



Pêches et Océans
Canada

Fisheries and Oceans
Canada

Sciences des écosystèmes
et des océans

Ecosystems and
Oceans Science

Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS)

Document de recherche 2021/032

Région de la capitale nationale

Cadre d'évaluation de l'anguille d'Amérique à l'échelle du stock : examen des tendances et approches en matière d'évaluation

M. Cornic¹, X. Zhu¹, et D.K. Cairns^{2,3}

¹Pêches et Océans Canada
Institut des eaux douces
501, University Crescent
Winnipeg (Manitoba) R3T 2N6

²Pêches et Océans Canada
C.P. 1236
Charlottetown (Île-du-Prince-Édouard) C1A 7M8

³Auteur-ressource : david.cairns@dfo-mpo.gc.ca

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 de consultation scientifique
200, rue Kent
Ottawa (Ontario) K1A 0E6

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



© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, 2021
ISSN 2292-4272
ISBN 978- 0-660-38454-2 N° cat. Fs70- 5/2021-032F-PDF

La présente publication doit être citée comme suit :

Cornic, M., Zhu, X., Cairns, D.K. 2021. Cadre d'évaluation de l'anguille d'Amérique à l'échelle du stock : examen des tendances et approches en matière d'évaluation. Secr. can. de consult. sci. du MPO. Doc. de rech. 2021/032. xi + 81 p.

Also available in English :

Cornic, M., Zhu, X., Cairns, D.K. 2021. Stock-wide assessment framework for American eel: review of trends and approaches to assessment. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2021/032. x + 77 p.

TABLE DES MATIERES

RÉSUMÉ.....	xi
1. INTRODUCTION	1
2. MÉTHODES.....	2
2.1. SOURCES DE DONNÉES.....	2
2.2. DONNÉES DÉPENDANTES DE LA PÊCHE.....	2
2.2.1. Canada.....	2
2.2.2. États-Unis.....	3
2.2.3. Caraïbes et Amérique centrale	3
2.2.4. Limites des données	3
2.3. DONNÉES INDÉPENDANTES DE LA PÊCHE	3
2.4. ANALYSE STATISTIQUE	4
2.4.1. Analyse par points de rupture	4
2.4.2. Modèles linéaires généralisés mixtes	4
2.4.3. Analyse de puissance	5
2.4.4. Test de Mann-Kendall	6
2.4.5. Modèles autorégressifs à moyennes mobiles intégrées (ARIMA)	6
3. RÉSULTATS.....	7
3.1. DÉBARQUEMENTS.....	7
3.1.1. Canada.....	7
3.1.2. À l'étranger.....	8
3.2. NORMALISATION DES INDICES D'ABONDANCE RELATIVE	8
3.2.1. Indices dépendants de la pêche	8
3.2.2. Indices indépendants de la pêche.....	9
3.3. ANALYSE DE PUISSANCE	13
3.4. TENDANCES TEMPORELLES.....	14
3.4.1. Bassin du Saint-Laurent (BSL).....	14
3.4.2. Scotia-Fundy (SF).....	14
3.4.3. Sud du golfe du Saint-Laurent (SG).....	14
3.4.4. Nord du golfe du Saint-Laurent (NG)	14
3.4.5. Résumé des tendances temporelles.....	14
3.5. MODÈLES AUTORÉGRESSIFS À MOYENNES MOBILES INTÉGRÉES (ARIMA) ET PRÉVISION DES TENDANCES DE L'ABONDANCE.....	14
3.5.1. Bassin du Saint-Laurent (BSL).....	15
3.5.2. Scotia-Fundy (SF).....	15
3.5.3. Sud du golfe du Saint-Laurent (SG).....	15
3.5.4. Nord du golfe du Saint-Laurent (NG)	16
3.5.5. Résumé des modèles ARIMA	16
4. DISCUSSION.....	16

4.1. DÉBARQUEMENTS.....	16
4.2. INDICES D'ABONDANCE DÉPENDANTS DE LA PÊCHE	17
4.3. INDICES D'ABONDANCE INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE.....	18
4.4. DÉTERMINATION DE L'ÉTAT DU STOCK.....	19
5. CONCLUSIONS.....	19
6. RECOMMANDATIONS DE RECHERCHE	20
REMERCIEMENTS	21
RÉFÉRENCES CITÉES	21
TABLEAUX	25
FIGURES	54

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Ensembles de données examinés et inclus dans le rapport d'évaluation du stock afin d'élaborer des indices d'abondance pour l'anguille d'Amérique à l'Île-du-Prince-Édouard (Î.-P.-É.), en Nouvelle-Écosse (N.-É.), au Québec (QC), à Terre-Neuve (T.-N.) et en Ontario (ON). .25	
Tableau 2. Relevés dépendants et indépendants de la pêche utilisés afin d'élaborer des indices d'abondance pour l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent (BSL), dans la zone Scotia-Fundy (SF), dans le sud du golfe du Saint-Laurent (SG) et dans le nord du golfe du Saint-Laurent et Terre-Neuve (NG-TN).26	26
Tableau 3. Types de variables utilisés pour normaliser les indices d'abondance.....27	27
Tableau 4. Indices d'abondance nominaux pour l'anguille d'Amérique dans l'estuaire du Saint-Laurent (kg/m).....27	27
Tableau 5. Sélection du modèle pour les indices d'abondance dépendants de la pêche en Nouvelle-Écosse (N.-É.) et à l'Île-du-Prince-Édouard (Î.-P.-É.) au moyen d'un modèle linéaire généralisé (MLG) binomial négatif (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), signification statistique des variables mises à l'essai *p < 0,05, **p=0,01, ***p < 0,01.....28	28
Tableau 6. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif (BN) et indices d'abondance nominaux pour la pêche hivernale au harpon (kg d'anguilles de taille réglementaire par heure de harponnage) (golfe de la Nouvelle-Écosse). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.....29	29
Tableau 7. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif (BN) et indices d'abondance nominaux pour la pêche au verveux (kg d'anguilles de taille réglementaire par jour) (golfe de la Nouvelle-Écosse). ET représente l'erreur-type de la moyenne.30	30
Tableau 8. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif (BN) et indices d'abondance nominaux pour la pêche au verveux (kg d'anguilles de taille réglementaire par jour) (Île-du-Prince-Édouard). ET représente l'erreur-type de la moyenne.....31	31
Tableau 9. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés du bassin du Saint-Laurent (Ontario) au moyen de modèles binomiaux négatifs à inflation de zéro (ZINB) et de modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), signification statistique des variables mises à l'essai *p < 0,05, **p=0,001, ***p < 0,001.....32	32
Tableau 10. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés au chalut (anguilles par trait de chalut) dans la baie de Quinte (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes. Il est à noter que la hausse de l'indice à partir de 2012 est probablement attribuable à l'empoisonnement d'anguilles.34	34
Tableau 11. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés de la passe à poissons (anguilles/jour) au barrage Moses-Saunders (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.....35	35
Tableau 12. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés de la passe à poissons	

(anguilles/jour) au barrage de Beauharnois (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne.....	36
Tableau 13. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés de la passe à poissons (anguilles/jour) au barrage de Chambly (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne.	36
Tableau 14. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux (anguilles/cycle de marée; de mai à novembre) à Saint-Nicolas (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.....	37
Tableau 15. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux (anguilles/cycle de marée; d'octobre à novembre) pour l'anguille argentée à Saint-Nicolas (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.	38
Tableau 16. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés de la zone Scotia-Fundy au moyen de modèles binomiaux négatifs à inflation de zéro (ZINB) et de modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), r^2 marginal (r^2 marg), r^2 conditionnel (r^2 cond), signification statistique de la variance des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$	39
Tableau 17. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m ²) dans la rivière Nashwaak (Scotia-Fundy). ET représente l'erreur-type de la moyenne.	41
Tableau 18. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m ²) dans la rivière LaHave (Scotia-Fundy). ET représente l'erreur-type de la moyenne.	42
Tableau 19. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m ²) dans la rivière St. Marys (Scotia-Fundy). ET représente l'erreur-type de la moyenne.	43
Tableau 20. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m ²) dans les rivières de la zone Scotia-Fundy (Nashwaak, LaHave et St. Marys). ET représente l'erreur-type de la moyenne.	44
Tableau 21. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés pour la civelle de la zone Scotia-Fundy au moyen d'un modèle linéaire généralisé binomial négatif (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), signification statistique de la variance des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$	44
Tableau 22. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif (BN) et indices d'abondance nominaux pour la pêche de la civelle à la trappe (par kg) dans la rivière East (Chester) (Scotia-Fundy). ET représente l'erreur-type de la moyenne.....	45

Tableau 23. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés du sud du golfe du Saint-Laurent au moyen de modèles binomiaux négatifs à inflation de zéro (ZINB) et de modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), r^2 marginal (r^2 marg), r^2 conditionnel (r^2 cond), signification statistique de la variance des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$	46
Tableau 24. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m ²) dans la rivière Restigouche (sud du golfe). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.	47
Tableau 25. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m ²) dans la rivière Miramichi (sud du golfe). ET représente l'erreur-type de la moyenne.	48
Tableau 26. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m ²) dans les rivières du Nouveau-Brunswick (Restigouche et Miramichi; sud du golfe du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne.....	49
Tableau 27. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés du nord du golfe du Saint-Laurent au moyen de modèles binomiaux négatifs à inflation de zéro (ZINB) et de modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta du second degré ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), signification statistique des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$	50
Tableau 28. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés à la trappe (par jour) dans la rivière Sud-Ouest (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne.	51
Tableau 29. Résultats de l'analyse de puissance des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique. Pour chaque relevé, les tendances linéaires et exponentielles ont été testées sur une période de dix ans.....	51
Tableau 30. Résultats du test de Mann-Kendall (MK) et du test de Mann-Kendall modifié (MK corrigé) pour les indices d'abondance de l'anguille d'Amérique. NS représente une tendance non significative.....	52
Tableau 31. Résultats des modèles ARIMA pour les données indépendantes de la pêche. Nombre d'années (n), Erreur-type (ET), Variance (σ^2), critère d'information d'Akaike (AIC), erreur quadratique moyenne (RMSE), erreur moyenne (ME), erreur absolue moyenne (MAE), erreur absolue moyenne en pourcentage (MAPE), Écart-type de la moyenne (MSE), fonction d'autocorrélation (ACF).....	53
Tableau 31 (suite).....	53

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Zones d'évaluation du potentiel de rétablissement de l'anguille d'Amérique (Cairns et al. 2014).....	54
--	----

Figure 2. Relevés de poissons incluant l’anguille d’Amérique au Canada : a) relevés dépendants de la pêche et b) relevés indépendants de la pêche.....	55
Figure 3. Débarquements déclarés d’anguilles d’Amérique dans les zones d’évaluation du potentiel de rétablissement (EPR) du Canada. Le gris représente l’ensemble des débarquements canadiens, et le noir représente les débarquements de chaque zone d’EPR. Les lignes rouges indiquent les périodes de changement des débarquements qui ont été détectées au moyen de l’analyse par point de rupture.	56
Figure 4. Débarquements déclarés d’anguilles d’Amérique dans les habitats côtiers (graphique du haut) et d’eau douce (graphique du bas) en Nouvelle-Écosse (N.-É.) et au Nouveau-Brunswick (N.-B.) dans les zones de gestion Scotia-Fundy (SF) et Sud du golfe du Saint-Laurent (SG), et dans le nord du golfe du Saint-Laurent et Terre-Neuve (NG-TN). Les débarquements au Québec comprennent des anguilles argentées pêchées dans les eaux saumâtres et salées de l’estuaire du Saint-Laurent, mais celles-ci sont incluses dans le graphique de l’eau douce parce qu’elles sont nées en eau douce. Le gris indique l’ensemble des débarquements au Canada.....	57
Figure 5. Débarquements déclarés de la civelle de l’anguille d’Amérique (graphique du haut) et prix de la civelle par kg au Canada (graphique du bas).....	58
Figure 6. Débarquements déclarés d’anguilles d’Amérique aux États-Unis (graphique du haut) et débarquements globaux (graphique du bas).	59
Figure 7. Indice nominal (cercles gris) pour la pêche de l’anguille d’Amérique au filet-trappe dans le Bas-Saint-Laurent (kg par m).	59
Figure 8. Graphiques de la qualité de l’ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser la CPUE de l’anguille d’Amérique pour a) la pêche au verveux et b) la pêche au harpon en Nouvelle-Écosse (sud du golfe du Saint-Laurent).	60
Figure 9. Indices d’abondance de l’anguille d’Amérique pour la pêche hivernale au harpon (kg d’anguilles de taille réglementaire par heure de harponnage) et au verveux (kg d’anguilles de taille réglementaire par filet par jour) en Nouvelle-Écosse (sud du golfe du Saint-Laurent). L’indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que les indices d’abondance et les intervalles de confiance sont indiqués en vert.	61
Figure 10. Graphiques de la qualité de l’ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser la CPUE de l’anguille d’Amérique pour la pêche au verveux à l’Île-du-Prince-Édouard (sud du golfe du Saint-Laurent).	61
Figure 11. Indice d’abondance de l’anguille d’Amérique pour la pêche au verveux à (kg d’anguilles de taille réglementaire par filet par jour) à l’Île-du-Prince-Édouard (sud du golfe du Saint-Laurent). L’indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l’indice d’abondance et l’intervalle de confiance sont indiqués en vert.	62
Figure 12. Graphiques de la qualité de l’ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l’abondance de l’anguille d’Amérique dans le bassin du Saint-Laurent (Ontario) : a) échelle du barrage Moses-Saunders; et b) baie de Quinte.	63
Figure 13. Indice d’abondance de l’anguille d’Amérique dans le bassin du Saint-Laurent (Ontario) d’après les données de l’échelle Saunders du barrage Moses-Saunders (anguilles par jour) et de la baie de Quinte (anguilles/100 m ²). L’indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l’indice d’abondance et l’intervalle de confiance sont indiqués en vert.....	64
Figure 14. Fréquence de longueur de l’anguille d’Amérique au barrage de Moses-Saunders de 2006 à 2018.	64

Figure 15. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent : a) barrage de Beauharnois, b) barrage de Chambly, c) relevé à la trappe de Saint-Nicolas (mai-octobre), et d) relevé à la trappe de Saint-Nicolas (septembre-octobre).	65
Figure 16. Indice d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent au Québec d'après les données du barrage de Beauharnois (anguilles par jour), du barrage de Chambly (anguilles par jour) et du relevé à la trappe de Saint-Nicolas (anguilles par cycle de marée). L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert. Pour Saint-Nicolas, le vert indique l'indice correspondant aux prises d'anguille argentée (septembre-octobre) et l'orange indique l'indice correspondant à un mélange de prises d'anguille jaune et d'anguille argentée (mai-octobre)...	66
Figure 17. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique au barrage de Beauharnois de 2002 à 2018.	67
Figure 18. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique dans la passe ouest du barrage de Chambly de 2006 à 2018.	67
Figure 19. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans la zone Scotia-Fundy : a) rivière Nashwaak; b) rivière LaHave; c) rivière St. Marys; et d) toutes les rivières combinées.	68
Figure 20. Indices d'abondance pour l'anguille d'Amérique (anguilles/100 m ² lors du premier balayage par pêche à l'électricité) dans la zone Scotia-Fundy, selon les relevés par pêche à l'électricité dans la rivière Nashwaak, la rivière LaHave, la rivière St. Marys et toutes les rivières combinées. L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.	69
Figure 21. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique dans la rivière Nashwaak de 2013 à 2018. Il est à noter que la longueur n'a pas été enregistrée selon la même méthode en 2013 (n=50, moyenne de 24,7 cm) et en 2017 (n=85, moyenne de 24,4 cm).	70
Figure 22. Relation entre la longueur et le poids de l'anguille d'Amérique dans la rivière Nashwaak (Scotia-Fundy) de 2013 à 2018.	70
Figure 23. Graphiques de la qualité de l'ajustement des tracés de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de la civelle de l'anguille d'Amérique en Nouvelle-Écosse (Scotia-Fundy).	71
Figure 24. Indice d'abondance de la civelle (kg par jour) en Nouvelle-Écosse (Scotia-Fundy) selon les relevés à la trappe. L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.	71
Figure 25. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans le sud du golfe du Saint-Laurent : a) rivière Restigouche; b) rivière Miramichi; c) toutes les rivières combinées.	72
Figure 26. Indice d'abondance de l'anguille d'Amérique (anguilles/100 m ²) dans le sud du golfe du Saint-Laurent selon les relevés par pêche à l'électricité. Le graphique du bas représente l'indice d'abondance combiné des rivières Restigouche et Miramichi. L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.	73
Figure 27. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans le nord du golfe du Saint-Laurent selon les relevés au filet-trappe dans la rivière Sud-Ouest.	74

Figure 28. Indice d'abondance de l'anguille d'Amérique (anguilles par jour) dans le nord du golfe du Saint-Laurent. L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.	74
Figure 29. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique dans la rivière Sud-Ouest de 2004 à 2014.	75
Figure 30. Relation longueur-âge de l'anguille d'Amérique dans la rivière Sud-Ouest (Québec) de 2004 à 2013.	75
Figure 31. Matrice de corrélation de Spearman pour les indices d'abondance indépendants de la pêche. L'échelle des couleurs correspond à ce qui suit : plus la corrélation est positive (se rapprochant de 1), plus le rouge est foncé; plus la corrélation est négative (se rapprochant de -1), plus le bleu est foncé.	76
Figure 32. Diagnostics résiduels et modèles ARIMA des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent. Les lignes bleues représentent la projection de l'abondance de l'anguille d'Amérique pour les dix prochaines années, et les zones ombragées bleues représentent leurs intervalles de confiance à 80 % (bleu foncé) et à 95 % (bleu pâle)...	77
Figure 32 (suite).	78
Figure 33. Diagnostics résiduels et modèles ARIMA des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans la zone Scotia-Fundy. Les lignes bleues représentent la projection de l'abondance de l'anguille d'Amérique pour les dix prochaines années, et les zones ombragées bleues représentent leurs intervalles de confiance à 80 % (bleu foncé) et à 95 % (bleu pâle)...	79
Figure 34. Diagnostics résiduels et modèles ARIMA des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Les lignes bleues représentent la projection de l'abondance de l'anguille d'Amérique pour les dix prochaines années, et les zones ombragées bleues représentent leurs intervalles de confiance à 80 % (bleu foncé) et à 95 % (bleu pâle).	80
Figure 35. Diagnostics résiduels et modèles ARIMA des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Les lignes bleues représentent la projection de l'abondance de l'anguille d'Amérique pour les dix prochaines années, et les zones ombragées bleues représentent leurs intervalles de confiance à 80 % (bleu foncé) et à 95 % (bleu pâle).	81

RÉSUMÉ

Les dernières évaluations de la population d'anguille d'Amérique du Canada ont été réalisées en 2012 et 2014. Ce rapport réévalue les indices d'abondance à partir des données dépendantes et indépendantes de la pêche et étudie les variations temporelles d'abondance de la population d'anguille d'Amérique dans quatre régions du Canada. Cependant, l'absence de données dans plusieurs régions ainsi que sur les différents stades de vie de l'espèce limite notre capacité à évaluer précisément les tendances de la population d'anguille d'Amérique au Canada.

Entre 1874 et 2016, les débarquements déclarés de l'anguille d'Amérique au Canada variaient entre 200,6 et 1 411,7 tonnes. Depuis les années 1880 jusqu'aux années 1990, les débarquements déclarés montraient des fluctuations sans tendance globale, et ont affiché une stabilité relative dans les années 1970 et 1980. Depuis à peu près 1990 les débarquements déclarés ont montré une décroissance continue.

Les indices indépendants de la pêche, mis à jour depuis la dernière évaluation du stock, ont été développés en utilisant des modèles mixtes linéaires généralisés incluant des variables temporelles, environnementales et d'effort de pêche pour prendre en compte les facteurs influençant la capturabilité des anguilles. Au total, 12 séries temporelles ont été analysées dont 9 représentaient les abondances d'anguilles jaunes. Les résultats indiquent que les abondances d'anguille d'Amérique sont stables (2 séries temporelles), déclinantes (4 séries temporelles) ou croissantes (2 séries temporelles). Le point de référence du 25^e centile, quand il est comparé à l'année initiale des indices d'abondance, montre que 8 tendances sont déclinantes, mais quand il est comparé à l'année de la dernière évaluation du stock (2012), il indique une augmentation de l'abondance pour 5 séries temporelles.

Les points de référence pour définir le statut du stock d'anguille d'Amérique au Canada n'ont pas été estimés dans ce rapport, car davantage de données et d'analyses sont nécessaires. Cependant, les variations d'abondance sont similaires à celles observées lors de la dernière évaluation de stock de 2012 et du plan de rétablissement de 2014. Les débarquements commerciaux et les données des relevés indépendants de la pêche montrent que l'abondance de l'anguille d'Amérique est stable depuis 2000, mais reste faible. De plus, les tendances décroissantes de plusieurs séries temporelles restent inquiétantes pour le rétablissement de la population au Canada. Par conséquent, le statut de la population d'anguille d'Amérique est inchangé par rapport à celui de 2012 et son stock reste à risque. Nous recommandons de continuer le suivi et la collecte d'information pour pouvoir mieux évaluer le statut de l'anguille d'Amérique au Canada.

1. INTRODUCTION

L'anguille d'Amérique (*Anguilla rostrata*) est considérée comme une espèce panmictique dont la vaste aire de répartition continentale s'étend du Groenland au nord de l'Amérique du Sud. Historiquement, cette espèce n'a fait l'objet d'aucune pêche dans la partie sud de cette aire de répartition, mais a été visée par une pêche intensive en Amérique du Nord, dans certaines parties des bassins hydrographiques de l'Atlantique (Casselman 2003). Depuis que le Canada et les États-Unis ont commencé, dans les années 1870 et 1880, à compiler des statistiques sur les débarquements déclarés, ces derniers ont successivement atteint de nouveaux sommets et de nouveaux creux. Après les années 1980, les débarquements d'anguilles d'Amérique ont connu un long déclin, ce qui a accentué les préoccupations concernant la conservation de l'espèce et la durabilité des pêches (COSEPAC 2012, ASFMC 2017).

De récents examens des stocks, s'appuyant à la fois sur des données dépendantes et indépendantes des pêches, ont estimé que le stock d'anguille d'Amérique était épuisé dans les eaux de la côte est des États-Unis (ASFMC 2017), et menacé au Canada (COSEPAC 2012). On ne comprend toujours pas entièrement l'écologie de l'anguille d'Amérique, qui est complexe, et cette lacune limite notre compréhension de la dynamique des populations, de l'habitat et des exigences relatives aux étapes du cycle biologique. En 2013, dans le cadre du processus en vertu de la Loi sur les espèces en péril du Canada, le Secrétariat canadien de consultation scientifique (SCCS) a effectué une évaluation du potentiel de rétablissement (EPR) du segment canadien du stock d'anguille d'Amérique (Cairns et al. 2014, Chaput et al. 2014a,b, MPO 2014, Pratt et al. 2014). Les rapports électroniques générés dans le cadre de cette EPR comprenaient de l'information sur les débarquements, les indices d'abondance et les paramètres démographiques connexes, ainsi que sur les habitats et les menaces. Bien qu'il n'ait pas déterminé l'état du stock, cet examen a révélé un déclin des indicateurs de la population d'anguilles d'Amérique sur 32 ans (deux générations d'eau douce), mais n'a observé aucun changement constant au cours des 16 dernières années (une génération d'eau douce). L'examen a aussi révélé d'importantes variations régionales des tendances relatives à l'abondance de l'anguille d'Amérique.

Ces variations régionales pourraient s'expliquer par certains changements relatifs à l'effort de pêche et par une dégradation de l'habitat (barrages, pollution, introduction d'espèces exotiques). Depuis plusieurs décennies, des ensembles de données à long terme dépendantes et indépendantes de la pêche ont été recueillis pour les populations de l'est du Canada (Cairns 2020). Les habitats d'eau douce ont été considérés comme essentiels à l'anguille d'Amérique, et l'information disponible aux fins de l'évaluation du stock se rapporte en grande partie à ces habitats. Les périodes de croissance et de maturation de l'anguille d'Amérique dans le nord-est de l'Amérique du Nord dépendent fortement de la salinité, sachant que les anguilles élevées en eau douce ont un taux de croissance deux fois plus lent et une maturation deux fois plus longue que les anguilles élevées dans l'eau saumâtre et l'eau salée (Thibault et al. 2007; Cairns et al. 2009; Jessop 2010). La température peut, elle aussi, influencer sur le cycle biologique de l'anguille d'Amérique, c'est-à-dire sur la maturité, la croissance et la migration (Jessop 2010). Puisque ces facteurs, ainsi que d'autres facteurs, peuvent avoir une incidence sur la capturabilité de l'espèce, l'utilisation des séries de données sur la capture par unité d'effort afin de déterminer les tendances de l'abondance exige d'appliquer une normalisation en fonction des facteurs environnementaux.

Les séries de données à long terme sur les débarquements commerciaux d'anguille d'Amérique (1874-2016) et les indices d'abondance (1952-2018) ont été compilés et examinés dans le cadre d'une réunion du SCCS tenue à Ottawa en mai 2019 (Cairns 2020). Le présent rapport a pour objectif d'utiliser cette information afin d'étudier la façon dont la dynamique des

débarquements pourrait avoir eu une incidence sur les populations d'anguilles d'Amérique, et afin d'élaborer des indices d'abondance fondés sur des relevés de recherche afin de détecter les changements de l'abondance de l'anguille d'Amérique au Canada.

2. MÉTHODES

2.1. SOURCES DE DONNÉES

Aux fins de l'évaluation du potentiel de rétablissement, l'aire de répartition de l'anguille d'Amérique dans l'est du Canada (à l'exclusion du Labrador) a été divisée en quatre zones (Cairns et al. 2014) : 1) le bassin du Saint-Laurent (BSL); 2) la zone Scotia-Fundy (SF) – correspondant aux bassins hydrographiques de l'Atlantique et de la baie de Fundy du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Écosse; 3) le sud du golfe du Saint-Laurent (SG) – y compris les bassins hydrographiques de l'Île-du-Prince-Édouard et ceux du golfe du Saint-Laurent au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Écosse; et 4) le nord du golfe du Saint-Laurent et Terre-Neuve (NG-TN; figure 1). Des ensembles de données dépendantes de la pêche, y compris des données sur les prises et, dans certains cas, sur l'effort de pêche, ainsi que des ensembles de données indépendantes de la pêche provenant de programmes de surveillance à long terme étaient disponibles pour chaque zone. Ces ensembles de données ont été mis à jour depuis le dernier examen de l'anguille d'Amérique au Canada (Cairns et al. 2014) et ont fait l'objet d'un examen par des experts, lequel s'est concentré sur l'évaluation des séries de données en vue d'y déceler les erreurs et les biais (Cairns 2020). En fonction des constatations de ces examens, les ensembles de données ont été classés selon leur qualité et leur utilité à l'égard de leur capacité à refléter les tendances de l'abondance de l'anguille d'Amérique au Canada (tableau 1). Une description complète de la collecte de données dépendantes et indépendantes de la pêche est présentée dans le document de recherche Cairns 2020.

2.2. DONNÉES DÉPENDANTES DE LA PÊCHE

2.2.1. Canada

Au Canada, les pêches commerciales ciblent deux principales étapes du cycle biologique de l'espèce : l'anguille de grande taille (> 35 cm; anguille jaune et anguille argentée), et l'anguille de petite taille (< 10 cm; civelle). Au Canada, les anguilles de moins de 10 cm sont désignées sous le nom de « civelle » dans la loi, et c'est ce terme qui sera utilisé dans le présent document, même si ce groupe englobe plus d'un stade de développement. Les données sur les débarquements d'anguille de grande taille sont disponibles à partir de 1874 dans la majeure partie du Canada. Des données sur les débarquements de civelles sont disponibles de 1989 à 2017. En plus des données sur les débarquements annuels, des registres commerciaux des prises d'anguilles de grande taille étaient aussi disponibles pour la pêche au filet-trappe dans l'estuaire du Saint-Laurent et pour la pêche au verveux et la pêche hivernale au harpon à l'Île-du-Prince-Édouard et dans la partie néo-écossaise du sud du golfe du Saint-Laurent (figure 2; tableau 2). Ces registres faisaient état de l'effort de pêche quotidien et du nombre de prises.

Des pêches visant l'anguille de grande taille ont eu lieu dans toutes les provinces de l'est du Canada. Les débarquements ont été déclarés par le ministère des Pêches et des Océans (MPO) dans les provinces de l'Atlantique, et par des organismes provinciaux au Québec et en Ontario. Les civelles ne sont pêchées que dans les provinces de l'Atlantique, et les débarquements sont déclarés par le MPO.

2.2.2. États-Unis

Aux États-Unis, les débarquements commerciaux d'anguilles d'Amérique de grande taille sont déclarés à l'échelle des bassins hydrographiques de l'Atlantique et du golfe du Mexique. Les débarquements sont également déclarés selon trois zones d'évaluation du potentiel de rétablissement : Côte de l'Atlantique nord; Côte de l'Atlantique centre; Côte de l'Atlantique sud (figure 1). Une pêche de la civelle a également lieu dans le Maine et en Caroline du Sud. Les débarquements sont tirés des rapports du gouvernement des États-Unis (Cairns 2020).

2.2.3. Caraïbes et Amérique centrale

L'Organisation des Nations unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO) compile les débarquements des pêches à l'échelle mondiale, mais les données sur les débarquements d'anguilles d'Amérique du bassin des Caraïbes et du Mexique sont considérées comme peu fiables. Pour cette région, les données sur les débarquements sont tirées des renseignements qui avaient été fournis dans le cadre de l'atelier *American Eel Range States Workshop*, à Santo Domingo, en République dominicaine, en avril 2018 (Cairns 2020).

2.2.4. Limites des données

Les débarquements des pêches sont influencés par de multiples facteurs, dont le prix, l'accessibilité à d'autres emplois ou cibles de pêche, l'efficacité des engins de pêche disponibles et la réglementation de la pêche. Pour que la capture par unité d'effort soit proportionnelle à l'abondance de la population, la capturabilité doit être constante dans le temps (Hilborn et Walters 1992; Harley et al. 2001; Walters 2003). Pour ces raisons, il est possible que les débarquements déclarés soient peu corrélés à l'abondance d'un stock. Néanmoins, les données sur les prélèvements attribuables à la pêche sont essentielles pour déterminer les effets de la pêche sur l'abondance, l'âge et la taille des anguilles.

2.3. DONNÉES INDÉPENDANTES DE LA PÊCHE

L'examen des séries de données indépendantes de la pêche effectué par Cairns (2020) a révélé que plusieurs ensembles de données présentaient des problèmes de qualité ou des séries chronologiques de trop courte durée. Par conséquent, certains des ensembles de données qui avaient servi aux évaluations précédentes n'ont pas été utilisés dans la présente analyse (tableau 1).

Des relevés de surveillance à long terme (> 15 ans) dans les zones BSL, SF et SG ont été utilisées pour élaborer des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique au Canada (figure 2). Les relevés effectués dans le BSL en Ontario comprenaient des relevés au chalut de fond dans la baie de Quinte et des relevés d'une échelle à anguille au barrage Moses-Saunders, tandis que les relevés au Québec comprenaient les relevés des échelles à anguille des barrages de Chambly et de Beauharnois, ainsi que des relevés expérimentaux au filet-trappe à Saint-Nicolas. Dans la zone SF, des relevés par pêche à l'électricité (1er balayage) ont été effectués dans les rivières Nashwaak, LaHave et St. Marys. Dans la zone SG, les densités observées dans le cadre des relevés par pêche à l'électricité ont été utilisées comme indicateur d'abondance dans les rivières Restigouche et Miramichi (tableau 2). Dans la zone NG-TN, les prises d'anguille ont été enregistrées à partir des trappes de la rivière Sud-Ouest. Les anguilles d'Amérique capturées lors de ces relevés étaient principalement des anguilles jaunes (tableau 2); par conséquent, les analyses effectuées dans le cadre de la présente étude sont représentatives de l'abondance de l'anguille jaune, sauf indication contraire. En plus de ces relevés, le recrutement des civelles a été surveillé au moyen de trappes à East River Chester,

en Nouvelle-Écosse (MPO 2017, MPO 2019). Une description complète des sources de données est fournie par MPO (2019) et Cairns (2020).

2.4. ANALYSE STATISTIQUE

2.4.1. Analyse par points de rupture

Les débarquements commerciaux d'anguilles d'Amérique au Canada ont été analysés pour déterminer si des changements structurels se sont produits depuis 1874. Une analyse par points de rupture a été effectuée pour détecter une ou plusieurs ruptures structurelles dans les débarquements commerciaux à partir de modèles linéaires par morceaux, selon une méthode de programmation dynamique (Bai et Perron 2003). Cette méthode sélectionne les points de rupture optimaux qui se traduisent par une réduction au minimum de la somme des carrés des résidus. Un test F a été effectué afin de déterminer si au moins un changement structurel s'est produit dans la série chronologique, puis le nombre optimal adéquat de points de rupture a été sélectionné sur la base du plus bas critère d'information bayésien (Zeileis et al. 2003). Des intervalles de confiance à 95 % ont été calculés pour chaque point de rupture. Les analyses des points de rupture ont été effectuées au moyen du module « strucchange » du logiciel R (Zeileis et al. 2015).

2.4.2. Modèles linéaires généralisés mixtes

Lors d'un examen antérieur de l'anguille d'Amérique au Canada (Cairns et al. 2014), on a utilisé des modèles linéaires généralisés (MLG) afin d'élaborer des indices d'abondance. Ces modèles ne tenaient toutefois pas compte des conditions environnementales, qui sont pourtant des facteurs qui ont une incidence majeure sur le cycle biologique de l'anguille d'Amérique et, par conséquent, sur leur capturabilité. Aux fins de la présente évaluation, des modèles linéaires généralisés (MLG) et des modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) ont été élaborés afin d'estimer les indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans les diverses zones. Le nombre d'anguilles d'Amérique a été modélisé au moyen d'un ensemble de variables indépendantes temporelles et environnementales (tableau 3) et d'un terme de compensation pour modéliser l'effort. Dans les cas où les relevés n'avaient pas enregistré les covariables environnementales, les données sur la température (°C), le débit des rivières (m/s-3) et le niveau d'eau (m) ont été téléchargés pour chaque site (selon la jauge la plus proche) et chaque jour d'échantillonnage ([Expertise hydrique et barrages](#); [Niveau d'eau et débit](#); [Données climatiques historiques](#); [Observatoire global du Saint-Laurent](#)). Le plan de relevé et les méthodes de collecte de données sur le terrain sont décrits dans Cairns (2020).

Avant d'établir les MLGM, les valeurs aberrantes ont été supprimées de l'analyse et la colinéarité entre les variables indépendantes a été étudiée en utilisant des corrélations de Spearman ($r < 0,5$) et le facteur d'inflation de la variance ($VIF < 3$). Si deux variables étaient colinéaires, deux modèles ont été développés, soit un modèle pour chaque variable colinéaire, et la variable incluse au modèle s'avérant le plus efficace a été conservée aux fins de l'analyse plus poussée. La sélection du meilleur modèle s'appuyait sur la plus faible valeur du critère d'information d'Akaike (AIC). La vérification du rendement des modèles s'est appuyée sur un examen de l'AIC corrigé par une formule delta ($\Delta AICc$), des motifs résiduels et des essais de dispersion (Hartig 2019), du R au carré (Lüdecke 2019) et de l'erreur quadratique moyenne. Le module « TMB » du logiciel R (Brook et al. 2017) a été utilisé pour ajuster les modèles linéaires généralisés mixtes. Toutes les analyses statistiques ont été exécutées dans le logiciel R (R Core Team 2019).

2.4.2.1. Modèles dépendants de la pêche

Les ensembles de données dépendants de la pêche étaient caractérisés par une distribution asymétrique des données; cependant, moins de 2 % des points de données étaient de zéro. De plus, le nombre de pêcheurs dans les ensembles de données variait d'une année à l'autre, ce qui donnait lieu, dans un petit nombre de cas, à des niveaux pouvant entraîner des estimations imprécises de l'effet aléatoire ou à un manque de convergence. Par conséquent, la variable « pêcheur » n'a pas été incluse comme effet aléatoire, mais plutôt en tant que facteur dans les modèles dépendants de la pêche, et des modèles linéaires généralisés à distribution binomiale négative ont été élaborés pour normaliser le nombre de prises des pêches.

2.4.2.2. Modèles indépendants de la pêche

Puisque de nombreux zéros accompagnés d'une distribution asymétrique ont été observés dans les ensembles de données indépendants de la pêche, des modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs standards et des MLGM binomiaux à inflation de zéro ont été élaborés. Un modèle à inflation de zéro permet de tenir compte d'un grand nombre de zéros dans les modèles de dénombrement grâce au calcul de la présence-absence de l'anguille d'Amérique, suivi du calcul des prises positives afin d'estimer les cas « réels » de prises équivalant à zéro. La présence-absence a été modélisée sur une distribution binomiale avec lien logit, tandis que la composante « prises positives » a été modélisée sur une distribution binomiale négative avec lien logit. On a ensuite comparé le rendement des différents modèles afin de sélectionner le modèle le mieux ajusté aux données en vue de normaliser les prises d'anguille d'Amérique. Il est à noter que les variables indépendantes incluses dans les modèles initiaux peuvent différer d'une zone et d'un relevé à l'autre en fonction de la disponibilité des données, et que les variables utilisées dans chaque partie des MLGM à inflation de zéro n'étaient pas nécessairement les mêmes. Sachant que les différents relevés au chalut de fond et par pêche à l'électricité ont échantillonné différents sites, un effet aléatoire représentant les variations spatiales (site) a été inclus pour normaliser les prises enregistrées dans le cadre de ces relevés. Des indices nominaux ont aussi été calculés pour chaque ensemble de données, (nombre d'anguilles par zone ou par jour).

2.4.3. Analyse de puissance

Pour détecter la probabilité de cerner les tendances relatives aux indices d'abondance normalisés indépendants de la pêche, une analyse de puissance (Gerrodette 1987) a été élaborée au moyen du module « power.trend » du logiciel R (Nelson 2018). Les variations de l'abondance ont été modélisées selon des méthodes linéaires (équation 1) et exponentielles (équation 2) afin de tenir compte des changements selon des incréments constants (équation 1) et des taux constants (équation 2).

$$\text{Équation 1 : } A_i = A_1[1+r(i-1)] \text{ et } r = R/(n-1)$$

$$\text{Équation 2 : } A_i = A_1(1+r)^{i-1} \text{ et } r = (R+1)^{1/(n-1)} - 1$$

où A_i représente l'abondance au cours d'une année donnée (i), r représente un incrément constant du changement en tant que fraction de l'indice d'abondance de départ (A_1) et R représente le changement global en fraction de l'abondance.

Le coefficient de variation (CV) médian, ou erreur-type proportionnelle, a été calculé comme erreur-type proportionnelle médiane [$ET(A_i)/A_i$], alors que la puissance (R) correspondait à la probabilité de variation de $\pm 50\%$ sur 10 ans ($r=0,056$) pour chaque relevé, selon les méthodes linéaires et exponentielles. Relativement à ces relevés, un point de référence d'une puissance de 0,80 a été utilisé pour détecter toute tendance haussière. Les données ont été analysées selon le niveau de signification $\alpha=0,05$.

2.4.4. Test de Mann-Kendall

Douze (12) relevés indépendants de la pêche dont on avait fait des indices d'abondance ont été évalués au moyen du test de Mann-Kendall pour détecter les tendances temporelles des indices d'abondance provenant des différentes zones du Canada. Il s'agit d'un test non paramétrique permettant de détecter les tendances monotones dans les données d'une série chronologique (Gilbert 1987). Puisque la fonction d'autocorrélation (ACF) indiquait une autocorrélation de certaines données, un test de Mann-Kendall modifié a aussi été utilisé dans le but de prévenir la détection de fausses tendances (Hamed et Roa 1998; Patakamuri et O'Brien 2019), et un calcul de la pente de Sen a été utilisé pour quantifier le degré de tendance temporelle.

2.4.5. Modèles autorégressifs à moyennes mobiles intégrées (ARIMA)

La compréhension des tendances de l'abondance et la capacité de prévoir les prises d'anguille d'Amérique sont utiles à l'élaboration de stratégies de gestion. Des modèles autorégressifs à moyennes mobiles intégrées (ou modèles ARIMA) ont été utilisés pour ajuster et prévoir les indices d'abondance de l'anguille d'Amérique. Les modèles ARIMA, qui sont caractérisés par leur souplesse et supposent que les conditions futures seront semblables aux conditions passées sur lesquelles s'appuient les prévisions du nombre de prises, ont souvent été mis en œuvre avec succès pour diverses espèces de poissons visées par une pêche commerciale (Fogarty et Miller 2004; Kim *et al.* 2015; ASMFC 2017).

Dans le cadre de l'évaluation d'un stock, les modèles ARIMA peuvent servir à déterminer l'état de la population par rapport à un point de référence fondé sur un indice (Helser et Hayes 1995; ASMFC 2017). Un point de référence fondé sur un indice est défini comme un point de référence correspondant à une valeur à l'intérieur de la plage de valeurs observée pour l'indice d'abondance relative. La probabilité qu'une valeur d'indice ajustée d'une année donnée (c.-à-d. première ou dernière année de relevé servant d'indice) soit inférieure au point de référence a été déterminée au moyen d'une méthode bootstrap. Les points de référence choisis, soit le 25^e centile de l'indice d'abondance ajusté, correspondent à des intervalles de confiance de 80 %. Le 25^e centile a été choisi en raison du fait qu'il fournit un point de référence raisonnable pour la comparaison de données affichant une abondance relativement élevée pour certaines années et relativement faible pour d'autres années de la série chronologique (Helser et Hayes 1995). Pour examiner un possible changement de l'abondance à long terme au fil de la série chronologique et depuis la dernière évaluation de l'état du stock d'anguille d'Amérique (COSEPAC 2012), le point de référence a été comparé aux données de la première année du relevé et à celles de 2012.

Les modèles ARIMA supposent une série chronologique stationnaire et une variance stable tout au long de la période à l'étude. Puisque nos données contredisaient cette hypothèse, les indices d'abondance de l'anguille d'Amérique ont été modifiés en utilisant une constante pour tenir compte des zéros ($\log[\text{indice}+0,01]$) avant de procéder à l'ajustement du modèle ARIMA. Comme les données à long terme sont plus efficaces pour l'analyse d'une série chronologique, les relevés comportant des observations sur plus de 15 ans ont été ajustés au moyen de modèles ARIMA. La sélection du modèle candidat s'est fondée sur des estimations d'échantillon de la fonction d'autocorrélation (FAC) et de la fonction d'autocorrélation partielle (FACP) afin de sélectionner les trois principaux ordres du modèle ARIMA (p, d, q) où p représente le nombre de termes autorégressifs, d représente le nombre de différences non saisonnières nécessaires pour établir la stationnarité, et q représente le nombre d'erreurs de prévision décalées de l'équation prévisionnelle. Ensuite, l'exactitude du modèle a été évaluée au moyen du critère d'information d'Akaike (AIC), du critère d'information bayésien (BIC), de l'erreur quadratique moyenne (RMSE), de l'erreur absolue moyenne mise à l'échelle (MASE) et de l'erreur absolue

moyenne (MAE), et de diagnostics résiduels. L'ajustement du modèle et les prévisions ont été appliqués au moyen des modules « fishmethod » (Nelson 2018) et « forecast » (Hyndman et al. 2019) du logiciel R.

3. RÉSULTATS

3.1. DÉBARQUEMENTS

3.1.1. Canada

Les débarquements totaux d'anguilles d'Amérique de grande taille au Canada combinent les prises du bassin du Saint-Laurent (BSL), de Scotia-Fundy (SF), du sud du golfe du Saint-Laurent (SG) et du nord du golfe du Saint-Laurent et Terre-Neuve (NG-TN) de 1874 à 2016 (figures 3 et 4). Les débarquements d'anguille d'Amérique ont affiché d'importantes variations au fil de la série chronologique, allant de 200,6 tonnes en 1941 à 1 411,7 tonnes en 1888. Une analyse des points de rupture a été effectuée afin de déterminer si des changements majeurs se sont produits relativement aux débarquements. Un changement structurel important des débarquements a été observé ($F=66,1$; $p<0,01$) lors de cinq périodes qui ont été détectées : de 1874 à 1908 (moyenne de $914,3 \pm 47$ tonnes); de 1909 à 1938 (moyenne de $729,9 \pm 46$ tonnes); de 1939 à 1966 (moyenne de $544,7 \pm 29,5$ tonnes); de 1967 à 1993 (moyenne de $998,5 \pm 29$ tonnes); et de 1994 à 2016 (moyenne de $483,4 \pm 32,3$ tonnes) (figure 3). Les débarquements ont atteint leurs niveaux les plus élevés au cours de la quatrième période (1967-1994) et un sommet en 1971 (1 223 tonnes) suivi d'une période relativement stable de 1970 à 1994. Par la suite, les débarquements d'anguilles d'Amérique ont diminué, atteignant leur plus faible valeur en 2015 (296 tonnes), ce qui représente une baisse de 61 % en 11 ans. Globalement, les débarquements au cours de la plus récente période ont été inférieurs aux débarquements historiques.

Des variations ont été enregistrées entre les débarquements à l'échelle régionale, alors que le BSL compte pour 55 % de l'ensemble des débarquements, suivi des zones SG (30 %), de SF (10 %) et NG-TN (5 %) (figure 4). Globalement, le BSL représentait la plus grande partie des débarquements d'anguille d'Amérique; toutefois, une forte baisse a été observée au cours de la période la plus récente, soit un déclin de 94 % entre 1990 et 2015. Dans le BSL, les débarquements étaient principalement au Québec (90 %), ce qui indique l'importance de cette province dans la pêche commerciale de l'anguille d'Amérique au Canada. En revanche, les débarquements dans les régions de l'Atlantique (SG, SF et NG-TN) sont demeurés relativement stables au cours des 20 dernières années. Durant cette période, la majorité des débarquements provenaient de la zone SG, particulièrement au Nouveau-Brunswick (55 %), où une augmentation de 42 % a été observée entre les années 1990 et 2000. Les différentes tendances relatives aux débarquements d'une zone à l'autre ont révélé un changement dans les débarquements d'anguille d'Amérique depuis 2000. Alors que le BSL a dominé les débarquements d'anguille d'Amérique de 1874 à 2000 (62 %), près de la moitié des débarquements (48 %) sont maintenant déclarés dans le SG, suivi du BSL (23 %), de SF (18 %) et de NG-TN (12 %).

Au Canada, une pêche commerciale de la civelle a également eu lieu en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick. Ces pêches ont connu une croissance depuis 1989, malgré la mise en œuvre, en 1998, d'un règlement établissant une limite de 9 permis de pêche commerciale (figure 5). De 1989 à 2010, les débarquements de civelles dans la région de l'Atlantique ont atteint en moyenne 1,7 tonne, puis ont atteint 6,8 tonnes en 2013 avant de se stabiliser à un niveau élevé depuis 2014 (moyenne de $5 \pm 0,4$ tonnes). Parallèlement, la valeur marchande de la civelle au Canada a augmenté pour atteindre un sommet de 4 680 \$/kg en 2015 (figure 5).

3.1.2. À l'étranger

Aux États-Unis, de 1920 à 2016, les débarquements d'anguilles de grande taille ont affiché des tendances semblables à celles des débarquements au Canada, atteignant un sommet en 1979 (1 792,5 tonnes) suivi d'une forte baisse jusqu'à aujourd'hui (moyenne de $602,51 \pm 46,3$ tonnes) (figure 6). Les débarquements ont été dominés par les pêches de la côte atlantique (99,9 %), une contribution mineure provenant des bassins hydrographiques du golfe du Mexique ($< 0,01$ %). Plus au sud, les nombres de prises dans le bassin des Caraïbes ont été minimales (figure 6). Cependant, avant 1970, les débarquements commerciaux aux États-Unis comprenaient probablement plusieurs espèces, et les données de ces débarquements pourraient donc ne pas refléter seulement l'anguille d'Amérique. Bien que des débarquements soient déclarés à Cuba depuis 1974, la pêche de l'anguille d'Amérique de grande taille y est stable depuis 2001, ayant oscillé entre 3 à 3,5 tonnes au cours des 20 dernières années.

Une pêche de la civelle a lieu sur la côte est des États-Unis et dans les îles des Caraïbes. Aux États-Unis, la pêche commerciale de la civelle a augmenté de façon continue depuis 1989, atteignant un sommet de 19,5 tonnes en 2013 (figure 5). Par la suite, notamment sous l'effet de mesures de gestion plus restrictives, les débarquements déclarés ont diminué à 6,2 tonnes en 2015, puis à 9,5 tonnes en 2016. Dans les Caraïbes (Haïti, République dominicaine, Jamaïque), les débarquements de civelles ont augmenté considérablement depuis 2012, atteignant un sommet en 2014 (14,8 tonnes) (figure 5).

3.2. NORMALISATION DES INDICES D'ABONDANCE RELATIVE

3.2.1. Indices dépendants de la pêche

3.2.1.1. Pêche à la trappe du Bas-Saint-Laurent (BSL)

La pêche à la trappe dans l'estuaire du Bas-Saint-Laurent a été examinée au moyen de différents modèles et différentes distributions des données. Globalement, les modèles présentaient d'importants écarts des résidus, ce qui indique un mauvais ajustement avec les données. Puisqu'un groupe d'experts avait déterminé que les données pour cette région étaient de bonne qualité en fonction de l'abondance nominale (tableau 1), l'indice d'abondance présenté dans le présent rapport correspond à l'abondance nominale (figure 7). Cet indice indique que les pêches du Bas-Saint-Laurent ont été relativement stables de 1996 à 2015 et ont atteint leur niveau le plus élevé en 2006 ($6,85$ kg/m) (tableau 4).

3.2.1.2. Pêche au harpon en Nouvelle-Écosse (SG)

La version définitive du modèle comprenait l'année, le mois et les pêcheurs ($AIC = 5\,571$). Toutes les covariables étaient significatives (tableau 5). Aucun motif notable n'a été observé dans les tracés des résidus (figure 8). L'indice d'abondance était semblable à l'indice nominal (soit $4,4 \pm 0,5$ kg par rapport à $4,5 \pm 0,5$ kg d'anguille de taille réglementaire par filet par heure de harponnage), ce qui indique que la pêche hivernale au harpon en Nouvelle-Écosse a augmenté de façon constante de 1998 à 2018 (tableau 6; figure 9).

3.2.1.3. Pêche au verveux en Nouvelle-Écosse (SG)

La version définitive du modèle de la pêche au verveux comprenait l'année, le mois et les pêcheurs ($AIC = 3\,045$; tableau 5; figure 8). Les covariables « année » et « pêcheur » étaient significatives. Toutefois, seule l'année 2017 était significativement différente des autres années. L'indice nominal et l'indice d'abondance étaient similaires ($2,8 \pm 0,6$ kg par rapport à $2,9 \pm 0,6$ kg d'anguille de taille réglementaire par filet par jour), et les deux tendances indiquaient que les prises d'anguille d'Amérique étaient demeurées stables de 1998 à 2016,

ayant atteint leur niveau le plus élevé en 2017 (tableau 7; figure 9). Globalement, la pêche au verveux a connu une croissance au cours des 20 dernières années.

3.2.1.4. Pêche au verveux à l'Île-du-Prince-Édouard (SG)

La température est la seule variable environnementale qui a été incluse au modèle complet afin de normaliser les nombres de prises d'anguille d'Amérique dans la pêche au verveux à l'Î.-P.-É. Le meilleur modèle comprenait l'année, le mois et le pêcheur (AIC = 93 130; tableau 5). Toutefois, le tracé des résidus indiquait un écart dans la distribution résiduelle (figure 10), ce qui est un signe que le modèle pourrait ne pas être parfaitement ajusté aux données. Différents modèles comportant plusieurs distributions ont été mis à l'essai, n'améliorant toutefois pas l'adéquation du modèle. Globalement, l'indice d'abondance et l'indice nominal indiquaient des tendances similaires, y compris une augmentation constante des prises d'anguille d'Amérique depuis 1997 (tableau 8; figure 11).

3.2.1.5. Résumé de l'indice d'abondance dépendant de la pêche

Des données détaillées dépendantes de la pêche ont fourni des données spatiales complémentaires sur l'abondance de l'anguille d'Amérique, et permettent d'estimer l'abondance de cette espèce dans plusieurs rivières et pour plusieurs années où des engins de pêche similaires ont été utilisés. Globalement, depuis 1999, la capture par unité d'effort (CPUE) pour l'anguille d'Amérique au Québec est demeurée stable, tandis que les prises ont augmenté de façon continue en Nouvelle-Écosse et à l'Île-du-Prince-Édouard. Bien que ces données soient utiles pour estimer la population, les rapports sur la pêche ne sont pas produits pour toutes les zones de gestion aux fins de l'évaluation du potentiel de rétablissement, et sont parfois incomplets.

3.2.2. Indices indépendants de la pêche

3.2.2.1. Bassin du Saint-Laurent (BSL)

3.2.2.1.1. Baie de Quinte – Relevé au chalut de fond

La version définitive du modèle pour la baie de Quinte comprenait, dans sa partie conditionnelle, l'année, le mois, la profondeur et le site, tandis que sa partie à inflation de zéro comprenait la température et la profondeur (AIC = 2 146; tableau 9). Toutes ces variables étaient significatives, à l'exception de la profondeur pour la partie conditionnelle du modèle, et aucune tendance des résidus ou observation aberrante n'a été observée, ce qui semble indiquer que le modèle était bien ajusté aux données (figure 12). L'indice d'abondance ($1,42 \pm 0,47$ anguille par trait de chalut) et l'indice nominal ($1,86 \pm 0,54$ anguille par trait de chalut) ont fortement diminué de 1972 à 2017 (tableau 10; figure 13), atteignant zéro prise de 2003 à 2012. Une légère augmentation a été observée depuis 2012, probablement en raison des anguilles introduites dans le cadre d'un programme d'empoissonnement à des fins de préservation (Cairns 2020). Malgré cette augmentation, les indices sont demeurés faibles ($0,03 \pm 0,02$ anguille par trait de chalut et $0,06 \pm 0,05$ anguille par trait de chalut). Globalement, les indices d'abondance dans la baie de Quinte indiquent un déclin du stock d'anguille d'Amérique depuis 1975 dans cette région.

3.2.2.1.2. Barrage Moses-Saunders – Relevé à la passe

Les données provenant de l'échelle à anguille de Saunders du barrage Moses-Saunders ont été divisées en deux ensembles de données pour les périodes 1974-1995 et 2006-2016.

Les ensembles de données de Moses-Saunders ont été utilisés pour élaborer différents modèles. Globalement, les deux modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) à inflation de zéro étaient similaires (tableau 9), et le modèle conservant toutes les variables significatives a

été considéré comme le modèle définitif. Le mois et la température ont été inclus dans la partie conditionnelle du modèle, tandis que le mois et le niveau d'eau ont été inclus dans la partie à inflation de zéro (AIC = 34 384). Aucun motif n'a été détecté dans les tracés des résidus, ce qui indique que le modèle était ajusté aux données (figure 12). L'indice d'abondance ($4\,265 \pm 721$ anguilles par jour) était supérieur à l'indice nominal ($3\,480 \pm 419$ anguilles par jour). Ces deux tendances indiquaient que l'abondance de l'anguille a fortement diminué depuis les années 1980, ayant atteint leur niveau le plus faible en 2017 (tableau 11; figure 13). De plus, les anguilles capturées à Moses-Saunders étaient d'une taille inférieure à 75 cm, ce qui indique que les indices d'abondance sont caractéristiques de l'abondance de l'anguille jaune (figure 14).

3.2.2.1.3. Barrage de Beauharnois – Relevés à la passe

Les relevés effectués au barrage de Beauharnois comprenaient deux échelles distinctes, une à l'ouest et une à l'est. Afin de tenir compte des différences de dénombrement possibles entre les deux passes, une passe variable a été ajoutée en tant que facteur des modèles utilisés. Le modèle du barrage de Beauharnois a conservé, dans sa partie conditionnelle, l'année, le mois, la passe, la température et le débit, ainsi que le mois dans sa partie à inflation de zéro (AIC = 26 215; tableau 9). Toutes ces variables étaient significatives, et un léger écart des résidus a été observé dans le tracé Q-Q (figure 15). Les indices d'abondance (288 ± 24 anguilles par jour) et les indices nominaux (290 ± 34 anguilles par jour) étaient similaires (tableau 12). Les tendances de l'abondance étaient comparables entre les indices, un sommet ayant été atteint en 2005, suivi d'une baisse constante jusqu'en 2016 (figure 16). Les données du barrage de Beauharnois sur la fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique ont montré qu'un seul individu mesurait plus de 75 cm, ce qui signifie que la majorité des anguilles capturées étaient des anguilles jaunes (figure 17).

3.2.2.1.4. Barrage de Chambly – Relevés à la passe

La version définitive du modèle pour le barrage de Chambly conserve les variables que sont l'année, le mois, la température et le débit (AIC = 9 277; tableau 9), et toutes les variables étaient significatives, sauf le débit. Aucune tendance notable n'a été détectée dans les tracés des résidus (figure 15). Globalement, l'indice d'abondance ($18,07 \pm 2,66$ anguilles par jour) et l'indice nominal ($17,64 \pm 3,56$ anguilles par jour) étaient similaires, mais ont affiché d'importantes variations de 2004 à 2018, atteignant le plus grand nombre de prises enregistrées en 2010 et en 2016 (tableau 13; figure 16). Au barrage de Chambly, la taille des anguilles d'Amérique variait de 18,1 cm à 78,2 cm, une seule anguille ayant été supérieure à 75 cm, ce qui indique que les indices d'abondance étaient représentatifs de l'abondance de l'anguille jaune (figure 18).

3.2.2.1.5. Saint-Nicolas – Relevés par trappe à anguille

Lors de la migration d'avalaison de l'anguille d'Amérique, en automne, les prises dans le BSL étaient dominées par les anguilles argentées. Deux modèles ont donc été élaborés pour étudier l'abondance de l'anguille d'Amérique à partir des relevés de Saint-Nicolas. L'un des modèles intégrait la totalité de la série chronologique (mai à octobre) pour caractériser l'abondance globale de l'anguille d'Amérique (jaune et argentée), et l'autre modèle a été conçu pour refléter uniquement l'abondance de l'anguille argentée (septembre à octobre).

La version définitive du modèle global a conservé, dans sa partie conditionnelle, les variables que sont l'année, le mois, la température et le débit, ainsi que la température et le débit dans sa partie à inflation de zéro (AIC = 28 874; tableau 9). Toutes les variables étaient significatives, et les tracés des résidus indiquaient que le modèle était adapté aux données (figure 15). Globalement, les indices d'abondance et les indices nominaux étaient similaires

($0,95 \pm 0,10$ anguille par cycle de marée par rapport à $0,88 \pm 0,11$ anguille par cycle de marée), et indiquaient une diminution de l'abondance depuis 2001 (tableau 14; figure 16).

La partie conditionnelle de la version définitive du modèle reflétant l'abondance de l'anguille argentée conservait les variables que sont l'année, le mois et la température, et sa partie à inflation de zéro comprenait la température (AIC = 16 090; tableau 9). Dans les deux parties du modèle, toutes les variables étaient significatives et aucun motif n'a été observé dans le tracé des résidus (figure 15). Les indices nominaux étaient plus élevés que l'indice d'abondance ($1,98 \pm 0,11$ par rapport à $1,65 \pm 0,24$ anguille par cycle de marée), indiquant néanmoins des tendances à la baisse similaires de 1975 à 2018 (tableau 15; figure 16).

3.2.2.2. Scotia-Fundy (SF)

3.2.2.2.1. Rivière Naswhaak – Relevé par pêche à l'électricité

Pour la rivière Nashwaak, le modèle le plus adéquat comprenait l'année et la température dans sa partie conditionnelle, et le mois dans sa partie à inflation de zéro (AIC = 2 660; tableau 16). Toutes ces variables étaient significatives, et les tracés des résidus indiquaient que le modèle était adapté aux données (figure 19). L'indice d'abondance et l'indice nominal étaient similaires, soit $1,37 \pm 0,33$ anguille/100 m² par rapport à $1,50 \pm 0,32$ anguille/100 m² respectivement (tableau 17; figure 20). Les estimations de l'abondance ont été moins élevées dans les années plus récentes que dans les années antérieures, indiquant une diminution de l'abondance de 1987 à 1992, après quoi elle est demeurée relativement stable. Dans la zone SF, les anguilles d'Amérique matures mesurent environ 60 cm (Jessop 2010). Dans la rivière Nashwaak, la majorité des anguilles capturées était d'une taille inférieure à 60 cm, ce qui indique que l'indice pour cette rivière reflète l'abondance de l'anguille jaune (figures 21 et 22).

3.2.2.2.2. Rivière LaHave – Relevé par pêche à l'électricité

La version définitive du modèle pour la rivière LaHave a conservé, dans sa partie conditionnelle, les variables que sont l'année, le mois et le débit, et sa partie à inflation de zéro comprenait le débit (AIC = 1 489; tableau 16). Outre le débit dans la partie conditionnelle du modèle, toutes les variables étaient significatives. Aucune observation aberrante ou aucune tendance notable n'a été observée dans les tracés des résidus, ce qui indique la bonne adéquation du modèle avec les données (figure 19). L'indice nominal et l'indice d'abondance étaient comparables ($0,53 \pm 0,20$ anguille/100 m² par rapport à $0,51 \pm 0,21$ anguille/100 m²), et indiquaient que l'abondance de l'anguille d'Amérique selon les relevés de la rivière LaHave a varié de zéro anguille en 1998 et en 2007 par rapport à plus d'une (1) anguille par 100 m² en 1995. Dans l'ensemble, l'abondance est demeurée relativement stable au cours de la période de 22 ans à l'étude (tableau 18; figure 20).

3.2.2.2.3. Rivière St. Marys – Relevé par pêche à l'électricité

La version définitive du modèle pour la rivière St. Marys a conservé, dans sa partie conditionnelle, les variables que sont l'année, la température et le débit, tandis que sa partie à inflation de zéro a conservé la température et le débit (AIC = 1 921; tableau 16). L'année était la seule variable significative du modèle définitif, et les tracés des résidus indiquaient que le modèle correspondait aux données (figure 19). L'indice d'abondance ($2,29 \pm 0,52$ anguilles/100 m²) et l'indice nominal ($2,51 \pm 0,57$ anguilles/100 m²) indiquaient que l'abondance de l'anguille d'Amérique avait fortement diminué de 1995 à 2000, puis s'est maintenue à un faible niveau ($0,47 \pm 0,19$ anguille/100 m²) (tableau 19; figure 20).

3.2.2.2.4. Échelle régionale – Anguilles de grande taille

Pour la zone SF, les indices d'abondance ont été établis à partir du premier balayage des trois séances de pêche à l'électricité (rivière Nashwaak, rivière LaHave, rivière St. Marys). La version

définitive du modèle a conservé l'ensemble des variables, dans sa partie conditionnelle comme dans sa partie à inflation de zéro (AIC = 5 984, tableau 16). Toutes les variables étaient significatives, sauf pour le mois dans la partie à inflation de zéro du modèle, et un écart significatif a été détecté dans le tracé des résidus (figure 19). Les indices d'abondance ont révélé que l'abondance de l'anguille d'Amérique dans la zone SD a diminué de 1995 à 2000 (tableau 20; figure 20) et qu'elle est demeurée constante au cours des 15 dernières années.

3.2.2.2.5. Civelles – Relevé par trappe à anguille

La [marée](#) et la phase lunaire (Thieurmél et Elmarhraoui 2019) ont aussi été incluses dans le modèle complet pour la rivière East (Chester), car ces variables ont été décrites comme étant d'importants facteurs qui influent sur la migration des civelles dans cette région (Jessop 2003, 2010). Il est à noter que le fait d'inclure la phase lunaire à la hauteur de marée introduit une colinéarité, sachant que la hauteur de marée est en grande partie régie par la phase lunaire (l'effet du modèle étant considérablement inférieur pour la phase lunaire que pour la hauteur de marée). Puisque le nombre de zéros dans cet ensemble de données était inférieur à 1 %, les modèles ont été élaborés selon une loi binomiale négative.

La version définitive du modèle comprenait l'année, le mois et la marée (AIC = 4 350; tableau 21). Aucune tendance notable n'a été observée dans les tracés des résidus, le modèle définitif étant bien ajusté aux données (figure 23). Les indices d'abondance et les indices nominaux étaient similaires, soit respectivement 285 ± 66 par kg et à 228 ± 10 par kg (tableau 22). L'abondance de la civelle est demeurée stable jusqu'en 2015 avant d'amorcer une augmentation continue pour atteindre sa valeur la plus élevée en 2018 (figure 24).

3.2.2.3. Sud du golfe du Saint-Laurent (SG)

3.2.2.3.1. Rivière Restigouche – Relevé par pêche à l'électricité

La version définitive du modèle pour la rivière Restigouche conservait, dans sa partie conditionnelle, les variables que sont l'année, le mois, la température et le débit, le mois, et sa partie à inflation de zéro comprenait la température et le site (AIC = 2 959; tableau 23). L'année et le mois étaient les seules variables significatives, et aucun écart notable n'a été observé dans le tracé des résidus (figure 25). L'indice d'abondance ($0,46 \pm 0,29$ anguille/100 m²) et l'indice nominal ($0,55 \pm 0,28$ anguille/100 m²) étaient similaires (tableau 24), indiquant des tendances comparables de 1972 à 2018. Globalement, l'abondance de l'anguille d'Amérique a été la plus faible durant les premières années de la série chronologique, avant d'augmenter de 1997 à 2007, puis de diminuer légèrement jusqu'en 2018 (figure 26).

3.2.2.3.2. Rivière Miramichi – Relevé par pêche à l'électricité

La version définitive du modèle pour la rivière Miramichi a conservé, dans sa partie conditionnelle, les variables que sont l'année, le débit et la température, ainsi que la température, le débit et le site dans sa partie à inflation de zéro (AIC = 7 750; tableau 23). Ce modèle a été sélectionné parce que le tracé des résidus indiquait qu'il était le mieux ajusté aux données (figure 25). Le modèle prévoyait des abondances similaires ($0,59 \pm 0,31$ anguille/100 m²) à l'indice nominal ($0,66 \pm 0,26$ anguille/100 m²) (tableau 25). Les deux indices affichaient une variation et des tendances similaires, indiquant que l'abondance de l'anguille d'Amérique a été relativement stable au cours des 40 dernières années (figure 26).

3.2.2.3.3. Échelle régionale

Pour déterminer l'évolution de l'abondance de l'anguille d'Amérique dans la zone SG, les modèles élaborés s'appuyaient notamment sur les relevés par pêche à l'électricité de la rivière Restigouche et de la rivière Miramichi. La version définitive du modèle a conservé l'ensemble des variables, dans sa partie conditionnelle comme dans sa partie à inflation de zéro

(AIC = 10 012, tableau 23). Sauf pour le mois, toutes les variables étaient significatives et aucune tendance notable n'a été détectée dans le tracé des résidus (figure 25). Les indices d'abondance et indices nominaux étaient similaires, s'établissant respectivement à $0,63 \pm 0,23$ anguille/100 m² et $0,64 \pm 0,24$ anguilles/100 m² (tableau 26). Globalement, ces indices ont indiqué que l'abondance de l'anguille jaune dans la zone SG avait été relativement stable depuis 1972, mais qu'il s'agissait d'une faible abondance (figure 26).

3.2.2.4. Nord du golfe (NG)

3.2.2.4.1. Rivière Sud-Ouest – Relevé à la trappe

La version définitive du modèle pour la rivière Sud-Ouest a conservé, dans sa partie conditionnelle comme dans sa partie à inflation de zéro, les variables que sont l'année, le mois, la température et le débit (AIC = 5 378; tableau 27). Aucun motif notable n'a été détecté dans les tracés des résidus (figure 27). Des tendances similaires ont été observées entre l'indice d'abondance ($11,72 \pm 2,88$ anguilles par jour) et l'indice nominal ($11,57 \pm 2,64$ anguilles par jour) de 1999 à 2016; toutefois, le modèle d'abondance avait prévu en 2010 la capture d'un bien plus grand nombre d'anguilles d'Amérique ($57,15 \pm 12,86$ anguilles par jour) que l'indice nominal ($34,37 \pm 6,78$ anguilles par jour) (tableau 28; figure 28). Depuis 2010, les indices d'abondance de l'anguille d'Amérique sont demeurés stables. La majorité des anguilles d'Amérique capturées dans les relevés de la rivière Sud-Ouest étaient d'une taille inférieure à 60 cm (figure 29) et âgées de moins de 10 ans (figure 30), ce qui indique que cette série chronologique représente l'abondance de l'anguille jaune.

3.2.2.5. Résumé des indices d'abondance

Douze (12) relevés indépendants de la pêche avaient servi à l'élaboration d'indices d'abondance de l'anguille d'Amérique selon des séries chronologiques s'échelonnant sur 15 à 67 ans. Les valeurs des indices étaient très variables d'un relevé à l'autre. Neuf (9) indices d'abondance étaient représentatifs de l'abondance de l'anguille jaune, révélant que l'abondance de l'anguille jaune dans la plupart des relevés avait diminué au cours des premières années de la série chronologique, puis était demeurée constante ou avait augmenté au cours des années récentes. Les relevés visant l'anguille argentée dans le BSL ont révélé une diminution de l'abondance de l'anguille d'Amérique, ce qui pourrait indiquer une diminution de la biomasse féconde dans cette zone. L'indice d'abondance tiré du seul relevé disponible visant la civelle indique une hausse de l'abondance depuis 2015.

Pour examiner les liens entre les différents indices d'abondance issus des relevés indépendants de la pêche, une matrice de corrélation de Spearman a été mise au point (figure 31). La plupart des indices d'abondance étaient corrélés à un autre relevé ($r > 0,5$). La matrice de corrélation a aussi indiqué que les indices de la baie de Quinte et du barrage Moses-Saunders étaient fortement corrélés ($r > 0,7$) avec plusieurs relevés effectués dans les zones BSL et SF, ce qui laisse croire que les variations de l'abondance dans ces zones pourraient être liées à l'abondance de l'anguille d'Amérique dans d'autres zones.

3.3. ANALYSE DE PUISSANCE

Les valeurs de l'analyse de puissance ont fourni des renseignements sur la précision des indices d'abondance normalisés tirés des relevés indépendants de la pêche. Les coefficients de variation (CV) médians variaient de 0,08 à 0,62, et les valeurs de puissance de 0,03 à 1 (tableau 29). Les relevés affichant des CV plus faibles avaient une puissance plus élevée que ceux affichant des CV élevés. Dans l'ensemble des tests d'analyse de puissance, la puissance de détection d'une diminution de 50 % était supérieure à la puissance de détection d'une augmentation de 50 %. Tandis que les indices régionaux relatifs aux relevés de la zone SF, de

Saint-Nicolas, de Beauharnois et de Chambly affichaient des valeurs de puissance supérieures à 0,80, les valeurs de puissance étaient relativement faibles pour tous les autres relevés, ce qui indique que la présente évaluation comporte une capacité limitée de détecter les tendances des 10 dernières années.

3.4. TENDANCES TEMPORELLES

3.4.1. Bassin du Saint-Laurent (BSL)

Malgré la légère augmentation de l'abondance de l'anguille d'Amérique observée depuis 2012 dans la baie de Quinte (probablement attribuable à un programme d'empoissonnement d'anguilles), un test de Mann-Kendall a détecté une diminution significative de l'abondance dans cette région de 1975 à 2018. Des résultats similaires ont été observés pour le relevé de Saint-Nicolas, indiquant une diminution de l'abondance de 1975 à 2018, mais la pente observée à Saint-Nicolas était d'une ampleur considérablement moindre, indiquant que le déclin de l'anguille d'Amérique était moins important dans cette région que dans la baie de Quinte (tableau 30).

3.4.2. Scotia-Fundy (SF)

Pour la zone SF, les tendances de l'abondance ont été examinées à partir de trois relevés. Pris ensemble, ces trois relevés indiquaient que l'abondance de l'anguille d'Amérique semble être demeurée stable au cours des 22 dernières années, bien qu'aucune tendance significative de l'abondance n'ait été observée dans cette zone. Pris à l'échelle locale, les relevés indiquaient un déclin important de l'abondance de l'anguille dans la rivière Nashwaak, mais aucune tendance significative dans les rivières LaHave et St. Marys (tableau 30). En outre, l'indice d'abondance de la civelle a montré une augmentation significative.

3.4.3. Sud du golfe du Saint-Laurent (SG)

Dans l'ensemble, les indices du test de Mann-Kendall n'ont indiqué aucune tendance significative de l'abondance dans la zone SG. À l'échelle locale, les indices de la rivière Restigouche ont présenté une importante tendance à la hausse, tandis qu'aucune tendance significative n'a été détectée pour la rivière Miramichi (tableau 30).

3.4.4. Nord du golfe du Saint-Laurent (NG)

Un seul relevé a été inclus pour la zone NG-TN, les tendances de l'abondance dans la rivière Sud-Ouest étant positives, mais non significatives (tableau 30).

3.4.5. Résumé des tendances temporelles

Sept (7) tendances temporelles statistiquement significatives ont été détectées parmi les indices évalués (tableau 30). Au cours de la série chronologique, les relevés du barrage Moses-Saunders, de la baie de Quinte, de Saint-Nicolas et de la rivière Nashwaak ont affiché des tendances à la baisse significatives, tandis que les relevés de la rivière Restigouche et les relevés de la civelle ont affiché des tendances à la hausse significatives. Aucune autre tendance significative n'a été détectée.

3.5. MODÈLES AUTORÉGRESSIFS À MOYENNES MOBILES INTÉGRÉES (ARIMA) ET PRÉVISION DES TENDANCES DE L'ABONDANCE

Les modèles ARIMA définitifs ont été ajustés aux indices d'abondance de l'anguille d'Amérique pour 10 relevés (tableau 31). Les fonctions d'autocorrélation (ACF) et fonctions

d'autocorrélation partielle (FPAC) ont été estimées pour l'élaboration des modèles ARIMA afin d'expliquer la série chronologique et de prévoir l'abondance future de l'anguille d'Amérique au Canada. Le test LjungBox n'a révélé aucune autocorrélation significative pour les modèles mis à l'essai (tableau 31). En outre, les résidus de l'ajustement du modèle ARIMA et des tracés de l'erreur de prévision ont montré une variance constante de l'erreur de prévision dans le temps ainsi qu'une distribution normale, ce qui indique que les modèles mis à l'essai pour toutes les régions fournissent des modèles prédictifs précis de l'abondance de l'anguille d'Amérique.

3.5.1. Bassin du Saint-Laurent (BSL)

La BSL constitue la seule zone où plusieurs indices d'abondance ont diminué de façon continue depuis les années 1970. La baisse la plus marquée a été observée dans la baie de Quinte, où l'abondance de l'anguille d'Amérique a constamment diminué de 1972 à 2010, avant d'augmenter à nouveau jusqu'en 2017. La diminution des premières années de la série chronologique par rapport à l'augmentation des années plus récentes s'est reflétée dans la variation de la probabilité d'atteindre une valeur inférieure au 25^e centile de référence au cours de la série chronologique (tableau 31). Malgré cette augmentation, le modèle ARIMA prévoit que l'abondance au cours des dix (10) prochaines années sera faible comparativement aux années précédentes, mais qu'elle demeurera stable.

Pour ce qui est de la partie québécoise du bassin du Saint-Laurent, les modèles ARIMA prévoient une diminution de l'abondance de l'anguille d'Amérique à Saint-Nicolas et au barrage de Beauharnois, mais une augmentation au barrage de Chambly (figure 32). À Saint-Nicolas et au barrage de Beauharnois, la probabilité que l'indice de la dernière année de la série chronologique atteigne une valeur inférieure au 25^e centile de référence indiquait une diminution de l'abondance au cours des cinq (5) dernières années (tableau 31).

Globalement, dans la zone du BSL, les indices d'abondance devraient demeurer stables, bien qu'à un faible niveau au cours des dix (10) prochaines années (figure 32).

3.5.2. Scotia-Fundy (SF)

Les indices ajustés ont diminué jusqu'en 2012, indiquant une tendance à la baisse de l'abondance dans la rivière Nashwaak, la rivière LaHave et la rivière St. Marys au cours des premières années de la série chronologique (figure 33; tableau 31). Depuis 2012, la rivière LaHave a affiché une abondance constante, tandis que l'abondance de l'anguille d'Amérique dans la rivière Nashwaak et la rivière St. Marys a augmenté au cours des cinq (5) dernières années de la série chronologique (figure 33). Ces résultats sont appuyés par la diminution du 25^e centile de référence entre 2012 et la dernière année de la série chronologique pour les relevés de la rivière Nashwaak et de la rivière St. Marys (tableau 31). Globalement, les modèles prédictifs ont indiqué que l'abondance de l'anguille d'Amérique dans la zone SF sera constante au cours des dix (10) prochaines années.

3.5.3. Sud du golfe du Saint-Laurent (SG)

Dans la zone SG, l'abondance de l'anguille d'Amérique a été variable, atteignant son plus faible niveau au début de 1996 avant d'augmenter et de demeurer stable par la suite (figure 34). De 1977 à 2012, l'indice des probabilités a diminué (passant de 0,18 à 0,05), puis est demeuré constant entre la dernière année et l'année de référence de la série chronologique, ce qui suggère que les indices d'abondance sont demeurés stables au cours des cinq (5) dernières années. En revanche, une grande variation des probabilités a été observée dans la rivière Miramichi. La probabilité d'atteindre une valeur inférieure au 25^e centile de référence a

augmenté dans la rivière Miramichi (passant de 0,12 à 0,18), ce qui indique que les indices d'abondance dans cette région ont diminué au cours des 67 dernières années.

De plus, les prévisions du modèle ARIMA pour les dix (10) prochaines années suggéraient que l'abondance de l'anguille d'Amérique serait stable dans la rivière Miramichi et qu'elle diminuerait légèrement dans la rivière Restigouche.

3.5.4. Nord du golfe du Saint-Laurent (NG)

L'abondance de l'anguille d'Amérique dans la rivière Sud-Ouest était stable (figure 35). L'indice des probabilités est demeuré relativement constant entre la dernière année et l'année de référence de la série chronologique, ce qui semble indiquer que les indices d'abondance sont stables (tableau 31). Une légère augmentation a été observée depuis 2012 et les prévisions indiquent que l'abondance demeurera stable au cours des dix (10) prochaines années (figure 35).

3.5.5. Résumé des modèles ARIMA

Les tendances des indices d'abondance ajustés des modèles ARIMA ont affiché d'importantes variations entre les relevés. Les valeurs de l'indice de la dernière année étaient supérieures au 25^e centile de leur série chronologique respective, sauf pour le barrage de Chambly et la rivière Restigouche (tableau 31). Lorsque les relevés étaient abrégés à un point de référence, les valeurs de la dernière année étaient, pour cinq (5) des indices, supérieures au 25^e centile de la série chronologique (tableau 31). En général, le 25^e centile de référence fournit des renseignements sur les tendances de l'indice d'abondance et une indication générale de l'état du stock. Ce point de référence est toutefois sensible à la longueur de la série chronologique et à la première année de cette série. Puisque la suppression d'années de données peut augmenter ou diminuer la probabilité que la dernière année d'une série soit supérieure à l'indice, il peut être trompeur d'interpréter le changement de l'état du stock en fonction de la première année de la série chronologique d'un relevé. Par conséquent, lorsque davantage de données sont incluses dans une série chronologique comportant des hausses et des baisses d'abondance, le 25^e centile peut demeurer relativement constant, tandis qu'une série chronologique comportant une tendance constante en matière d'abondance présenterait fort probablement une variation du 25^e centile.

4. DISCUSSION

4.1. DÉBARQUEMENTS

Les pêches de l'anguille d'Amérique ont historiquement été dominées par les débarquements canadiens et américains. Dans l'ensemble, les débarquements d'anguilles de grande taille ont été très variables, ayant atteint leur plus haut niveau en 1979 (2 931 tonnes), avant d'entamer un déclin constant jusqu'aux années 2000, et étant demeurés stables jusqu'à aujourd'hui. En revanche, les débarquements de civelles ont augmenté au cours des dernières décennies, atteignant leur niveau le plus élevé en 2013 (28,8 tonnes). Les activités de pêche commerciale sont souvent décrites comme un facteur ayant une incidence majeure sur l'abondance de l'anguille d'Amérique, sachant que ces pêches visent différentes étapes de son cycle biologique, ce qui peut engendrer une mortalité cumulative élevée (Castonguay *et al.* 1994). Cependant, on sait que plusieurs facteurs influencent les débarquements, notamment le commerce, les considérations économiques et les mesures de gestion des pêches. Les activités de pêche de l'anguille d'Amérique sont étroitement liées à la demande mondiale et au prix de l'anguille exportée (c.-à-d. de 250 \$US/kg à 1 400 \$US/kg pour la civelle de 2014 à

2016), et le commerce international peut expliquer certaines dynamiques des débarquements d'anguilles (Gollock *et al.* 2018). De plus, la diminution marquée des débarquements après 1979 a accentué les préoccupations concernant la conservation de l'anguille d'Amérique. Depuis 1979, diverses restrictions liées à la gestion des pêches ont été appliquées en Amérique du Nord, y compris des interdictions de pêche et des quotas, ce qui pourrait avoir eu une incidence sur les débarquements d'anguilles et expliquer, en partie, la baisse observée au cours des dernières années. Outre l'Amérique du Nord, les pêches commerciales dans le bassin des Caraïbes sont relativement nouvelles et ne sont pas liées à des pratiques culturelles de longue date. Récemment, une forte demande en stocks de départ au sein de l'industrie de l'aquaculture en Asie a entraîné l'essor d'une pêche de la civelle dans les îles du nord-est du bassin des Caraïbes. De plus, les prix élevés ont favorisé la pêche illégale et la contrebande (Gollock *et al.* 2018). Les civelles de l'anguille d'Amérique pêchées dans le bassin des Caraïbes transitent souvent par le Canada et les États-Unis. Il est difficile de déterminer la valeur de l'anguille d'Amérique exploitée par chaque pays, ce qui complique l'évaluation de la population d'anguilles d'Amérique à l'échelle de son aire de répartition. Par conséquent, le déclin global des débarquements d'anguilles d'Amérique observé depuis 1979 est probablement attribuable à une combinaison de facteurs, et la dynamique de ces débarquements pourrait ne pas refléter l'abondance de l'espèce. Dès lors, il est difficile de déterminer l'incidence de la pêche visant une étape précoce du cycle biologique (civelle) et la biomasse féconde ou prégénésique (anguille de grande taille) sur les populations d'anguilles d'Amérique.

Les débarquements commerciaux annuels peuvent donner une idée trompeuse des tendances du stock là où la pêche se concentre dans une région où les prises étaient initialement élevées avant de diminuer rapidement en raison d'un effort de pêche élevé. Les débarquements d'anguilles d'Amérique au Canada affichent d'importantes fluctuations régionales au fil du temps, les prises ayant été élevées dans le bassin du Saint-Laurent (BSL) jusqu'en 1990, suivies d'un déclin constant jusqu'en 2016. Les données sur les pêches commerciales du BSL sont disponibles à partir de 1870, et ces pêches ont été favorisées, jusqu'en 1970, par une hausse de prix attribuable à la demande croissante d'anguilles (Eales 1968; Verreault *et al.* 2012). Après 1970, un déclin de l'abondance a soulevé des préoccupations concernant la viabilité à long terme de l'espèce, ce qui a mené à une réglementation plus stricte de la pêche au cours des dernières décennies, laquelle a contribué à la baisse des débarquements dans la zone BSL. En Ontario, la pêche commerciale de l'anguille d'Amérique est fermée depuis 2004, tandis qu'au Québec, un programme de rachat de permis a été mis en œuvre au début des années 2000. Depuis la mise en œuvre de ce programme de rachat de permis, la pêche de l'anguille argentée a diminué de 48 % dans l'estuaire du Saint-Laurent, ce qui a entraîné une baisse du taux d'exploitation, qui est passé de 21,5 % dans les années 1990 à 9,2 % en 2008. Comme le BSL compte pour une grande partie des débarquements d'anguilles d'Amérique, la réglementation de la pêche dans cette région a eu une incidence sur l'ensemble des débarquements canadiens au cours des 20 dernières années. Toutefois, les activités de pêche régionales ne peuvent expliquer entièrement les importantes fluctuations des débarquements observées depuis 1984, et d'autres facteurs de forçage externes (fragmentation de l'habitat, pollution, introduction d'espèces) pourraient aussi en être partiellement responsables.

4.2. INDICES D'ABONDANCE DÉPENDANTS DE LA PÊCHE

Bien que les débarquements fournissent des renseignements sur les dynamiques de la pêche, ils ne fournissent pas une estimation fiable de la capturabilité relativement à l'abondance de la population (Maunder et Piner 2014). Les prises et l'effort de pêche peuvent être attribués aux diverses sous-régions de l'aire de répartition de l'anguille d'Amérique afin d'estimer l'abondance de la population selon différentes pressions exercées par la pêche. Les registres des journaux de bord de l'estuaire du Saint-Laurent (BSL), de la Nouvelle-Écosse (SG) et de l'Île-du-Prince-

Édouard (SG) ont fourni des renseignements sur quatre pêches particulières où les tendances de l'anguille d'Amérique ont divergé au cours des deux dernières décennies. La CPUE a diminué au Québec alors qu'elle a augmenté dans le golfe de la Nouvelle-Écosse et à l'Î.-P.-É., reflétant des tendances globales des débarquements observées dans les régions du BSL et de SG. La forte exploitation de l'anguille d'Amérique dans le BSL, qui se poursuit depuis 80 ans, pourrait avoir une incidence sur le recrutement de l'espèce, et donc sur l'abondance des populations. (Robitaille *et al.* 2003). Cette situation, s'ajoutant aux mesures de gestion qui ont réduit le nombre de permis de pêche au Québec depuis 2009, pourrait expliquer la baisse des prises observée dans les pêches de l'estuaire du Saint-Laurent.

En revanche, le golfe du Saint-Laurent soutient une importante pêche de l'anguille jaune, et la CPUE dans le golfe de la Nouvelle-Écosse a augmenté au cours des 20 dernières années. Cette observation donne à penser que la situation actuelle du stock d'anguille d'Amérique au Canada pourrait ne pas être aussi critique que ce que l'on avait décrit précédemment, comparativement à l'année où l'exploitation a été la plus élevée (1971) et où les pêches du BSL dominaient les débarquements canadiens. De plus, les fluctuations à long terme et à court terme des prises au Québec, en Nouvelle-Écosse et à l'Î.-P.-É. pourraient être attribuables à des changements touchant les efforts de pêche ainsi qu'à des changements dans les conditions environnementales (température et débit) pouvant avoir des répercussions sur la capturabilité des anguilles (Castonguay *et al.* 1994; Cairns *et al.* 2007). Néanmoins, en raison du manque d'information sur la biologie de l'anguille d'Amérique et sur la façon dont cette espèce réagit aux changements environnementaux, il est difficile de distinguer les rôles des différents facteurs (conditions de l'habitat, activités humaines) qui peuvent avoir une incidence sur les prises d'anguille d'Amérique. Puisqu'il s'agit d'une espèce panmictique et que ses différentes populations pourraient ne pas diminuer au même degré dans toutes les régions, il faut surveiller les activités de pêche pour s'assurer que le stock d'anguille d'Amérique n'est pas exploité au-delà de sa limite écologique.

4.3. INDICES D'ABONDANCE INDÉPENDANTS DE LA PÊCHE

Des tendances à la baisse ou neutres de l'abondance relative de l'anguille d'Amérique ont été observées de 1952 à 2018 au Canada. Bien que les résultats de l'analyse de puissance puissent être trompeurs en raison du fait que les tendances négatives sont plus faciles à détecter que les tendances positives, les tests de Mann-Kendall et les modèles ARIMA ont détecté des résultats similaires, y compris plusieurs importantes tendances à la baisse des indices d'abondance. Le déclin le plus marqué a été observé dans le bassin du Saint-Laurent (BSL). Le BSL constitue un milieu d'eau douce majeur pour l'anguille d'Amérique, car les juvéniles (anguilles jaunes) migrent activement en amont pour atteindre le lac Ontario, ou s'installent dans les zones marémotrices des rivières jusqu'à l'atteinte de la maturité (anguille argentée), et recommencent leur migration vers la mer des Sargasses pour frayer. Malgré les programmes d'empoisonnement et l'arrêt des activités de pêche du lac Ontario en 2004, la population actuelle d'anguilles d'Amérique du haut Saint-Laurent et du lac Ontario est inférieure à 1 % de son niveau historique, ce qui laisse croire à un manque de recrutement dans cette région. Au Québec, les séries chronologiques à long terme indiquent une diminution de l'abondance de l'anguille d'Amérique dans l'estuaire du Saint-Laurent – un déclin qui n'est toutefois pas aussi marqué que celui du lac Ontario – et des relevés récents indiquent que l'abondance de l'anguille d'Amérique y est relativement stable depuis 2000. Toutefois, certaines des anguilles d'Amérique observées dans l'estuaire du Saint-Laurent proviennent d'un programme d'empoisonnement qui a introduit plus de 4 millions de civelles en amont du barrage Moses-Saunders (2005-2010). Des anguilles issues du programme d'empoisonnement sont observées dans l'estuaire du Saint-Laurent depuis 2009 (Verreault *et al.* 2010) et représentaient, tout récemment, le tiers des anguilles d'Amérique qui quittent

l'estuaire du Saint-Laurent pour atteindre leur frayère (Verreault et Dussureault 2018). Par conséquent, la hausse des indices d'abondance observée au cours de la dernière décennie dans le BSL reflète fort probablement davantage l'empoisonnement d'anguilles que le recrutement naturel, ce qui constitue une préoccupation en matière de rétablissement de la population d'anguilles d'Amérique. La quasi-absence d'anguilles jaunes dans le lac Ontario, de même que la faible abondance de l'anguille jaune et de l'anguille argentée au Québec au cours des dernières décennies, semble indiquer que le déclin observé pourrait avoir une incidence importante sur la biomasse reproductrice globale de l'anguille d'Amérique, car le recrutement d'anguilles jaunes et argentées contribue à une grande partie de la population reproductrice. La dégradation de l'habitat (Chaput *et al.* 2014; Pratt *et al.* 2014; Belpaire *et al.* 2015) est souvent décrite comme un facteur ayant une incidence majeure sur la répartition et l'abondance de l'anguille d'Amérique. Par conséquent, il est essentiel de mieux comprendre l'incidence de la qualité de l'habitat sur la migration et la survie de l'anguille d'Amérique afin de soutenir le rétablissement du recrutement. Outre le BSL, les indices des zones SF et SG indiquent, eux aussi, une variabilité interannuelle de l'abondance de l'anguille d'Amérique. Dans l'ensemble, les tendances étaient relativement stables, mais l'abondance dans ces régions est demeurée faible.

Plusieurs relevés ont observé d'importantes tendances à la baisse au Canada, ce qui correspond à l'évaluation précédente (Cairns *et al.* 2014); toutefois, il est possible que les tendances de l'abondance de l'anguille d'Amérique soient causées par des changements environnementaux attribuables à des facteurs non inclus dans nos modèles. La mise en œuvre de relevés de surveillance dans l'habitat estuarien et côtier fournira des renseignements essentiels sur l'utilisation de l'habitat et sur les paramètres de la population par rapport à un milieu donné, ce qui permettra d'améliorer les capacités prédictives des modèles.

4.4. DÉTERMINATION DE L'ÉTAT DU STOCK

La présente évaluation n'a pas utilisé de modèles d'évaluation du stock pour déterminer l'état du stock d'anguille d'Amérique, de sorte qu'aucun point de référence n'est proposé. Aux fins de cette évaluation, l'état quantitatif du stock a été déterminé en fonction de la probabilité que la dernière année des indices pour une zone donnée soit supérieure aux valeurs des indices depuis le début de la dernière évaluation en 2012 (analyse ARIMA). Les analyses des tendances ont été mises à jour et sont très semblables aux résultats de l'évaluation précédente (Cairns *et al.* 2014); par conséquent, le stock d'anguille d'Amérique demeure menacé.

5. CONCLUSIONS

Les indices d'abondance étaient très variables d'un relevé à l'autre, et les tendances observées étaient très semblables à celles rapportées par Cairns *et al.* (2014). L'analyse des tendances de la plupart des indices n'a révélé aucune tendance significative ou tendance à la baisse, ce qui semble indiquer que les populations d'anguille d'Amérique sont stables ou en baisse. Dans l'ensemble, l'abondance dans les zones SF et SG était relativement faible, tandis que la diminution de l'abondance, ainsi que l'absence d'un rétablissement de l'espèce malgré la réduction de la pression exercée par la pêche, constitue une préoccupation en matière de gestion du stock dans le bassin du Saint-Laurent (BSL). En outre, les données ne couvraient pas une aire suffisante pour caractériser pleinement l'abondance de l'anguille d'Amérique au Canada, en particulier dans la zone NG-TN. Malgré certaines lacunes, différents organismes ont recueilli, au cours des dernières décennies, une grande quantité de données dans de nombreuses régions et zones. Toutefois, le manque de coordination entre ces organismes pourrait nuire à l'évaluation des populations d'anguilles d'Amérique. Au cours des deux dernières années, le groupe de travail canado-américain sur l'anguille s'est occupé de

rassembler et centraliser les ensembles de données. Bien que le temps nécessaire pour recueillir et traiter les ensembles de données ne nous ait pas permis d'élaborer et fournir des modèles d'évaluation du stock pouvant servir de points de référence, les indices d'abondance et les données sur les débarquements peuvent désormais être inclus dans les modèles d'évaluation du stock.

Sachant que la dynamique des populations et les changements environnementaux peuvent avoir d'importantes répercussions sur le rétablissement du stock et sur l'estimation du temps nécessaire à ce rétablissement, le manque d'information provenant de relevés dépendants et indépendants de la pêche sur les étapes du cycle biologique de l'anguille d'Amérique et sur son utilisation de l'habitat limite notre capacité à estimer pleinement l'abondance du stock d'anguille d'Amérique. Les indices d'abondance ont permis de cerner les tendances démographiques sous-jacentes de l'anguille d'Amérique au Canada et ont indiqué que les conditions environnementales ont donné lieu à des fluctuations de l'abondance à l'échelle spatiale et temporelle. Toutefois, un manque d'information sur les exigences en matière d'habitat de l'anguille d'Amérique dans les milieux d'eau douce, estuariens et côtiers engendre une certaine incertitude dans l'évaluation des populations de l'espèce.

En raison de la couverture incomplète des données indépendantes et dépendantes de la pêche à l'échelle de l'aire de répartition canadienne de l'anguille d'Amérique, et compte tenu de l'incertitude dans les données, il est difficile de tirer de solides conclusions quantitatives sur la population globale d'anguilles d'Amérique au Canada. Le stock d'anguille d'Amérique du Canada continue d'être considéré comme menacé; il est donc essentiel de continuer d'en assurer la surveillance pour recueillir des renseignements sur l'espèce et favoriser le rétablissement de sa population.

6. RECOMMANDATIONS DE RECHERCHE

- Élargir et améliorer les définitions génétiques du stock d'anguille d'Amérique afin de caractériser la structure de la population à l'échelle de son aire de répartition.
- Mener des relevés régionaux indépendants de la pêche pour estimer l'abondance relative de l'anguille argentée, de l'anguille jaune et de la civelle afin de créer des indices d'abondance fiables qui reflètent l'état de différentes étapes du cycle biologique de l'espèce.
- Déterminer l'utilisation que l'espèce fait de son habitat aux différentes étapes de son cycle biologique, dans les milieux d'eau douce, estuariens et marins.
- Étudier l'incidence des conditions environnementales sur l'anguille d'Amérique, notamment les effets sur la migration, la reproduction et la survie.
- Recueillir des renseignements sur le cycle biologique de l'espèce (p. ex., âge, croissance, fécondité, maturité, fréquence de fraie).
- Déterminer l'impact de la fragmentation de l'habitat sur la migration et la survie de l'anguille d'Amérique.
- Poursuivre et améliorer la surveillance des pêches commerciales afin de recueillir des renseignements plus détaillés sur les types d'engins, les lieux de pêche, etc.
- Établir des objectifs de rétablissement et de résilience de l'anguille d'Amérique en vue de mesurer les progrès accomplis et la croissance de la population.

-
- Mettre en œuvre une surveillance directe de l'anguille d'Amérique spécialement conçue pour appuyer les évaluations à l'échelle locale et régionale ou pour élargir les relevés régionaux existants.
 - Améliorer les méthodes quantitatives en vue de déterminer des points de référence.
 - Promouvoir des procédures de gestion et d'échange des données qui permettront l'utilisation de l'ensemble des données disponibles sur l'anguille d'Amérique.
 - Promouvoir un échange accru de données, la recherche coopérative et la surveillance à l'échelle internationale.

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier les nombreuses personnes qui ont participé, au fil des ans, à la recherche sur l'anguille d'Amérique et qui ont contribué au rapport d'évaluation du stock. Un grand merci au groupe de recherche et au groupe d'experts qui ont fourni de précieux conseils dans le cadre de la préparation du présent rapport.

RÉFÉRENCES CITÉES

- ASMFC (Atlantic States Marine Fisheries Commission). 2017. [American eel stock assessment update](#). Atlantic States Marine Fisheries Commission, Washington.
- Bai J., Perron P. 2003. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics* 18:1–22.
- Belpaire C., Pujolar J.M., Geeraerts C., Maes G.E. 2015. Contaminants in eels and their role in the collapse of the eel stocks. Pp. 225-250. In T. Arai (ed.) *Biology and Ecology of Anguillid eels*, CRC Press, London.
- Brooks M.E., Kristensen K., van Benthem K.J., Magnusson A., Berg C.W., Nielsen A., Skaug H.J., Maechler M., Bolker B.M. 2017. glmmTMB balances speed and flexibility among packages for zero-inflated Generalized Linear Mixed Modeling. *The R Journal*, 9:378-400.
- Cairns, D.K. 2020. [Landings, abundance indicators, and biological data for a potential range-wide American eel stock assessment](#). Canadian Data Report of Fisheries and Aquatic Sciences No. 1311. 180 pp.
- Cairns D.K., Castonguay M., Dumont P., Caron F., Verreault G., Mailhot Y. 2007. Why has the American eel, *Anguilla rostrata*, declined dramatically in the St. Lawrence River but not the Gulf? ICES Eel Working Group, ICES CM working paper.
- Cairns D.K., Chaput G., Poirier L.A., Avery T.S., Castonguay M., Mathers A., Casselman J.M., Bradford R.G., Pratt T., Verreault G., Clarke K., Veinott G., Bernatchez L. 2014. [Recovery Potential Assessment for the American eel \(*Anguilla rostrata*\) for eastern Canada: life history, distribution, reported landings, status indicators, and demographic parameters](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/134. xiv + 157 p.
- Cairns D.K., Tremblay V., Caron F., Casselman J.M., Verreault G., Jessop B.M, de Lafontaine Y, Bradford R.G., Verdon R., Dumont P, Mailhot Y, Zhu X., Mathers A., Oliveira K., Benhalima K, Dietrich J., Hallett J.A., Lagacé M. 2009. American eel abundance indicators in Canada. Canadian Data Report of Fisheries and Aquatic Sciences. No. 1207. 78 p.

-
- Casselman J.M. 2003. Dynamics of resources of the American eel, *Anguilla rostrata*: declining abundance in the 1990s. Pp. 255–274 in K. Aida, K. Tsukamoto and K. Yamauchi (eds.). Eel Biology, Springer-Verlag, Tokyo.
- Castonguay M., Hodson P.V., Couillard C.M., Eckersley M.J., Dutil J.-D., Verreault G., 1994. Why is recruitment of the American eel, *Anguilla rostrata*, declining in the St. Lawrence River and Gulf? Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 51:479–488.
- Chaput G., Cairns D.K., Bastien-Daigle S., LeBlanc C., Robichaud L., Turple J., Girard C. 2014a. [Recovery Potential Assessment for the American eel \(*Anguilla rostrata*\) for eastern Canada: mitigation options](#). Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/133. v + 30 p.
- Chaput G., Pratt T.C, Cairns D.K., Clarke K.D., Bradford R.G, Mathers A., Verreault G. 2014b. [Recovery Potential Assessment for the American eel \(*Anguilla rostrata*\) for eastern Canada: description and quantification of threats](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/135. vi +90 p.
- COSEWIC. 2012. Assessment and status report on the American eel *Anguilla rostrata* in Canada. Committee on the Status of Endangered Wildlife in Canada, Ottawa. 109 pp.
- DFO. 2017. [Proceedings of the Regional Peer Review of the Stock Framework for American Eel \(*Anguilla rostrata*\) and Elvers; October 26-27, 2016](#). DFO Can. Sci. Advis. Sec. Proceed. Ser. 2017/048.
- Eales J.G. 1968. The eel fisheries of Eastern Canada. Fisheries Research Board of Canada Bulletin 166:79.
- Fogarty M.J., Miller T.J. 2004. Impact of a change in reporting systems in the Maryland blue crab fishery. Fisheries Research 68:37–43.
- Gerrodette, T. 1987. A power analysis for detecting trends. Ecology 68:1364–1372.
- Gilbert, R.O. 1987. Statistical methods for environmental pollution monitoring. Van Nostrand Reinhold, New York. 320 pp.
- Gollock M., Shiraishi H., Carrizo S., Crook V., Levy E. 2018. Status of non-CITES listed anguillid eels. Zoological Society of London. 193 pp.
- Hamed, K.H., Rao A.R. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. Journal of Hydrology 204:182-196.
- Harley S.J., Myers R.A., Dunn A. 2001. Is catch-per-unit-effort proportional to abundance? Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 58:1760–1772.
- Hartig F. 2019. DHARMA: residual diagnostics for hierarchical (multi-level / mixed) regression models. R package version 0.2.0.
- Helser T.E., Hayes D.B. 1995. Providing quantitative management advice from stock abundance indices based on research surveys. Fishery Bulletin 93:290–298.
- Hilborn R., Walters C.J. 1992. Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty. Chapman and Hall, New York. 570 pp.
- Hyndman R., Athanasopoulos G., Bergmeir C., Caceres G., Chhay L., O’Hara-Wild M., Petropoulos F., Razbash S., Wang E., Yasmeeen F. 2019. Forecast: forecasting functions for time series and linear models. R package version 8.7.55.
- Jessop B.M. 2003. The run size and biological characteristics of American eel elvers in the East River, Chester, Nova Scotia, 2000. Canadian Technical Report of Fisheries and Aquatic Sciences No. 2444.

-
- Jessop B.M. 2010. Geographic effects on American eel (*Anguilla rostrata*) life history characteristics and strategies. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 67:326-346.
- Kim J.Y., Jeong H.C., Kim H., Kang S. 2015. Forecasting the monthly abundance of anchovies in the South Sea of Korea using a univariate approach. Fisheries Research 161:293-302.
- Lüdecke D. 2019. sjstats: statistical functions for regression models. R package version 0.17.5.
- Maunder M.N., Piner K.R. 2014. Contemporary fisheries stock assessment: many issues still remain. ICES Journal of Marine Science 72:7–18.
- MPO. 2014. [Évaluation du potentiel de rétablissement de l'anguille d'Amérique \(Anguilla rostrata\) de l'est du Canada](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO, Avis sci. 2013/078
- MPO. 2019. [Évaluation des pêches à l'anguille d'Amérique et à la civelle dans la région des Maritimes](#). Secr. can. de consult. sci. du MPO. Avis sci. 2019/054.
- Nelson G.A. 2018. fishmethods: fishery science methods and models. R package version 1.11-0.
- Patakamuri S.K., O'Brien N. 2019. modifiedmk: modified versions of Mann Kendall and Spearman's Rho trend tests. R package version 1.4.0.
- Pratt T.C., Bradford R.G., Cairns D.K., Castonguay M., Chaput G., Clarke K.D., Mathers A. 2014. Recovery Potential Assessment for the American eel (*Anguilla rostrata*) in eastern Canada: functional description of habitat. DFO Can. Sci. Advis. Sec. Res. Doc. 2013/132. v + 49 pp.
- R Core Team. 2019. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria.
- Robitaille J.A., Bérubé P., Tremblay S., Verreault, G. 2003. Eel fishing in the Great Lakes/St. Lawrence River system during the 20th century: signs of overfishing. Pp. 253-262 in D.A. Dixon (ed.). Biology, management, and protection of catadromous eels. American Fisheries Society Symposium No. 33.
- Thibault I., Dodson J.J., Caron F., Tzeng W.-N., Iizuka I., Shiao, J.-C. 2007. Facultative catadromy in American eels: testing the conditional strategy hypothesis. Marine Ecology Progress Series 344:219-229.
- Thieurmel B., Elmarhraoui A. 2019. suncalc: compute sun position, sunlight phases, moon position and lunar phase. R package version 0.5.0.
- Verreault G., Dumont P., Dussureault J., Tardif R. 2010. First record of migrating American eels (*Anguilla rostrata*) in the St. Lawrence Estuary originating from a stocking program. Journal of Great Lakes Research 36:794-797.
- Verreault G., Dussureault J. 2018. Estimation de l'abondance et des caractéristiques des anguilles d'Amérique provenant des ensemencements dans la pêcherie de l'estuaire du Saint-Laurent en 2018. Ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs, Direction de la gestion de la faune du Bas-Saint-Laurent. 23 pp.
- Verreault G., Mingelbier M., Dumont P. 2012. Spawning migration of American eel *Anguilla rostrata* from pristine (1843-1872) to contemporary (1963-1990) periods in the St Lawrence estuary, Canada. Journal of Fish Biology 81:387-407.
- Walters, C. 2003. Folly and fantasy in the analysis of spatial catch rate data. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 60:1433–1436.

Zeileis A., Kleiber C., Krämer W., Hornik K. 2003. Testing and dating of structural changes in practice. *Computational Statistics and Data Analysis* 44:109–123.

Zeileis A., Leisch F., Hornik K., Kleiber C., Hansen B. 2015. [strucchange: testing, monitoring, and dating structural changes](#).

TABLEAUX

Tableau 1. Ensembles de données examinés et inclus dans le rapport d'évaluation du stock afin d'élaborer des indices d'abondance pour l'anguille d'Amérique à l'Île-du-Prince-Édouard (Î.-P.-É.), en Nouvelle-Écosse (N.-É.), au Québec (QC), à Terre-Neuve (T.-N.) et en Ontario (ON).

Relevé examiné			Décision		Raison(s)			
Type	Province	Pêche/site	Acceptée	Rejetée	Série chronologique trop courte ou interrompue	Inutilisable (SCCS I)	Co-variable limitée	Incomplet ou non disponible
Dépendant de la pêche	Î.-P.-É.	Verveux	x	-	-	-	-	-
	N.-É.	Verveux	x	-	-	-	-	-
	N.-É.	Harpon-filet	x	-	-	-	-	-
	QC	Filet-trappe	x	-	-	-	-	-
	QC	Saint-Laurent - CMR	-	x	-	-	-	-
	QC	Saint-Romuald	-	x	-	x	x	x
Indépendant de la pêche	T.-N.	Ruisseau Western Arm	-	x	-	x	-	-
	T.-N.	Conne River	-	x	-	x	-	-
	N.-B.	Rivière Miramichi	x	-	-	-	-	-
	N.-B.	Rivière Restigouche	x	-	-	-	-	-
	N.-É.	Rivière St. Marys	x	-	-	-	-	-
	N.-É.	Rivière East (Chester)	x	-	-	-	-	-
	N.-É.	Rivière LaHave	x	-	-	-	-	-
	N.-É.	Rivière Big Salmon	-	x	x	-	-	-
	N.-É.	Rivière Nashwaak	x	-	-	-	-	-
	QC	Rivière Sud-Ouest	x	-	-	-	-	-
	QC	Saint-Nicolas	x	-	-	-	-	-
	QC	Lévis	-	x	-	x	x	x
	QC	Barrage de Chambly	x	-	-	-	-	-
	QC	Barrage de Beauharnois	x	-	-	-	-	-
	QC	Douville	-	x	x	-	-	x
ON	Baie de Quinte	x	-	-	-	-	-	
ON	Barrage Moses-Saunders	x	-	-	-	-	-	

Tableau 2. Relevés dépendants et indépendants de la pêche utilisés afin d'élaborer des indices d'abondance pour l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent (BSL), dans la zone Scotia-Fundy (SF), dans le sud du golfe du Saint-Laurent (SG) et dans le nord du golfe du Saint-Laurent et Terre-Neuve (NG-TN).

Type de relevé	Zones	Pêche / Relevé	Stade biologique	Habitat	Engin	Années	Mois
Dépendant de la pêche	BSL	Bas-Saint-Laurent	Argentée	Eau douce	Trappe	1996-2017	7, 8, 9, 10, 11
	SG	Pêche au harpon (N.-É.)	Jaune	Estuarien/marin	Harpon	1998-2018	1, 2, 3, 4
	SG	Pêche au verveux (N.-É.)	Jaune	Estuarien/marin	Verveux	1997-2018	9, 10
	SG	Pêche au verveux (Î.-P.-É.)	Jaune	Estuarien/marin	Verveux	1996-2018	8, 9, 10
Indépendant de la pêche	BSL	Baie de Quinte	Jaune	Eau douce	Chalut	1972-2017	5, 6, 7, 8, 9
	BSL	Saint-Nicolas	Argentée-Jaune	Eau douce	Trappe	1975-2014	6, 7, 8, 9, 10
	BSL	Barrage de Chambly	Jaune	Eau douce	Passe	2004-2018	6, 7, 8, 9
	BSL	Barrage de Beauharnois	Jaune	Eau douce	Passe	2002-2018	6, 7, 8, 9, 10
	BSL	Barrage Moses	Jaune	Eau douce	Passe	1974-1996	6, 7, 8, 9, 10
	BSL	Barrage Saunders	Jaune	Eau douce	Passe	2006-2016	6, 7, 8, 9, 10
	SF	LaHave	Jaune	Eau douce	Pêche à l'électricité	1995-2017	7, 8, 9
	SF	St. Marys	Jaune	Eau douce	Pêche à l'électricité	1995-2017	7, 8, 9
	SF	Nashwaak	Jaune	Eau douce	Pêche à l'électricité	1987-2018	7, 8, 9
	SF	Rivière East (Chester)	Civelle	Eau douce	Trappe	1995-2018	4, 5, 6, 7, 8
	SG	Miramichi	Jaune	Eau douce	Pêche à l'électricité	1952-2018	6, 7, 8, 9, 10
	SG	Restigouche	Jaune	Eau douce	Pêche à l'électricité	1972-2018	7, 8, 9, 10
	NG	Sud-Ouest	Jaune	Eau douce	Trappe	1999-2016	6, 7, 8

Tableau 3. Types de variables utilisés pour normaliser les indices d'abondance.

Variables	Type
Année	Facteur
Mois	Facteur
Température	Continu
log(Débit)	Continu
Profondeur	Continu
Site	Facteur
Aire	Continu
Durée d'immersion	Continu

Tableau 4. Indices d'abondance nominaux pour l'anguille d'Amérique dans l'estuaire du Saint-Laurent (kg/m).

Année	Indice nominal
1996	4,67
1997	4,24
1998	5,68
1999	5,08
2000	5,93
2001	5,97
2002	6,67
2003	5,65
2004	6,40
2005	6,58
2006	6,85
2007	5,86
2008	4,71
2009	4,12
2010	4,99
2011	3,72
2012	3,52
2013	3,00
2014	3,89
2015	3,36

Tableau 5. Sélection du modèle pour les indices d'abondance dépendants de la pêche en Nouvelle-Écosse (N.-É.) et à l'Île-du-Prince-Édouard (Î.-P.-É.) au moyen d'un modèle linéaire généralisé (MLG) binomial négatif (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), signification statistique des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$.

a) Harpon – N.-É.

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois*** + Pêcheurs*** + Décalage (log[heures])	~ 0	0	BN	0,11	<0,01	17,7
~ Année*** + Mois*** + Pêcheurs*** + Température	~ 0	1,7	BN	0,23	<0,01	17,7
~ Année*** + Mois*** + Pêcheurs*** + Débit + Température	~ 0	3,4	BN	0,29	<0,01	17,7

b) Verveux – N.-É.

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année + Mois + Pêcheurs* + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	0	BN	0,67	0,23	116,3
~ Année + Mois + Température + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	2,5	BN	0,78	0,26	116,4
~ Année + Mois + Température*** + Débit + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	4,6	BN	0,86	0,34	116,3

c) Verveux – Î.-P.-É.

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois* + Pêcheurs*** + Décalage (log[trappe])	~ 0	0	BN	0,00	<0,01	26,5
~ Année*** + Mois*** + Pêcheurs*** + Température + Décalage (log[trappe])	~ 0	2,0	BN	0,00	<0,01	26,5
~ Année*** + Mois*** + Décalage (log[trappe])	~ 0	2020,4	BN	0,00	<0,01	30,1

Tableau 6. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif (BN) et indices d'abondance nominaux pour la pêche hivernale au harpon (kg d'anguilles de taille réglementaire par heure de harponnage) (golfe de la Nouvelle-Écosse). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.

Année	BN		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1997	2,19	0,32	2,24	0,16
1998	2,24	0,29	2,42	0,36
1999	-	-	-	-
2000	1,97	0,27	2,01	0,35
2001	1,48	0,25	1,50	0,31
2002	3,31	0,48	3,34	0,31
2003	3,01	0,34	2,95	0,17
2004	3,08	0,43	3,25	0,32
2005	3,59	0,38	3,65	0,27
2006	4,51	0,48	4,50	0,40
2007	5,02	0,61	4,96	0,50
2008	5,72	0,62	5,48	0,43
2009	2,90	0,30	2,85	0,25
2010	4,55	0,55	4,40	0,53
2011	4,53	0,71	4,43	0,33
2012	4,76	0,58	4,93	0,77
2013	5,25	0,59	5,25	0,53
2014	5,16	0,52	5,34	0,44
2015	5,12	0,58	5,25	0,57
2016	8,39	1,01	8,31	0,92
2017	7,67	1,05	8,29	1,40
2018	8,90	1,24	8,96	1,06

Tableau 7. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif (BN) et indices d'abondance nominaux pour la pêche au verveux (kg d'anguilles de taille réglementaire par jour) (golfe de la Nouvelle-Écosse). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	BN		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1997	2,14	0,77	1,93	0,68
1998	1,01	0,27	1,01	0,20
1999	1,21	0,24	1,20	0,20
2000	1,34	0,28	1,34	0,37
2001	1,27	0,27	1,29	0,34
2002	1,17	0,23	1,17	0,18
2003	1,72	0,58	1,70	0,38
2004	1,82	0,38	1,90	0,22
2005	2,32	0,36	2,34	0,24
2006	2,85	0,44	2,98	0,28
2007	3,01	0,48	2,94	0,34
2008	2,39	0,43	2,47	0,41
2009	3,18	0,51	3,13	0,33
2010	3,95	0,83	3,99	0,77
2011	2,42	0,39	2,39	0,32
2012	2,53	0,43	2,77	0,65
2013	1,46	0,24	1,53	0,46
2014	2,32	0,52	2,34	0,52
2015	4,02	0,98	4,07	1,09
2016	10,42	2,79	10,60	2,71
2017	6,93	1,67	6,98	2,61
2018	2,14	0,77	1,93	0,68

Tableau 8. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif (BN) et indices d'abondance nominaux pour la pêche au verveux (kg d'anguilles de taille réglementaire par jour) (Île-du-Prince-Édouard). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	BN		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1996	0,52	1,38	0,24	0,01
1997	0,36	1,15	0,28	0,01
1998	0,46	1,90	0,60	0,04
1999	1,69	4,19	0,81	0,06
2000	1,94	4,02	1,06	0,06
2001	0,90	1,47	0,83	0,14
2002	1,52	2,17	0,86	0,05
2003	2,13	4,06	1,00	0,05
2004	2,82	5,67	1,53	0,17
2005	2,73	4,69	1,15	0,08
2006	2,49	4,26	0,86	0,04
2007	3,21	5,86	1,81	0,10
2008	3,06	5,77	1,76	0,11
2009	3,52	6,37	1,35	0,11
2010	2,59	4,38	1,55	0,10
2011	2,16	3,99	1,51	0,09
2012	2,71	4,39	1,69	0,07
2013	2,27	3,37	1,29	0,04
2014	2,83	4,79	2,25	0,15
2015	2,55	3,41	1,64	0,11
2016	2,91	3,67	1,63	0,16
2017	2,96	4,83	1,43	0,06
2018	1,75	4,12	1,25	0,05

Tableau 9. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés du bassin du Saint-Laurent (Ontario) au moyen de modèles binomiaux négatifs à inflation de zéro (ZINB) et de modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), signification statistique des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,001$, *** $p < 0,001$.

a) Baie de Quinte

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE	r ² cond	r ² marg
~ Année*** + Mois*** + Profondeur + Site + Décalage (aire)	~ Température* + Profondeur**	0	ZINB	0,88	0,53	2,35	0,78	0,78
~ Année*** + Mois*** + Site + Décalage (aire)	~ 0	5,3	BN	0,66	0,62	2,40	0,75	0,75
~ Année*** + Mois*** + Profondeur + Niveau d'eau + Site + Décalage (aire)	~ Température + Profondeur	5,9	ZINB	0,18	0,67	2,37	0,78	0,78
~ Année*** + Mois*** + Profondeur + Température + Site + Décalage (aire)	~ Température + Profondeur	6,5	ZINB	0,40	0,68	2,37	0,61	0,64
~ Année*** + Mois* + Température + Site + Décalage (aire)	~ 0	7,5	BN	0,30	0,62	2,40	0,75	0,75
~ Année*** + Mois*** + Profondeur + Température + Niveau d'eau + Site + Décalage (aire)	~ Température + Profondeur	8,0	ZINB	0,59	0,58	2,37	0,79	0,78
~ Année*** + Mois*** + Profondeur + Température + Niveau d'eau + Site + Décalage (aire)	~ Température + Profondeur + Niveau d'eau	8,4	ZINB	0,49	0,62	2,37	0,78	0,78
~ Année*** + Mois*** + Profondeur + Température + Site + Décalage (aire)	~ 0	9,5	BN	0,56	0,58	2,39	0,75	0,75
~ Année*** + Site + Décalage (aire)	~ 0	10,3	BN	0,29	0,70	2,40	NA	0,84
~ Année*** + Mois* + Profondeur + Température + Niveau d'eau + Site + Décalage (aire)	~ 0	11,0	BN	0,93	0,62	2,39	0,78	0,78

b) Moses-Saunders

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Niveau d'eau***	~ Mois*** + Température Niveau d'eau*	0	ZINB	0,19	<0,01	4541,81
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Niveau d'eau***	~ Mois*** + Niveau d'eau***	0,4	ZINB	0,38	<0,01	4524,70
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Niveau d'eau***	~ Mois**	45,1	ZINB	0,27	<0,01	4615,70
~ Année*** + Mois*** + Température***	~ Mois**	61,8	ZINB	0,13	<0,01	4930,66
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Niveau d'eau***	~ 1	158,0	ZINB	0,20	<0,01	4739,69
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Niveau d'eau***	~ 0	173,0	BN	0,14	<0,01	4817,27
~ Année*** + Mois*** + Température***	~ 0	197,5	BN	0,11	<0,01	5209,47
~ Année*** + Mois***	~ 0	207,7	BN	0,08	<0,01	4835,49
~ Année*** + Mois*** + Niveau d'eau***	~ 0	237,8	BN	0,05	<0,01	4523,42

c) Beauharnois

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois*** + Passe*** + Débit* + Température***	~ Mois**	0	ZINB	0,01	0,07	326,13
~ Année*** + Mois*** + Passe*** + Température***	~ Passe*** + Temp.	1,5	ZINB	<0,01	0,07	324,31
~ Année*** + Mois*** + Passe*** + Débit* + Température***	~ Mois*** + Temp.	2,0	ZINB	<0,01	0,08	326,12
~ Année*** + Mois*** + Passe*** + Température***	~ Mois**	2,3	ZINB	0,01	0,10	326,06
~ Année*** + Mois*** + Passe*** + Température***	~ Mois*** + Passe*** + Temp.*	97,9	ZINB	<0,01	<0,01	336,37
~ Année*** + Mois*** + Passe*** + Débit + Température***	~ 0	171,4	BN	<0,01	0,97	334,74
~ Année*** + Mois*** + Passe*** + Température***	~ 0	172,5	BN	<0,01	0,88	334,65
~ Année*** + Mois*** + Passe***	~ 0	443,4	BN	<0,01	0,71	373,27
~ Année*** + Mois*** + Passe*** + Débit	~ 0	443,5	BN	<0,01	0,77	373,47

d) Chambly

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois*** + Température***	~ Mois*** + Débit*** + Température***	0	ZINB	0,06	0,55	41,43
~ Année*** + Mois*** + Débit + Température***	~ Mois*** + Débit*** + Température***	0,2	ZINB	0,05	0,52	41,8
~ Année*** + Mois*** + Débit + Température***	~ Mois*** + Débit***	12,5	ZINB	0,05	0,37	41,18
~ Année*** + Mois*** + Débit + Température***	~ Mois*** + Température***	18,5	ZINB	0,04	0,60	41,72
~ Année*** + Mois*** + Température***	~ Mois**	31,6	ZINB	0,10	0,64	41,65
~ Année*** + Mois*** + Débit + Température***	~ 0	86,5	BN	0,09	0,40	41,42
~ Année*** + Mois*** + Température***	~ 0	87,1	BN	0,04	0,62	41,06
~ Année*** + Mois*** + Débit**	~ 0	392,1	BN	<0,01	0,32	45,66
~ Année*** + Mois***	~ 0	400,5	BN	<0,01	0,49	45,28

e) Saint-Nicolas YE-EC

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois*** + Débit*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ Débit* + Température***	0	ZINB	0,07	<0,01	1,88
~ Année*** + Mois*** + Débit*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ Temp.***	4,3	ZINB	0,01	0,01	1,88
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ Débit + Température***	22,8	ZINB	0,02	<0,01	1,88
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ Temp.***	23,8	ZINB	0,05	0,02	1,87
~ Année*** + Mois*** + Débit*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ 1	167,8	ZINB	0,04	<0,01	1,90
~ Année*** + Mois*** + Débit*** + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	227,7	BN	0,05	<0,01	1,90
~ Année*** + Mois*** + Débit*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	228,0	BN	0,10	0,01	1,90
~ Année*** + Mois*** + Température + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	239,8	BN	0,08	<0,01	1,90
~ Année*** + Mois***	~ 0	240,8	BN	0,13	<0,01	1,90

f) Saint-Nicolas ET

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois*** + Débit + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ Temp.*** + Débit	0	ZINB	0,01	<0,01	2,98
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ Temp.***	0,3	ZINB	0,06	0,02	2,99
~ Année*** + Mois*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ Temp.*** + Débit	34,2	ZINB	0,05	<0,01	2,99
~ Année*** + Mois*** + Débit + Température***	~ Temp.*** + Débit	41,2	ZINB	0,03	0,01	2,99
~ Année*** + Température*** + Décalage (durée d'immersion)	~ Temp.*** + Débit	42,9	ZINB	0,02	<0,01	2,99
~ Année*** + Mois*** + Débit** + Température** + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	95,7	BN	0,01	0,01	3,01
~ Année*** + Mois*** + Débit* + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	97,7	BN	<0,01	0,01	3,02
~ Année*** + Mois*** + Température + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	100,5	BN	<0,01	0,02	3,02
~ Année*** + Mois*** + Décalage (durée d'immersion)	~ 0	101,0	BN	<0,02	0,02	3,02

Tableau 10. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés au chalut (anguilles par trait de chalut) dans la baie de Quinte (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes. Il est à noter que la hausse de l'indice à partir de 2012 est probablement attribuable à l'empoissonnement d'anguilles.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1972	9,13	2,84	8,78	2,05
1973	5,96	1,70	6,50	1,40
1974	4,77	1,38	5,16	1,56
1975	7,29	2,34	8,27	2,24
1976	4,36	1,23	6,50	1,51
1977	4,21	1,27	5,41	1,49
1978	0,92	0,33	1,37	0,34
1979	2,84	0,85	4,05	1,44
1980	0,58	0,24	0,77	0,24
1981	3,69	1,08	5,87	1,45
1982	-	-	4,17	1,20
1983	1,12	0,55	1,67	0,58
1984	0,59	0,32	0,97	0,40
1985	2,35	1,00	3,30	1,67
1986	3,47	1,71	3,47	1,49
1987	4,31	1,64	5,42	1,69
1988	0,58	0,20	0,87	0,24
1989	-	-	-	-
1990	0,58	0,17	1,09	0,25
1991	0,92	0,26	1,52	0,41
1992	1,19	0,30	2,34	0,71
1993	0,87	0,27	1,27	0,40
1994	1,31	0,38	4,25	0,82
1995	0,15	0,07	0,26	0,10
1996	0,43	0,14	1,22	0,37
1997	0,17	0,06	0,24	0,09
1998	0,18	0,06	0,28	0,08
1999	0,15	0,06	0,23	0,10
2000	0,10	0,05	0,17	0,10
2001	0,02	0,02	0,04	0,04
2002	0,05	0,04	0,09	0,06
2003	0,00	0,00	0,00	0,00
2004	0,00	0,00	0,00	0,00
2005	0,00	0,00	0,00	0,00
2006	0,00	0,00	0,00	0,00
2007	0,00	0,00	0,00	0,00
2008	0,00	0,00	0,00	0,00
2009	0,00	0,00	0,00	0,00
2010	0,00	0,00	0,00	0,00
2011	0,00	0,00	0,00	0,00
2012	0,03	0,03	0,04	0,04
2013	0,03	0,03	0,04	0,04
2014	0,00	0,00	0,00	0,00
2015	0,02	0,03	0,05	0,05
2016	0,07	0,05	0,13	0,10
2017	0,05	0,04	0,13	0,07

Tableau 11. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés de la passe à poissons (anguilles/jour) au barrage Moses-Saunders (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1974	5909,23	1318,96	4270,54	537,43
1975	9938,60	3231,85	7960,62	1695,44
1976	6579,69	1740,94	5155,20	900,73
1977	-	-	-	-
1978	-	-	-	-
1979	14988,99	2045,39	9936,45	840,06
1980	11641,73	2343,49	7250,23	964,91
1981	10584,36	1340,25	7035,47	515,87
1982	9446,57	1187,45	10138,48	1231,29
1983	17614,56	2280,04	13909,35	995,97
1984	8198,67	1144,33	8633,07	771,93
1985	9533,09	1179,00	9080,78	784,72
1986	2567,13	330,09	2427,05	253,27
1987	6854,37	896,34	4185,39	352,35
1988	4233,42	672,22	3646,95	342,11
1989	3432,19	485,40	3310,59	334,96
1990	1467,51	214,89	1747,00	251,37
1991	565,65	89,58	659,00	111,50
1992	272,89	43,53	195,47	39,18
1993	314,50	67,57	259,42	53,31
1994	5196,22	1193,88	6056,33	1583,87
1995	1927,39	425,91	1131,48	311,61
1996	-	-	-	-
1997	-	-	-	-
1998	-	-	-	-
1999	-	-	-	-
2000	-	-	-	-
2001	-	-	-	-
2002	-	-	-	-
2003	-	-	-	-
2004	-	-	-	-
2005	-	-	-	-
2006	45,51	5,63	77,31	12,48
2007	19,59	2,45	19,21	3,90
2008	61,66	7,87	50,65	6,50
2009	10,64	1,35	14,99	2,70
2010	6,92	0,91	7,82	1,71
2011	96,61	11,85	94,50	12,51
2012	379,59	51,74	212,81	26,33
2013	101,46	12,10	159,10	21,43
2014	106,44	13,11	116,93	15,36
2015	80,85	9,74	101,48	13,38
2016	40,34	5,08	50,75	7,11

Tableau 12. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés de la passe à poissons (anguilles/jour) au barrage de Beauharnois (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
2002	235,38	28,10	184,26	23,94
2003	341,03	35,44	460,34	59,60
2004	301,81	23,29	418,47	50,54
2005	608,25	50,05	582,52	63,55
2006	244,91	20,11	341,86	39,46
2007	361,93	30,77	464,64	70,39
2008	390,04	27,58	450,77	51,68
2009	253,64	19,68	272,59	33,06
2010	342,06	25,16	350,95	39,90
2011	304,90	23,90	364,64	38,72
2012	178,94	14,78	148,92	15,58
2013	273,30	23,52	186,07	15,27
2014	206,75	17,16	152,63	16,18
2015	127,90	11,25	77,68	7,89
2016	171,35	15,62	82,15	8,10
2017	224,71	20,12	144,90	13,75
2018	331,29	27,54	254,43	26,14

Tableau 13. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés de la passe à poissons (anguilles/jour) au barrage de Chambly (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
2004	8,81	1,39	9,83	2,60
2005	12,02	1,67	20,87	5,44
2006	4,47	0,82	4,35	0,70
2007	9,04	1,28	12,76	3,95
2008	20,51	2,85	25,56	7,19
2009	6,24	1,07	9,00	2,75
2010	59,14	8,41	55,40	10,13
2011	8,62	1,28	9,96	2,17
2012	11,28	1,79	6,00	0,72
2013	11,34	1,71	13,65	2,92
2014	14,70	2,08	10,12	1,32
2015	26,24	3,59	18,37	2,13
2016	62,71	9,61	52,49	8,55
2017	1,62	0,30	1,77	0,27
2018	14,37	2,06	14,57	2,60

Tableau 14. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux (anguilles/cycle de marée; de mai à novembre) à Saint-Nicolas (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1975	1,28	0,13	1,08	0,14
1976	1,89	0,19	1,35	0,10
1977	1,55	0,15	1,41	0,15
1978	1,78	0,16	1,79	0,23
1979	1,36	0,14	1,22	0,11
1980	0,92	0,10	0,94	0,09
1981	1,17	0,13	0,98	0,09
1982	1,00	0,10	0,91	0,08
1983	1,15	0,12	1,09	0,13
1984	1,19	0,12	0,95	0,09
1985	1,14	0,11	1,00	0,08
1986	1,12	0,12	0,96	0,10
1987	0,83	0,09	0,76	0,08
1988	0,90	0,10	0,85	0,10
1989	0,84	0,10	0,64	0,05
1990	0,92	0,10	0,77	0,09
1991	0,67	0,07	0,67	0,07
1992	0,89	0,10	0,81	0,07
1993	0,88	0,10	0,81	0,10
1994	0,99	0,10	0,92	0,10
1995	0,76	0,08	0,77	0,10
1996	0,82	0,09	0,71	0,07
1997	0,72	0,08	0,69	0,08
1998	0,97	0,10	0,91	0,10
1999	1,32	0,13	1,37	0,29
2000	1,01	0,11	0,92	0,11
2001	1,30	0,13	1,30	0,25
2002	1,09	0,12	1,06	0,16
2003	1,15	0,12	1,04	0,16
2004	0,91	0,10	0,87	0,12
2005	0,75	0,08	0,80	0,19
2006	0,70	0,08	0,76	0,12
2007	0,54	0,06	0,49	0,08
2008	0,80	0,09	0,75	0,11
2009	0,56	0,07	0,55	0,07
2010	0,65	0,08	0,73	0,11
2011	0,58	0,07	0,51	0,07
2012	0,58	0,07	0,63	0,09
2013	0,57	0,06	0,61	0,08
2014	0,57	0,06	0,60	0,08
2015	-	-	-	-
2016	-	-	-	-
2017	0,45	0,06	0,47	0,08
2018	0,87	0,17	1,39	0,09

Tableau 15. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux (anguilles/cycle de marée; d'octobre à novembre) pour l'anguille argentée à Saint-Nicolas (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1975	1,95	0,27	2,53	0,14
1976	1,67	0,26	1,79	0,10
1977	2,77	0,38	2,76	0,15
1978	3,72	0,50	4,15	0,23
1979	2,29	0,33	2,05	0,11
1980	1,51	0,23	1,62	0,09
1981	1,44	0,21	1,69	0,09
1982	1,70	0,24	1,52	0,08
1983	2,00	0,29	2,36	0,13
1984	1,31	0,19	1,56	0,09
1985	1,69	0,24	1,47	0,08
1986	1,44	0,21	1,89	0,10
1987	1,36	0,20	1,39	0,08
1988	1,82	0,27	1,89	0,10
1989	0,89	0,16	0,93	0,05
1990	1,42	0,21	1,57	0,09
1991	1,40	0,21	1,33	0,07
1992	1,46	0,22	1,29	0,07
1993	1,53	0,23	1,87	0,10
1994	1,64	0,23	1,86	0,10
1995	1,75	0,25	1,89	0,10
1996	1,07	0,17	1,29	0,07
1997	1,13	0,18	1,43	0,08
1998	1,73	0,24	1,78	0,10
1999	2,62	0,37	5,26	0,29
2000	1,54	0,22	2,01	0,11
2001	3,38	0,48	4,40	0,25
2002	2,19	0,33	2,87	0,16
2003	2,24	0,32	2,88	0,16
2004	1,81	0,26	2,07	0,12
2005	1,59	0,24	3,32	0,19
2006	2,01	0,29	2,05	0,12
2007	1,13	0,17	1,44	0,08
2008	1,27	0,20	1,96	0,11
2009	1,30	0,20	1,32	0,07
2010	1,45	0,22	1,63	0,11
2011	0,85	0,14	1,23	0,07
2012	1,41	0,21	1,53	0,09
2013	1,32	0,20	1,31	0,08
2014	1,23	0,18	1,39	0,08
2015	-	-	-	-
2016	-	-	-	-
2017	0,75	0,14	1,06	0,07
2018	0,87	0,17	1,39	0,09

Tableau 16. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés de la zone Scotia-Fundy au moyen de modèles binomiaux négatifs à inflation de zéro (ZINB) et de modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), r^2 marginal (r^2 marg), r^2 conditionnel (r^2 cond), signification statistique de la variance des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$.

a) Nahwaak

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE	r^2 cond	r^2 marg
Année*** + Temp.** + Site + Décalage (aire)	~ Mois**	0	ZINB	0,95	0,03	8,62	0,42	0,34
Année*** + Mois + Temp.* + Site + Décalage (aire)	~ Mois**	5,0	ZINB	0,64	0,05	8,64	0,44	0,35
Année*** + Mois + Débit + Temp.* + Site + Décalage (aire)	~ Mois** + Temp.	11,3	ZINB	0,95	0,08	8,7	0,45	0,35
Année*** + Mois + Décalage (aire)	~ Année + Mois*	12,1	ZINB	0,61	0,87	8,81	S.O.	S.O.
Année*** + Mois* + Temp.* + Site + Décalage (aire)	~ Temp.	13,2	ZINB	0,62	0,06	8,81	0,46	0,36
Année + Mois + Temp. + Site + Décalage (aire)	~ 0	80,9	BN	0,34	<0,01	8,48	0,51	0,45
Année + Mois + Débit + Temp. + Site + Décalage (aire)	~ 0	83,1	BN	0,42	<0,01	8,49	0,51	0,45
Année + Mois + Site + Décalage (aire)	~ 0	83,1	BN	0,69	<0,01	8,5	0,50	0,44
Année + Décalage (aire)	~ 0	89,3	BN	0,10	0,01	8,86	S.O.	S.O.
Année + Mois + Décalage (aire)	~ 0	90,3	BN	0,20	<0,01	8,84	S.O.	S.O.

b) LaHave

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE	r^2 cond	r^2 marg
Année*** + Mois* + Débit + Site + Décalage (aire)	~ Débit**	0	ZINB	0,23	0,01	12,38	0,51	0,31
Année*** + Mois* + Débit + Temp. + Site + Décalage (aire)	~ Débit** + Temp.	3,2	ZINB	0,43	0,05	12,31	0,47	0,29
Année*** + Débit* + Site + Décalage (aire)	~ Débit** + Temp.	4,4	ZINB	0,08	<0,01	10,72	0,48	0,28
Année*** + Mois* + Débit + Temp. + Site + Décalage (aire)	~ 1	10,8	ZINB	0,61	0,06	13,31	0,52	0,32
Année*** + Mois + Décalage (aire)	~ 0	41,4	BN	0,83	<0,01	9,71	0,64	0,38
Année*** + Mois + Débit + Temp. + Site + Décalage (aire)	~ 0	41,4	BN	0,49	<0,01	9,71	0,65	0,39
Année*** + Mois + Temp. + Site + Décalage (aire)	~ 0	62,1	BN	0,71	<0,01	9,72	0,65	0,38
Année*** + Mois** + Site + Décalage (aire)	~ 0	74,7	BN	0,50	0,10	12,04	S.O.	S.O.
Année*** + Décalage (aire)	~ 0	79,1	BN	0,79	0,07	12,30	S.O.	S.O.

c) St. Marys

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE	r^2 cond	r^2 marg
~ Année*** + Débit + Site + Décalage (aire)	~ Débit + Température	0	ZINB	0,07	0,14	18,02	0,57	0,42
~ Année*** + Débit + Température + Site + Décalage (aire)	~ Débit + Temp.	0,7	ZINB	0,2	0,14	18,07	0,58	0,41
~ Année*** + Mois + Débit + Site + Décalage (aire)	~ débit	2,9	ZINB	0,31	0,08	17,04	0,58	0,42
~ Année*** + Mois + Débit + Température + Site + Décalage (aire)	~ Débit + Temp.	4,9	ZINB	0,16	0,06	16,91	0,59	0,42
~ Année*** + Mois + Site + Décalage (aire)	~ 0	19,2	BN	0,28	0,03	16,89	0,72	0,52
~ Année*** + Mois + Temp. + Site + Décalage (aire)	~ 0	20,7	BN	0,24	0,06	16,70	0,72	0,51
~ Année*** + Débit + Site + Décalage (aire)	~ Temp.	21,8	ZINB	0,24	0,07	17,21	0,55	0,40
~ Année + Mois + Débit + Temp. + Décalage (aire)	~ 0	23,0	BN	0,12	0,02	16,40	0,72	0,51

d) Toutes les rivières

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Débit*** + Température + Décalage (aire)	~ Année* + Mois + Débit** + Température	0	ZINB	0,19	0,74	17,72
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Débit** + Température + Décalage (aire)	~ Année* + Mois*	6,5	ZINB	0,16	0,83	17,79
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Débit*** + Décalage (aire)	~ Débit***	7,8	ZINB	0,07	0,63	17,45
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Débit** + Décalage (aire)	~ Mois + Débit***	8,2	ZINB	0,21	<0,01	17,54
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Débit*** + Température + Décalage (aire)	~ Débit***	8,9	ZINB	0,16	0,56	17,45
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Débit* + Décalage (aire)	~ 0	62,6	BN	0,21	0,18	18,14
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Débit* + Température + Décalage (aire)	~ 0	64,1	BN	0,03	0,18	18,12
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Décalage (aire)	~ 0	66,5	BN	0,02	0,17	17,92
~ Année*** + Mois + Rivière*** + Température + Décalage (aire)	~ 0	68,0	BN	0,12	0,16	17,91
~ Année*** + Rivière*** + Décalage (aire)	~ 0	68,7	BN	0,08	0,09	17,54

Tableau 17. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m²) dans la rivière Nashwaak (Scotia-Fundy). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1987	4,0	2,1	4,68	0,00
1988	1,7	0,5	3,36	1,79
1989	3,2	0,7	3,62	0,41
1990	3,1	0,8	3,16	0,67
1991	2,2	0,5	2,35	0,52
1992	0,7	0,2	0,91	0,32
1993	1,9	0,4	1,47	0,44
1994	1,1	0,3	0,46	0,21
1995	1,0	0,3	0,62	0,32
1996	1,3	0,3	1,39	0,22
1997	1,0	0,2	1,04	0,23
1998	1,3	0,3	1,22	0,26
1999	0,9	0,2	0,70	0,19
2000	1,0	0,2	1,26	0,27
2001	1,4	0,2	1,72	0,29
2002	1,3	0,3	1,36	0,35
2003	0,6	0,1	0,54	0,14
2004	1,6	0,3	2,05	0,41
2005	1,2	0,2	1,47	0,24
2006	0,8	0,1	0,85	0,15
2007	1,3	0,2	1,43	0,19
2008	1,1	0,2	1,27	0,28
2009	1,2	0,3	1,09	0,25
2010	0,8	0,2	1,08	0,30
2011	0,6	0,1	0,62	0,11
2012	1,5	0,3	1,73	0,34
2013	0,3	0,1	0,17	0,06
2014	0,7	0,1	0,75	0,06
2015	1,3	0,2	1,38	0,24
2016	1,7	0,3	1,80	0,41
2017	1,1	0,2	1,24	0,23
2018	1,2	0,3	1,41	0,25

Tableau 18. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m²) dans la rivière LaHave (Scotia-Fundy). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1995	1,05	0,44	1,42	0,44
1997	0,75	0,27	1,16	0,38
1998	0,00	0,00	0,00	0,00
1999	1,04	0,40	0,69	0,28
2000	0,29	0,12	0,27	0,15
2001	2,12	1,09	0,77	0,34
2002	0,71	0,27	0,63	0,20
2003	0,34	0,12	0,36	0,10
2004	0,13	0,06	0,08	0,05
2005	0,14	0,05	0,21	0,08
2006	0,29	0,10	0,39	0,18
2007	0,01	0,01	0,01	0,01
2008	0,10	0,05	0,12	0,03
2009	0,24	0,08	0,27	0,11
2010	0,69	0,23	0,86	0,36
2011	0,38	0,14	0,39	0,15
2012	0,29	0,13	0,41	0,18
2013	0,41	0,15	0,51	0,32
2014	0,44	0,16	0,48	0,16
2015	0,62	0,21	0,71	0,37
2016	0,76	0,38	1,31	0,35
2017	0,41	0,14	0,54	0,26

Tableau 19. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m²) dans la rivière St. Marys (Scotia-Fundy). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1995	6,76	1,59	10,07	3,14
1996	3,64	0,81	3,13	0,72
1997	5,06	1,08	5,34	0,95
1998	8,36	1,81	8,59	1,22
1999	4,97	1,07	5,73	1,23
2000	1,54	0,37	1,60	0,26
2001	1,86	0,40	1,95	0,51
2002	2,01	0,43	1,84	0,34
2003	1,19	0,26	1,26	0,26
2004	0,38	0,09	0,43	0,09
2005	1,34	0,30	1,32	0,23
2006	0,94	0,22	1,02	0,21
2007	1,68	0,37	1,89	0,50
2008	0,80	0,20	0,73	0,15
2009	1,05	0,27	1,03	0,15
2010	1,52	0,35	1,59	0,30
2011	1,30	0,32	1,34	0,29
2012	0,83	0,22	1,00	0,48
2013	1,25	0,32	1,36	0,35
2014	1,30	0,34	1,25	0,21
2015	1,37	0,35	1,66	0,53
2016	1,72	0,43	1,80	0,52
2017	1,92	0,46	1,89	0,37

Tableau 20. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m²) dans les rivières de la zone Scotia-Fundy (Nashwaak, LaHave et St. Marys). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1995	2,66	0,39	3,61	1,01
1996	2,27	0,48	1,57	0,52
1997	2,23	0,36	2,43	0,53
1998	3,81	0,81	4,30	1,05
1999	1,86	0,38	2,11	0,57
2000	0,84	0,18	0,55	0,14
2001	1,49	0,29	0,81	0,21
2002	1,22	0,25	0,88	0,18
2003	0,69	0,14	0,52	0,12
2004	1,01	0,18	0,13	0,03
2005	0,99	0,15	0,37	0,09
2006	0,79	0,12	0,33	0,09
2007	1,24	0,21	0,57	0,19
2008	0,81	0,14	0,27	0,07
2009	0,92	0,16	0,54	0,11
2010	1,29	0,21	0,89	0,20
2011	0,85	0,15	0,60	0,14
2012	1,06	0,20	0,43	0,16
2013	0,72	0,15	0,49	0,14
2014	0,84	0,13	0,37	0,09
2015	1,39	0,24	0,85	0,26
2016	1,61	0,33	1,01	0,26
2017	1,21	0,21	0,90	0,21

Tableau 21. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés pour la civelle de la zone Scotia-Fundy au moyen d'un modèle linéaire généralisé binomial négatif (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), signification statistique de la variance des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$.

Rivière East (Chester)						
Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois*** + Marée***	~ 0	0	NB	0,05	0,82	11,62
~ Année*** + Mois*** + Marée*** + Température	~ 0	1,9	NB	<0,01	0,74	11,70
~ Année*** + Mois***	~ 0	12,9	NB	0,03	0,99	10,91
~ Année*** + Mois*** + Niveau d'eau + Température	~ 0	14,1	NB	0,10	0,99	10,87
~ Année*** + Mois*** + Température	~ 0	14,5	NB	0,03	0,99	10,91

Tableau 22. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif (BN) et indices d'abondance nominaux pour la pêche de la civelle à la trappe (par kg) dans la rivière East (Chester) (Scotia-Fundy). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	BN		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1996	2,89	0,63	2,34	0,87
1997	3,54	0,84	3,56	2,90
1998	0,43	0,11	0,43	0,26
1999	1,07	0,25	1,16	0,44
2000	1,83	0,39	1,99	0,88
2001	1,56	0,39	1,77	1,46
2002	5,97	1,69	7,01	5,54
2003	-	-		-
2004	-	-		-
2005	-	-		-
2006	-	-		-
2007	-	-		-
2008	4,92	1,19	4,26	2,25
2009	1,22	0,27	1,50	1,18
2010	0,72	0,17	0,67	0,25
2011	4,35	1,07	5,18	1,89
2012	3,34	0,71	3,21	0,97
2013	3,77	0,78	3,85	1,48
2014	4,29	0,93	4,98	1,89
2015	1,72	0,43	2,31	1,22
2016	23,84	6,38	14,06	4,57
2017	3,50	0,80	2,70	0,14
2018	28,69	7,04	14,91	0,21

Tableau 23. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés du sud du golfe du Saint-Laurent au moyen de modèles binomiaux négatifs à inflation de zéro (ZINB) et de modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), r^2 marginal (r^2 marg), r^2 conditionnel (r^2 cond), signification statistique de la variance des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$.

a) Restigouche

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Valeur p KS	Disp Valeur p	RMSE	r^2 cond	r^2 marg
~ Année*** + Mois + Débit + Température + Site + Décalage (aire)	~ Mois** + Température + Site	0	ZINB	0,84	<0,01	4,49	0,46	0,37
~ Année*** + Mois + Température + Site + Décalage (aire)	~ Température* + Site	10,1	ZINB	0,277	<0,01	3,47	0,4	0,33
~ Année*** + Mois + Débit + Température + Site + Décalage (aire)	~ Débit + Température* + Site	13,2	ZINB	0,36	<0,01	3,47	0,4	0,32
~ Année** + Température + Site + Décalage (aire)	~ Mois + Température	69,7	ZINB	0,43	<0,01	4,48	0,75	0,01
~ Année** + Mois** + Température + Site + Décalage (aire)	~ Mois + Température	70,5	ZINB	0,08	<0,01	4,96	0,74	0,02
~ Année** + Mois + Température + Site + Décalage (aire)	~ 0	97,2	BN	<0,01	<0,01	5,58	0,87	0,03
~ Année*** + Mois + Site + Décalage (aire)	~ 0	97,3	BN	<0,01	<0,01	5,38	0,87	0,03
~ Année*** + Mois* + Débit*** + Température** + Site + Décalage (aire)	~ 0	98,8	BN	<0,01	<0,01	2,51	0,86	0,02
~ Année*** + Mois + Débit + Site + Décalage (aire)	~ 0	98,8	BN	<0,01	<0,01	5,4	0,87	0,03

b) Miramichi

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE	r^2 cond	r^2 marg
~ Année*** + Débit* + Site + Décalage (aire)	~ Température*** + Site	0	ZINB	0,03	0,04	6,7	0,45	0,16
~ Année*** + Débit* + Température + Site + Décalage (aire)	~ Débit + Température*** + Site	0,5	ZINB	0,08	0,32	6,7	0,45	0,16
~ Année*** + Mois + Débit* + Température* + Site + Décalage (aire)	~ Débit + Température*** + Site	3,1	ZINB	<0,01	<0,01	6,64	0,46	0,16
~ Année*** + Mois + Débit* + Site + Décalage (aire)	~ Température*** + Site	5,1	ZINB	0,02	0,02	6,69	0,46	0,16
~ Année*** + Mois + Débit* + Site + Décalage (aire)	~ Débit + Température*** + Site	6,5	ZINB	0,51	0,03	6,7	0,45	0,16
~ Année*** + Mois*** + Débit*** + Site + Décalage (aire)	~ 0	163,3	BN	0,26	<0,01	7,24	0,68	0,15
~ Année*** + Mois*** + Débit*** + Température + Site + Décalage (aire)	~ 0	187,7	BN	0,11	<0,01	7,26	0,67	0,15
~ Année*** + Mois*** + Site + Décalage (aire)	~ 0	194,8	BN	0,43	<0,01	7,77	0,68	0,13
~ Année*** + Mois** + Température + Site + Décalage (aire)	~ 0	196,5	BN	0,2	<0,01	7,83	0,68	0,13
~ Année*** + Site + Décalage (aire)	~ 0	205,5	BN	0,77	<0,01	7,07	0,67	0,12

c) Toutes les rivières

Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois* + Rivière + Température + Débit*** + Décalage (aire)	~ Année*** + Mois + Température** + Débit***	0	ZINB	0,2	0,89	7,37
~ Année*** + Mois** + Rivière + Décalage (aire)	~ Année*** + Mois + Rivière***	58,3	ZINB	0,82	0,93	7,39
~ Année*** + Mois* + Rivière + Décalage (aire)	~ Année***	128,9	ZINB	0,47	0,68	7,39
~ Année*** + Mois* + Rivière + Température + Débit*** + Décalage (aire)	~ Mois	652,8	ZINB	0,27	0,02	4,47
~ Année*** + Mois* + Rivière + Température* + Décalage (aire)	~ Température** + Débit***	680,1	ZINB	0,23	0,75	7,36
~ Année*** + Mois* + Décalage (aire)	~ 0	771,2	BN	0,11	<0,01	7,43
~ Année*** + Mois + Rivière* + Débit*** + Décalage (aire)	~ 0	801	BN	0,78	<0,01	7,42
~ Année*** + Mois* + Rivière + Température + Décalage (aire)	~ 0	802,7	BN	0,43	<0,01	7,42
~ Année*** + Mois* + Rivière* + Décalage (aire)	~ 0	804,6	BN	0,2	<0,01	7,42

Tableau 24. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m²) dans la rivière Restigouche (sud du golfe). ET représente l'erreur-type de la moyenne, et les cellules vides indiquent des données manquantes.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1972	0,26	0,12	0,43	0,15
1973	0,25	0,10	0,50	0,11
1974	0,21	0,09	0,35	0,12
1975	0,51	0,21	1,01	0,27
1976	0,19	0,09	0,23	0,10
1977	0,23	0,10	0,37	0,12
1978	0,23	0,11	0,28	0,08
1979	0,12	0,07	0,10	0,05
1980	0,35	0,18	0,48	0,26
1981	0,11	0,06	0,09	0,05
1982	0,07	0,04	0,09	0,07
1983	0,29	0,14	0,51	0,23
1984	-	-	-	-
1985	0,17	0,08	0,32	0,09
1986	0,31	0,14	0,48	0,19
1987	0,21	0,11	0,29	0,18
1988	0,46	0,22	0,76	0,45
1989	0,34	0,17	0,60	0,47
1990	0,29	0,18	0,36	0,22
1991	0,16	0,13	0,21	0,21
1992	0,15	0,22	0,06	0,06
1993	0,00	0,00	0,00	0,00
1994	0,29	0,19	0,31	0,21
1995	0,00	0,00	0,00	0,00
1996	0,00	0,00	0,00	0,00
1997	0,00	0,00	0,00	0,00
1998	1,22	0,98	0,22	0,22
1999	0,69	0,45	0,43	0,29
2000	0,60	0,34	0,46	0,21
2001	1,41	0,85	2,05	0,99
2002	1,87	1,13	2,45	1,14
2003	0,60	0,36	0,40	0,19
2004	1,36	0,87	0,86	0,39
2005	0,97	0,59	1,08	0,55
2006	1,43	0,78	1,41	0,67
2007	0,20	0,16	0,67	0,34
2008	0,26	0,23	0,43	0,21
2009	0,41	0,36	0,39	0,27
2010	0,63	0,46	0,69	0,42
2011	0,17	0,20	0,09	0,09
2012	0,72	0,46	0,56	0,28
2013	0,96	0,58	1,06	0,49
2014	0,30	0,26	0,49	0,34
2015	0,34	0,28	0,39	0,22
2016	0,70	0,41	0,94	0,39
2017	0,78	0,48	1,69	0,73
2018	0,36	0,24	0,86	0,56

Tableau 25. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m²) dans la rivière Miramichi (sud du golfe). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1952	1,11	0,59	0,56	0,25
1953	1,13	0,48	1,13	0,26
1954	0,21	0,12	0,31	0,10
1955	0,40	0,19	0,57	0,15
1956	0,26	0,13	0,40	0,16
1957	0,23	0,13	0,25	0,10
1958	0,23	0,15	0,28	0,20
1959	1,28	0,60	2,01	0,70
1960	0,49	0,29	0,87	0,45
1961	0,25	0,17	0,37	0,17
1962	0,14	0,12	0,14	0,07
1963	0,33	0,18	0,44	0,27
1964	0,69	0,29	1,17	0,52
1965	0,85	0,42	0,87	0,32
1966	0,77	0,33	1,07	0,48
1967	0,85	0,35	1,02	0,31
1968	0,85	0,37	1,42	0,64
1969	0,50	0,22	0,62	0,20
1970	0,32	0,15	0,31	0,08
1971	1,20	0,44	1,90	0,74
197,2	1,14	0,41	1,46	0,44
1973	0,98	0,36	1,25	0,44
1974	0,90	0,32	1,57	0,70
1975	1,15	0,41	1,23	0,27
1976	0,75	0,29	1,06	0,25
1977	0,92	0,32	1,24	0,43
1978	0,69	0,25	0,65	0,14
1979	0,16	0,08	0,16	0,04
1980	0,13	0,07	0,15	0,04
1981	0,32	0,14	0,37	0,08
1982	0,70	0,27	0,89	0,36
1983	0,79	0,31	0,94	0,32
1984	0,61	0,22	0,47	0,11
1985	0,22	0,11	0,18	0,06

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1986	0,21	0,12	0,15	0,06
1987	0,22	0,15	0,18	0,08
1988	0,26	0,16	0,27	0,14
1989	0,08	0,07	0,07	0,07
1990	0,27	0,19	0,25	0,14
1991	0,00	0,00	0,00	0,00
1992	0,12	0,11	0,16	0,12
1993	0,75	0,37	0,64	0,20
1994	0,14	0,11	0,21	0,09
1995	0,08	0,07	0,07	0,05
1996	0,92	0,73	0,67	0,54
1997	0,57	0,38	0,32	0,20
1998	0,61	0,39	0,51	0,19
1999	0,95	0,62	0,87	0,32
2000	0,92	0,58	0,59	0,21
2001	1,23	0,67	1,36	0,47
2002	0,73	0,45	0,57	0,32
2003	0,90	0,52	0,55	0,20
2004	0,67	0,39	0,79	0,43
2005	1,03	0,55	0,98	0,28
2006	0,57	0,31	0,68	0,25
2007	1,22	0,68	1,46	0,44
2008	0,56	0,36	0,43	0,19
2009	0,83	0,47	0,77	0,26
2010	0,61	0,37	0,75	0,34
2011	0,12	0,09	0,12	0,09
2012	1,04	0,57	1,25	0,52
2013	0,51	0,35	0,62	0,49
2014	0,43	0,27	0,23	0,10
2015	0,27	0,23	0,31	0,18
2016	0,25	0,19	0,13	0,09
2017	0,07	0,05	0,07	0,07
2018	0,91	0,71	0,65	0,25

Tableau 26. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés par pêche à l'électricité (anguilles/100 m²) dans les rivières du Nouveau-Brunswick (Restigouche et Miramichi; sud du golfe du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1972	1,20	0,26	1,24	0,35
1973	0,99	0,23	1,09	0,35
1974	0,81	0,18	1,30	0,55
1975	1,22	0,21	1,17	0,21
1976	0,80	0,19	0,83	0,19
1977	1,06	0,20	1,00	0,31
1978	0,56	0,11	0,54	0,10
1979	0,14	0,04	0,13	0,03
1980	0,32	0,09	0,31	0,13
1981	0,24	0,06	0,23	0,05
1982	0,52	0,16	0,6	0,23
1983	0,84	0,25	0,78	0,21
1984	0,48	0,12	0,47	0,11
1985	0,27	0,07	0,25	0,06
1986	0,30	0,10	0,31	0,10
1987	0,24	0,10	0,24	0,10
1988	0,56	0,22	0,52	0,24
1989	0,39	0,18	0,33	0,24
1990	0,29	0,15	0,30	0,13
1991	0,23	0,25	0,21	0,21
1992	0,10	0,07	0,12	0,08
1993	0,64	0,24	0,64	0,20
1994	0,20	0,08	0,22	0,08
1995	0,09	0,06	0,07	0,05
1996	0,96	0,77	0,67	0,54
1997	0,35	0,26	0,32	0,2
1998	0,53	0,23	0,4	0,15
1999	0,71	0,28	0,7	0,23
2000	0,67	0,23	0,53	0,15
2001	1,64	0,51	1,77	0,61
2002	1,50	0,56	1,64	0,67
2003	0,43	0,19	0,47	0,14
2004	0,91	0,32	0,82	0,29
2005	1,04	0,32	1,04	0,35
2006	0,94	0,34	1,09	0,39
2007	0,89	0,26	0,9	0,27
2008	0,51	0,25	0,43	0,15
2009	0,53	0,22	0,56	0,19
2010	0,68	0,37	0,71	0,28
2011	0,06	0,06	0,10	0,06
2012	0,86	0,31	0,82	0,26
2013	0,82	0,46	0,94	0,38
2014	0,41	0,18	0,39	0,21
2015	0,33	0,18	0,36	0,15
2016	0,73	0,32	0,62	0,24
2017	1,16	0,56	1,04	0,45
2018	0,68	0,25	1,08	0,53

Tableau 27. Sélection du modèle pour les indices d'abondance normalisés du nord du golfe du Saint-Laurent au moyen de modèles binomiaux négatifs à inflation de zéro (ZINB) et de modèles linéaires généralisés mixtes (MLGM) binomiaux négatifs (BN). Critère d'information d'Akaike corrigé par formule delta du second degré ($\Delta AICc$); déviance (Dev); test de Kolmogorov-Smirnov (KS); test de dispersion (Disp); erreur quadratique moyenne (RMSE), signification statistique des variables mises à l'essai * $p < 0,05$, ** $p=0,01$, *** $p < 0,01$.

Sud-Ouest						
Modèle conditionnel	Modèle à inflation de zéro	$\Delta AICc$	Distribution	Test KS	Disp Valeur p	RMSE
~ Année*** + Mois*** + Débit* + Température***	~ Année* + Mois + Débit + Température**	0	ZINB	0,13	0,8	75,37
~ Année*** + Mois*** + Débit* + Température***	~ Débit + Température****	30	ZINB	0,02	0,66	61,67
~ Année*** + Mois*** + Débit* + Température***	~ 0	41	BN	0,03	0,56	63,55
~ Année*** + Mois*** + Température***	~ 0	42,8	BN	0,03	0,53	69,03
~ Année*** + Mois*** + Température***	~ Temp.***	67,3	ZINB	0,14	0,66	63,24
~ Année*** + Débit + Température***	~ Temp.***	69,2	ZINB	0,29	0,54	62,72
~ Année*** + Débit + Température***	~ Débit + Température****	71,1	ZINB	0,07	0,59	64,77
~ Année*** + Mois***	~ 0	234,3	BN	0,01	0,81	30,17
~ Année*** + Mois*** + Débit***	~ 0	252,9	BN	0,15	0,82	29,85

Tableau 28. Indices d'abondance calculés au moyen d'un modèle binomial négatif à inflation de zéro (ZINB) et indices d'abondance nominaux pour les relevés à la trappe (par jour) dans la rivière Sud-Ouest (bassin du Saint-Laurent). ET représente l'erreur-type de la moyenne.

Année	ZINB		Nominal	
	Indice	ET	Indice	ET
1999	9,4	2,8	6,0	0,9
2000	1,1	0,5	2,4	0,5
2001	2,9	1,1	4,4	0,6
2002	7,9	3,7	1,0	0,2
2003	9,3	2,7	8,2	2,1
2004	8,5	2,3	7,6	1,4
2005	13,9	3,0	35,1	10,4
2006	23,6	4,6	29,7	6,0
2007	2,6	0,6	2,8	0,5
2008	7,8	1,6	10,0	2,6
2009	2,1	0,4	2,3	0,7
2010	57,1	12,9	34,4	6,8
2011	9,2	2,0	11,2	2,6
2012	8,6	1,7	10,3	1,7
2013	3,1	0,8	4,9	1,7
2014	16,2	4,5	12,5	3,8
2015	16,0	3,7	14,1	3,4
2016	11,9	3,0	11,2	1,8

Tableau 29. Résultats de l'analyse de puissance des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique. Pour chaque relevé, les tendances linéaires et exponentielles ont été testées sur une période de dix ans.

Zones	Relevé	Années	n	CV médian	Linéaire tendance		Tendance exponentielle	
					50 %	-50 %	50 %	-50 %
Bassin du Saint-Laurent	Baie de Quinte	1972-2017	67	0,52	0,12	0,17	0,12	0,19
	Saint-Nicolas (mai-oct.)	1975-2018	42	0,10	0,98	1,00	0,98	1,00
	Saint-Nicolas (sept.-oct.)	1975-2018	42	0,15	0,83	0,93	0,77	0,93
	Beauharnois	2002-2018	17	0,08	1,00	1,00	1,00	1,00
	Chambly	2004-2018	14	0,15	0,75	0,92	0,75	0,93
Scotia-Fundy	Nashwaak	1987-2018	31	0,25	0,36	0,54	0,36	0,55
	LaHave	1995-2017	22	0,41	0,16	0,24	0,17	0,26
	St. Marys	1995-2017	23	0,23	0,41	0,60	0,41	0,62
	Toutes les rivières combinées	1995-2018	23	0,22	0,60	0,81	0,60	0,81
Sud du golfe	Miramichi	1952-2018	67	0,52	0,12	0,17	0,12	0,19
	Restigouche	1972-2018	46	0,62	0,09	0,13	0,10	0,15
	Toutes les rivières combinées	1972-2018	46	0,37	0,19	0,28	0,20	0,31
Nord du golfe	Rivière Sud-Ouest	1999-2016	18	0,59	0,63	0,84	0,64	0,86

Tableau 30. Résultats du test de Mann-Kendall (MK) et du test de Mann-Kendall modifié (MK corrigé) pour les indices d'abondance de l'anguille d'Amérique. NS représente une tendance non significative.

Zones	Relevé	Années	Stade	MK		MK corrigé		MK τ	Pente de Sen	Tendance
				Valeur p	Z	Valeur p	Z			
Bassin du Saint-Laurent	Moses-Saunders	1975-2018	Jaune	<0,01	-5,47	<0,01	-4,53	-0,69	-2,87	-
	Baie de Quinte	1972-2017	Jaune	<0,01	-6,74	<0,01	-4,48	-0,70	-0,06	-
	Saint-Nicolas (mai-oct.)	1975-2018	Jaune/Argentée	<0,01	-5,63	<0,01	-4,31	-0,60	-0,19	-
	Saint-Nicolas (sept.-oct.)	1975-2018	Argentée	0,01	-2,73	<0,01	-2,73	-0,29	-0,02	-
	Beauharnois	2002-2018	Jaune	0,09	-1,69	0,09	-1,69	-0,31	-9,44	NS
	Chambly	2004-2018	Jaune	0,20	1,28	0,20	1,28	0,26	0,60	NS
Scotia-Fundy	Nashwaak	1987-2018	Jaune	0,02	-2,40	0,02	-2,40	-0,29	-0,03	-
	LaHave	1995-2017	Jaune	0,62	0,50	0,69	0,39	0,08	-0,007	NS
	St. Marys	1995-2017	Jaune	0,04	-2,09	0,20	-1,28	-0,32	-0,07	NS
	Toutes les rivières combinées	1995-2017	Jaune	0,11	-1,61	0,24	-1,17	-0,24	-0,03	NS
	Rivière East (Chester)	1996-2018	Civelle	0,03	2,12	0,03	2,12	0,37	12,9	+
Sud du golfe	Miramichi	1952-2018	Jaune	0,69	-0,40	0,58	-0,55	-0,03	-0,001	NS
	Restigouche	1972-2018	Jaune	<0,01	2,69	0,01	2,44	0,27	0,009	+
	Toutes les rivières combinées	1972-2018	Jaune	0,79	0,26	0,86	0,18	-0,23	-0,002	NS
Nord du golfe	Sud-Ouest	1999-2016	Jaune	0,20	1,29	0,20	1,28	0,23	28,0	NS

Tableau 31. Résultats des modèles ARIMA pour les données indépendantes de la pêche. Nombre d'années (n), Erreur-type (ET), Variance (σ^2), critère d'information d'Akaike (AIC), erreur quadratique moyenne (RMSE), erreur moyenne (ME), erreur absolue moyenne (MAE), erreur absolue moyenne en pourcentage (MAPE), Écart-type de la moyenne (MSE), fonction d'autocorrélation (ACF).

Zone	Relevé	Années	n	ar(1)	ar(2)	ar(3)	ET	theta	σ^2	Q 25 %	P(<0,25) première année	P(<0,25) année 2012	P(<0,25) dernière année
Bassin du Saint- Laurent	Baie de Quinte	1972-2017	45	-0,47	0,24	-0,31	0,12	0,37	0,65	-4,68	0	0,23	0,03
	Saint-Nicolas (mai-oct.)	1975-2018	42	-0,42	0,01	-0,11	0,14	0,58	0,14	0,28	0,02	0,97	0,94
	Saint-Nicolas (sept.-oct.)	1975-2018	42	-0,05	0,30	-0,20	0,13	0,99	0,04	-0,34	0	0,87	0,99
	Beauharnois	2002-2018	17	-0,46	0,04	0,24	0,29	0,65	0,13	5,45	0,24	0,28	0,66
	Chambly	2004-2018	15	-0,60	0,10	0,03	0,22	1,00	0,85	2,24	0,49	0,38	0,27
Scotia- Fundy	Nashwaak	1987-2018	31	-0,50	-0,07	0,13	0,14	0,69	0,20	-0,01	<0,01	0,59	0,40
	LaHave	1995-2017	22	-0,53	0,27	-0,34	0,34	1,00	0,57	0,70	0,15	0,47	0,57
	St. Marys	1995-2017	23	-0,27	-0,19	-0,08	0,19	0,38	0,25	0,13	0	0,42	0,14
	Toutes les rivières combinées	1995-2017	23	-0,30	-0,37	0,48	0,43	0,47	0,09	0,02	0	0,62	0,11
Sud du golfe	Miramichi	1952-2018	67	-0,36	-0,14	0,05	0,77	0,37	0,67	-1,25	0,12	0,14	0,18
	Restigouche	1972-2018	46	-0,43	0,10	-0,17	0,39	0,36	1,02	-1,84	0,18	0,05	0,09
	Toutes les rivières combinées	1972-2018	46	-0,44	-0,16	0,26	0,12	0,69	0,50	-0,90	0,06	0,12	0,09
Nord du golfe	Sud-Ouest	1999-2016	18	-0,54	0,22	-0,46	0,23	0,91	0,98	2,13	0,26	0,36	0,34

Tableau 31 (suite).

Zone	Relevé	AIC	p- LjungBox	RMSE	ME	MAE	MPE	MAPE	MASE	ACF
Bassin du Saint- Laurent	Baie de Quinte	110,14	0,05	0,82	-0,18	0,61	73,29	119,96	0,96	-0,10
	Saint-Nicolas (mai-oct.)	-14,8	0,31	0,19	-0,04	0,15	27,90	279,18	0,86	-0,99
	Saint-Nicolas (sept.-oct.)	21,91	0,90	0,30	-0,04	0,23	-0,64	84,53	0,84	0,00
	Beauharnois	17,33	0,70	0,35	-0,02	0,27	-0,68	4,86	0,71	-0,04
	Chambly	44,19	0,42	0,89	0,14	0,61	-23,04	44,59	0,53	-0,36
Scotia- Fundy	Nashwaak	42,45	0,79	0,48	-0,11	0,35	3046,18	3643,61	0,72	-0,13
	LaHave	75,34	0,58	1,20	0,16	1,04	121,32	313,6	0,69	-0,13
	St. Marys	38,68	0,16	0,38	-0,09	0,52	39,38	101,26	0,84	-0,02
	Toutes les rivières combinées	20,08	0,87	0,32	-0,05	0,35	-216	387,88	0,88	0,09
Sud du golfe	Miramichi	179,51	0,34	0,82	-0,01	0,61	-49,77	334,10	0,88	-0,03
	Restigouche	144,61	0,87	1,10	0,00	0,78	-98,24	244,17	0,88	-0,09
	Toutes les rivières combinées	103,37	0,30	0,70	-0,03	0,52	-170,92	296,67	0,83	-0,01
Nord du golfe	Sud-Ouest	53,6	0,09	0,30	0,24	0,77	-132,56	169,28	0,72	-0,13

FIGURES



Figure 1. Zones d'évaluation du potentiel de rétablissement de l'anguille d'Amérique (Cairns et al. 2014).

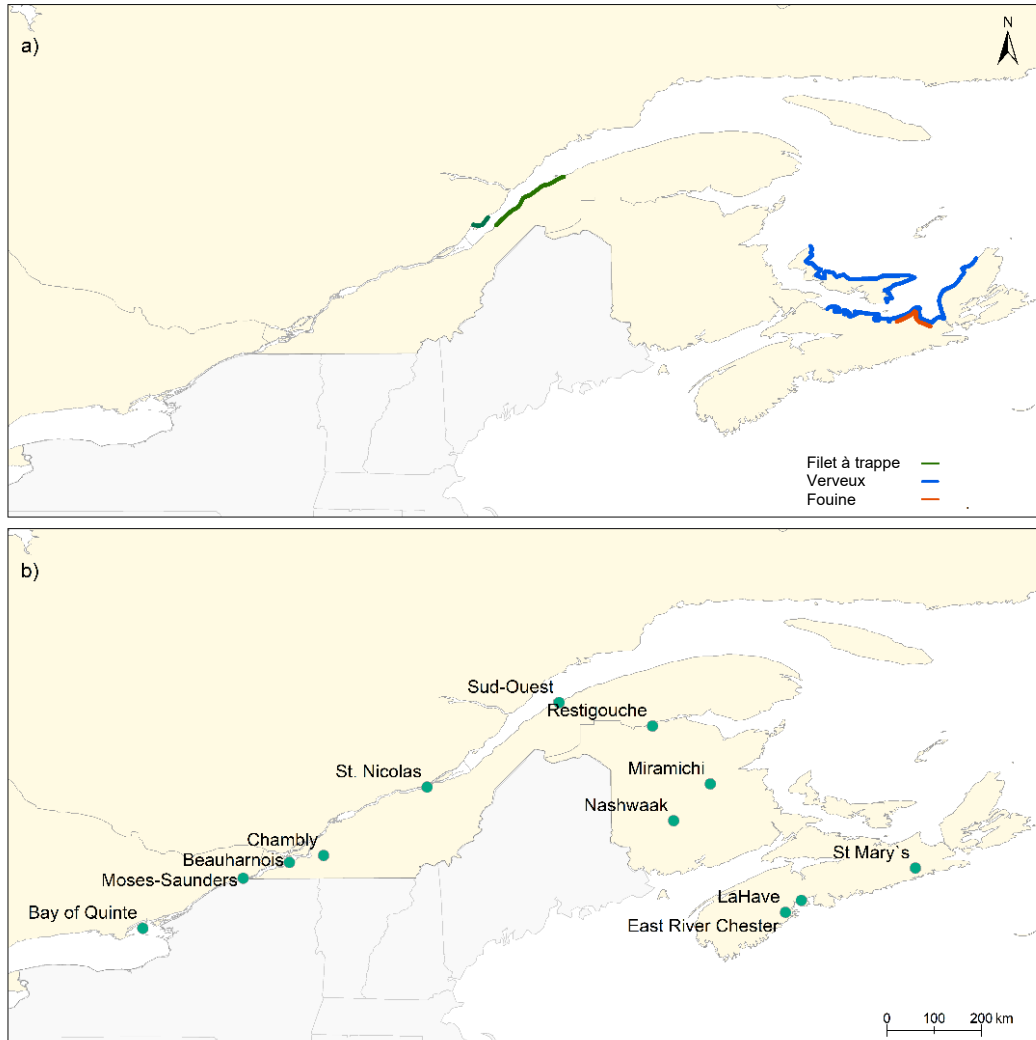


Figure 2. Relevés de poissons incluant l'anguille d'Amérique au Canada : a) relevés dépendants de la pêche et b) relevés indépendants de la pêche.

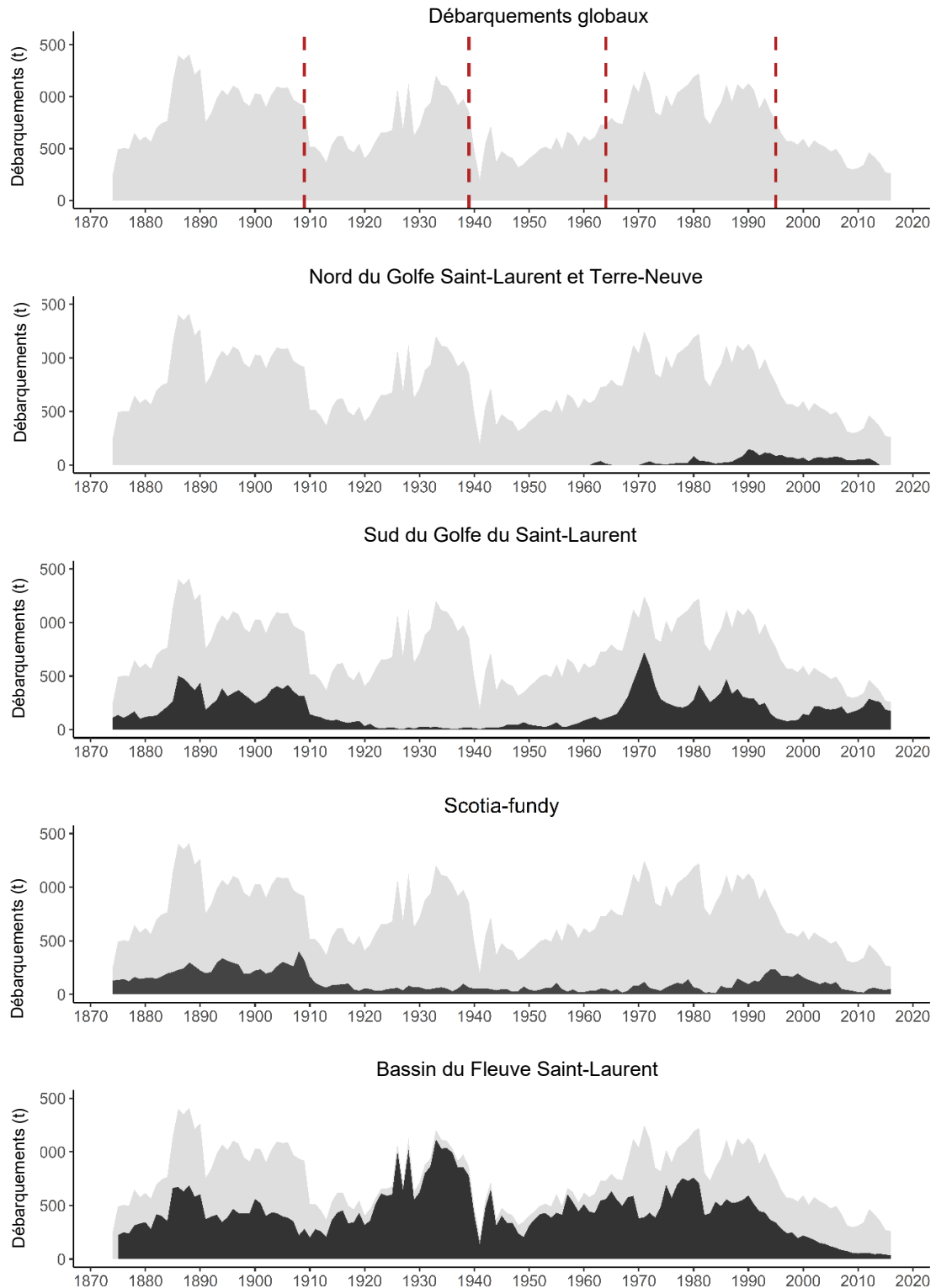


Figure 3. Débarquements déclarés d'anguilles d'Amérique dans les zones d'évaluation du potentiel de rétablissement (EPR) du Canada. Le gris représente l'ensemble des débarquements canadiens, et le noir représente les débarquements de chaque zone d'EPR. Les lignes rouges indiquent les périodes de changement des débarquements qui ont été détectées au moyen de l'analyse par point de rupture.

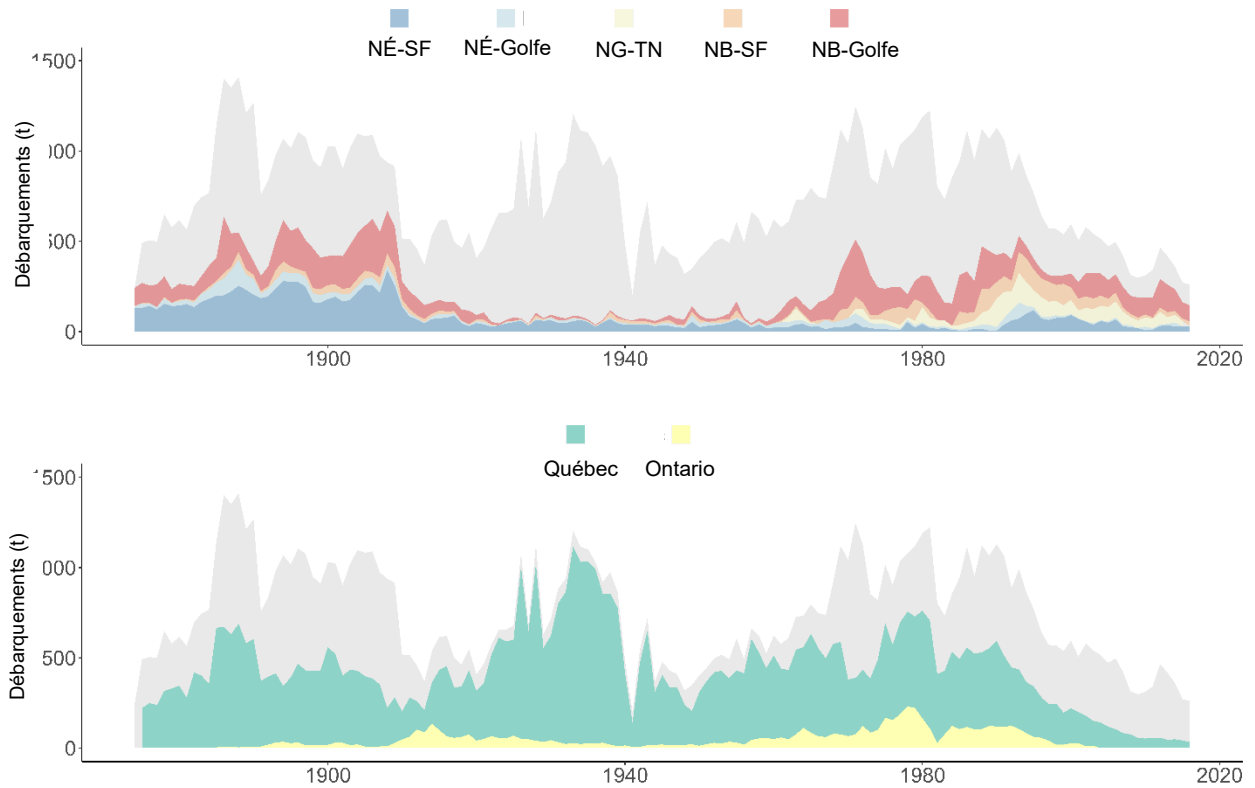


Figure 4. Débarquements déclarés d'anguilles d'Amérique dans les habitats côtiers (graphique du haut) et d'eau douce (graphique du bas) en Nouvelle-Écosse (N.-É.) et au Nouveau-Brunswick (N.-B.) dans les zones de gestion Scotia-Fundy (SF) et Sud du golfe du Saint-Laurent (SG), et dans le nord du golfe du Saint-Laurent et Terre-Neuve (NG-TN). Les débarquements au Québec comprennent des anguilles argentées pêchées dans les eaux saumâtres et salées de l'estuaire du Saint-Laurent, mais celles-ci sont incluses dans le graphique de l'eau douce parce qu'elles sont nées en eau douce. Le gris indique l'ensemble des débarquements au Canada.

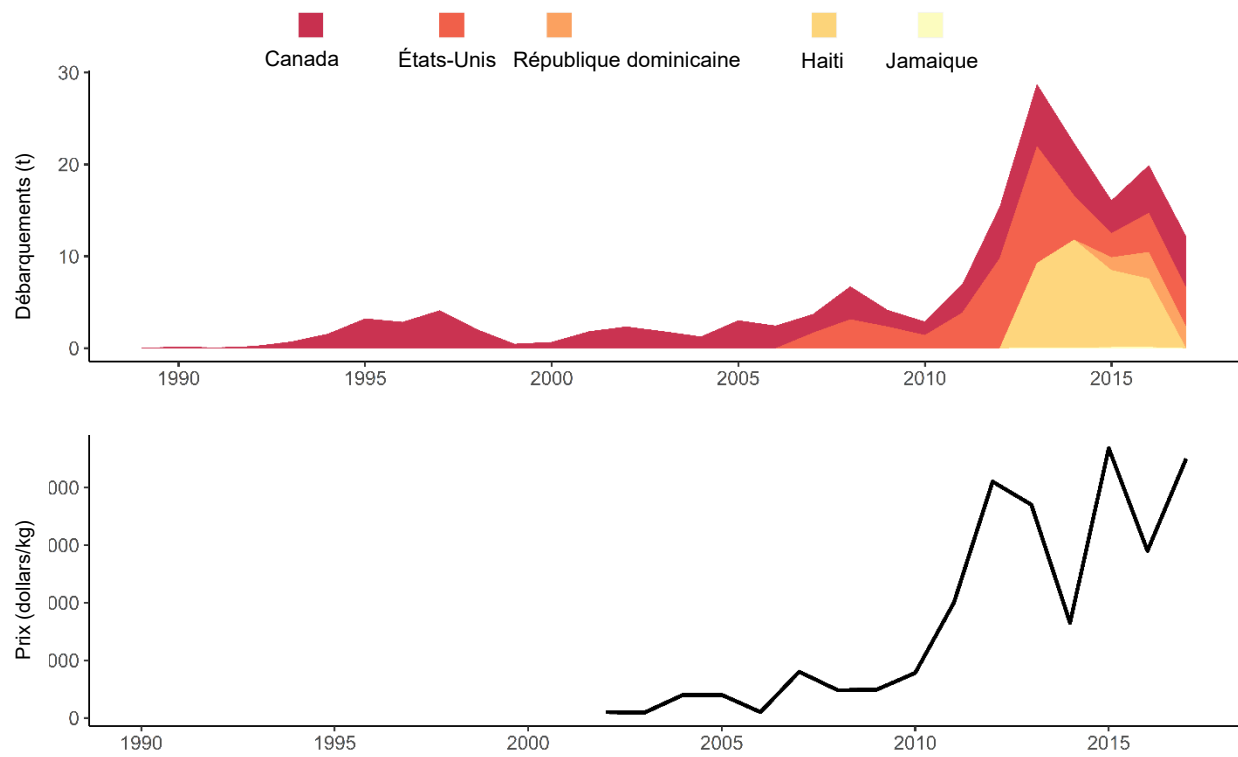


Figure 5. Débarquements déclarés de la civelle de l'anguille d'Amérique (graphique du haut) et prix de la civelle par kg au Canada (graphique du bas).

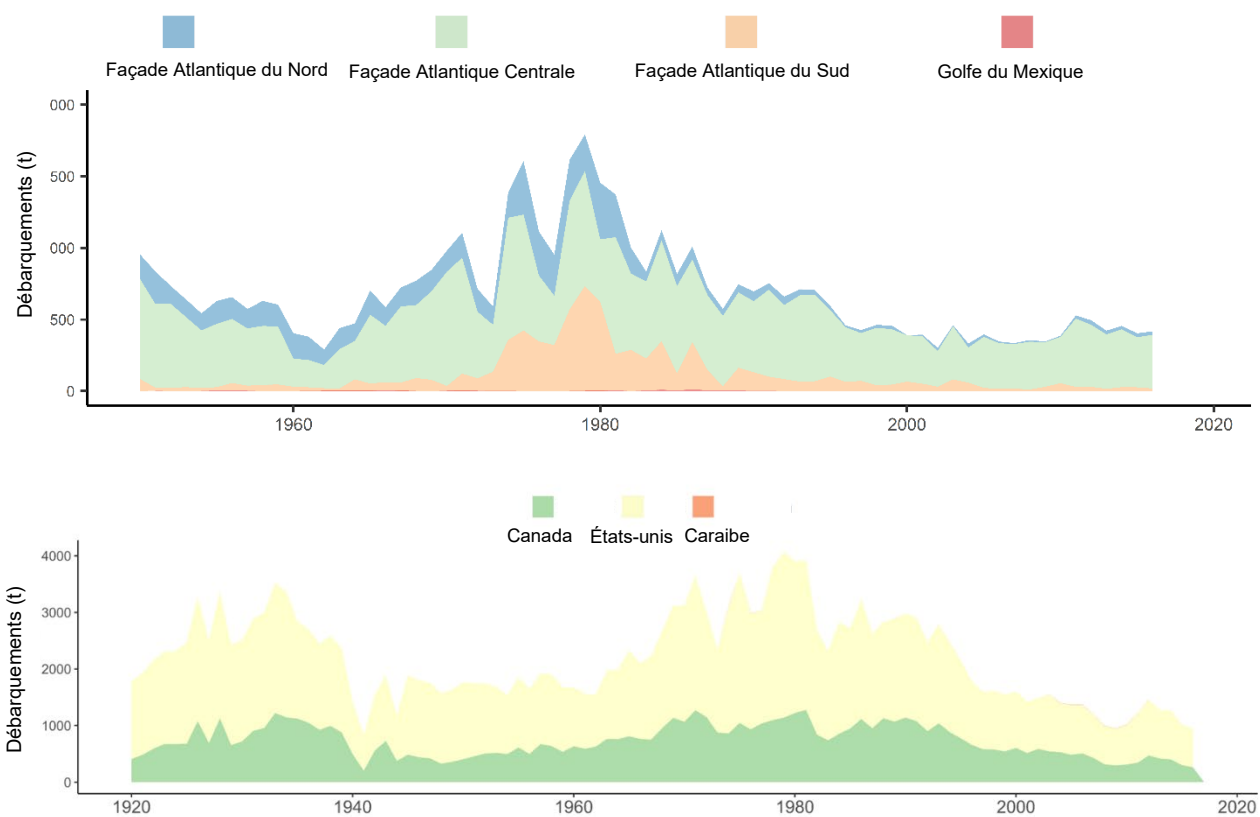
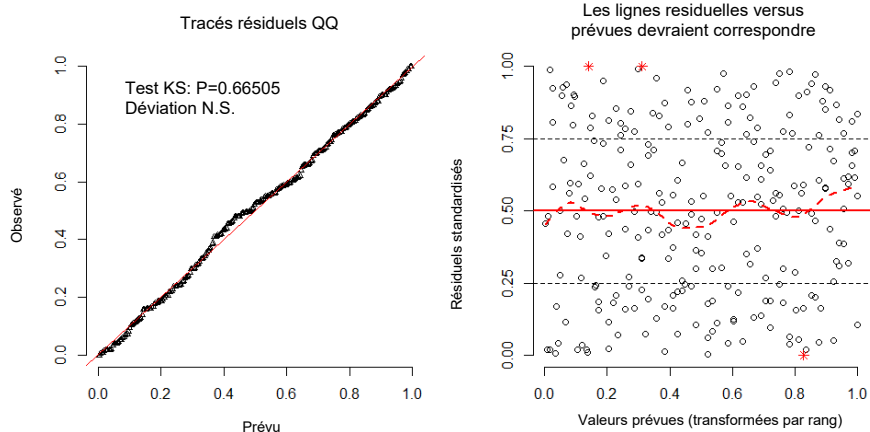


Figure 6. Débarquements déclarés d'anguilles d'Amérique aux États-Unis (graphique du haut) et débarquements globaux (graphique du bas).



Figure 7. Indice nominal (cercles gris) pour la pêche de l'anguille d'Amérique au filet-trappe dans le Bas-Saint-Laurent (kg par m).

Tracés résiduels mis à l'échelle par DHARMA



Tracés résiduels mis à l'échelle par DHARMA

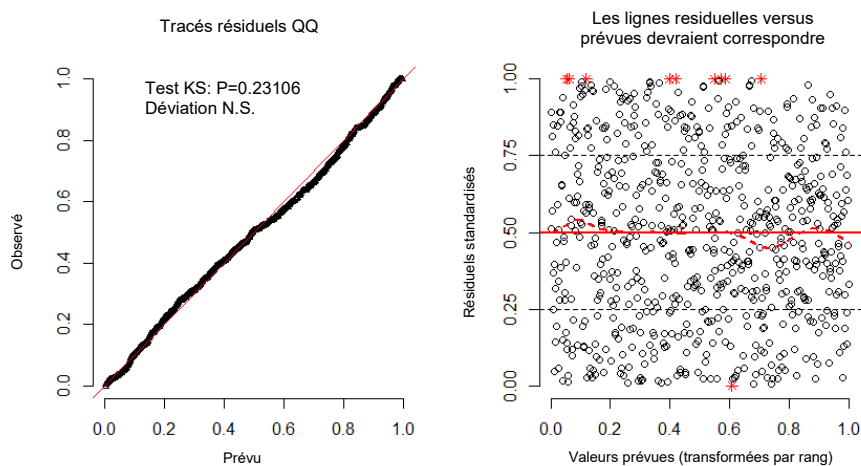


Figure 8. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser la CPUE de l'anguille d'Amérique pour a) la pêche au verveux et b) la pêche au harpon en Nouvelle-Écosse (sud du golfe du Saint-Laurent).

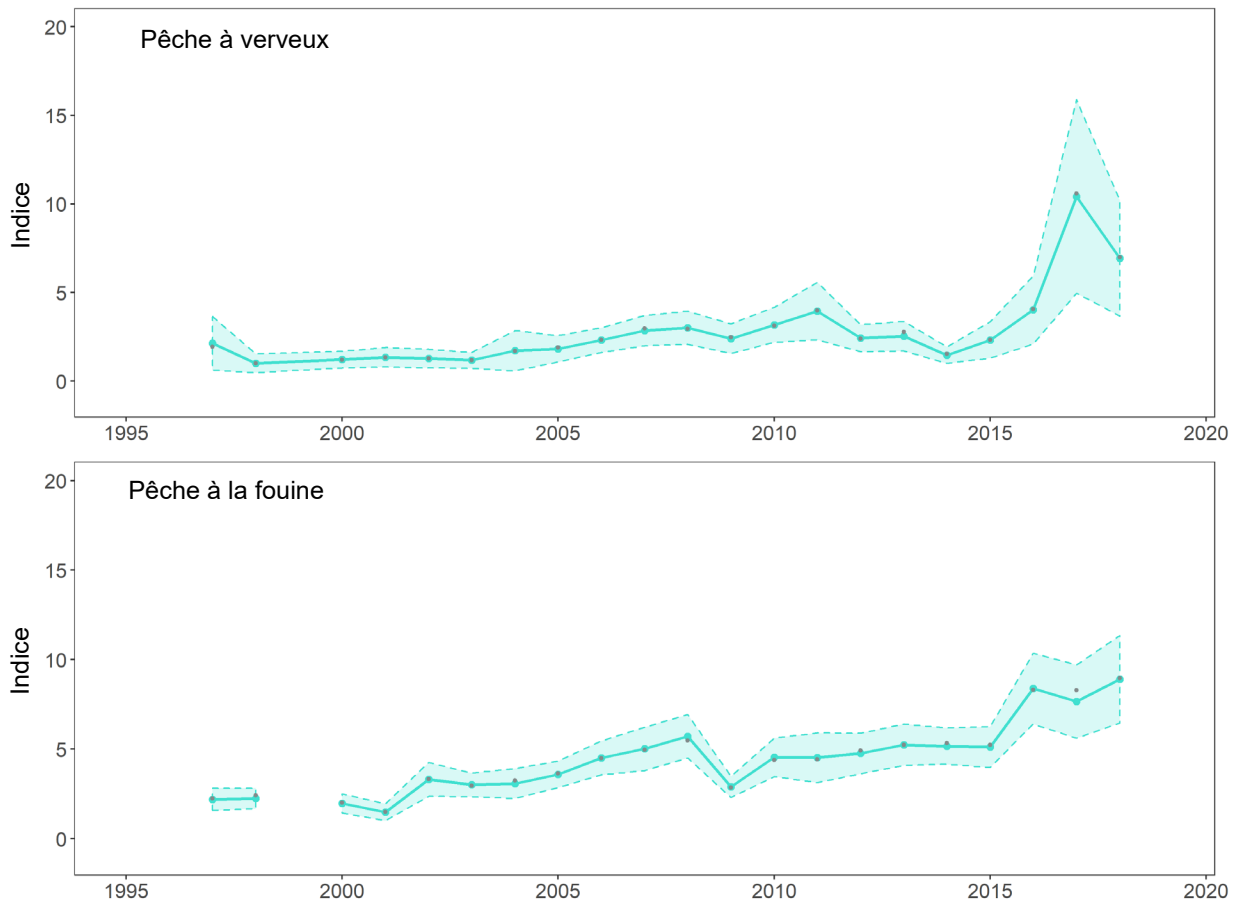


Figure 9. Indices d'abondance de l'anguille d'Amérique pour la pêche hivernale au harpon (kg d'anguilles de taille réglementaire par heure de harponnage) et au verveux (kg d'anguilles de taille réglementaire par filet par jour) en Nouvelle-Écosse (sud du golfe du Saint-Laurent). L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que les indices d'abondance et les intervalles de confiance sont indiqués en vert.

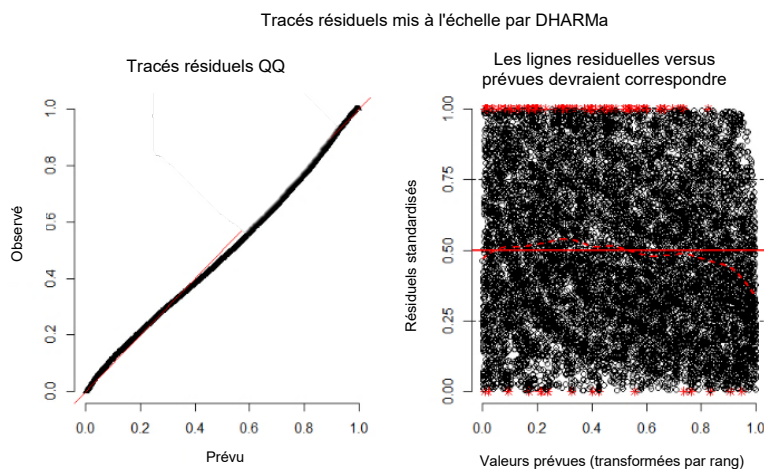


Figure 10. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser la CPUE de l'anguille d'Amérique pour la pêche au verveux à l'Île-du-Prince-Édouard (sud du golfe du Saint-Laurent).

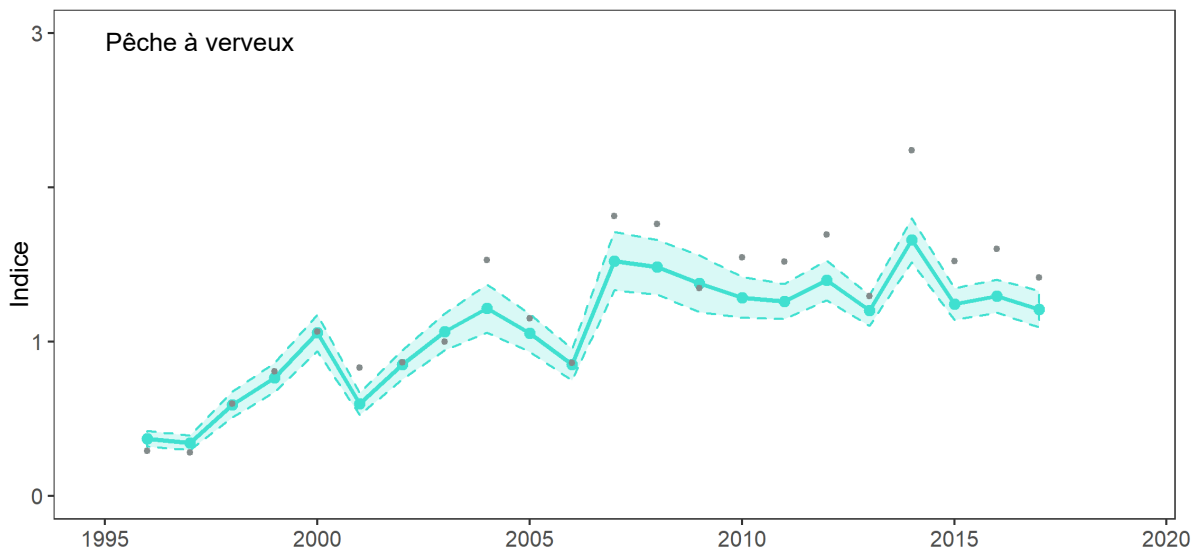
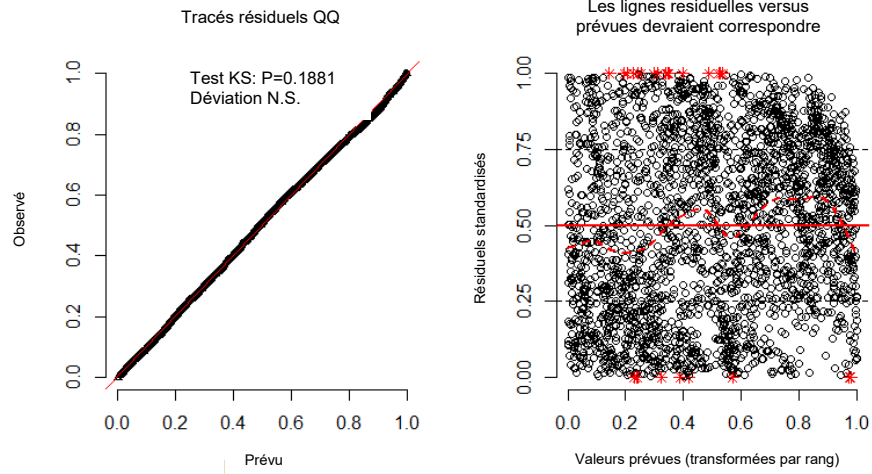


Figure 11. Indice d'abondance de l'anguille d'Amérique pour la pêche au verveux à (kg d'anguilles de taille réglementaire par filet par jour) à l'Île-du-Prince-Édouard (sud du golfe du Saint-Laurent). L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.

Tracés résiduels mis à l'échelle par DHARMa



Tracés résiduels mis à l'échelle par DHARMa

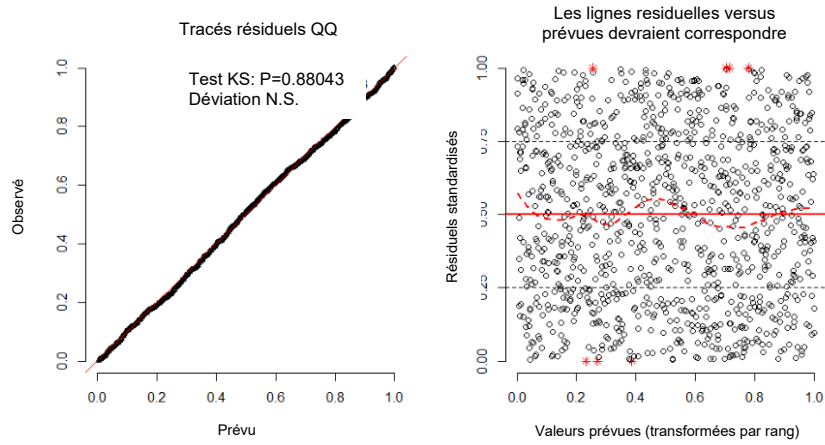


Figure 12. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent (Ontario) : a) échelle du barrage Moses-Saunders; et b) baie de Quinte.

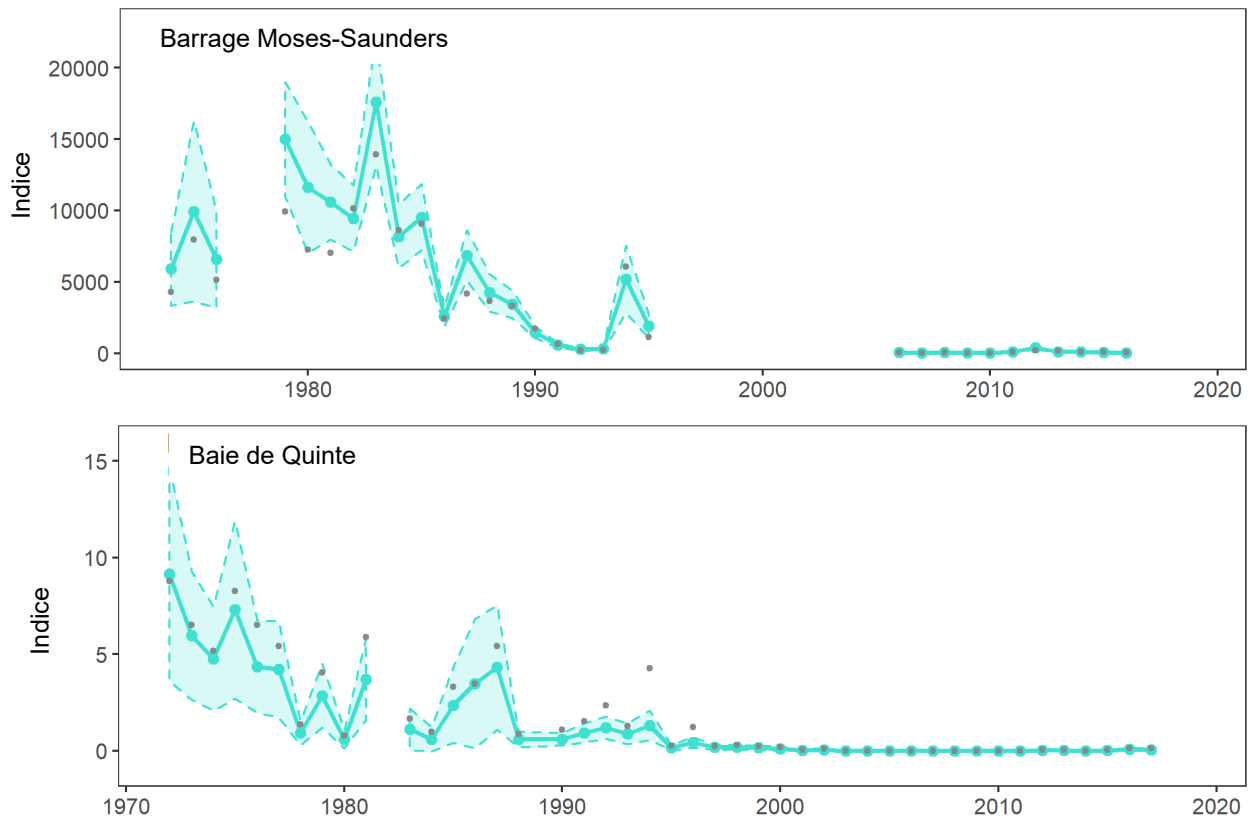


Figure 13. Indice d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent (Ontario) d'après les données de l'échelle Saunders du barrage Moses-Saunders (anguilles par jour) et de la baie de Quinte (anguilles/100 m²). L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.

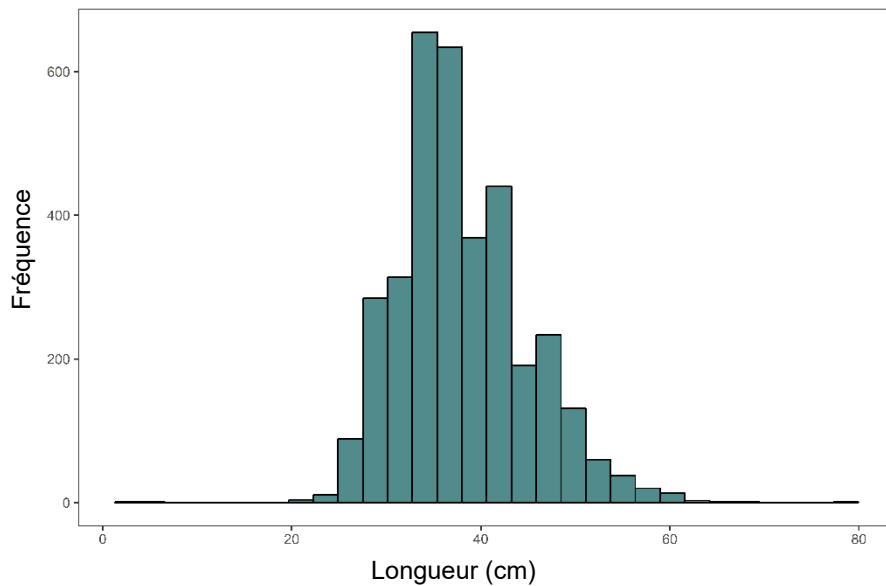


Figure 14. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique au barrage de Moses-Saunders de 2006 à 2018.

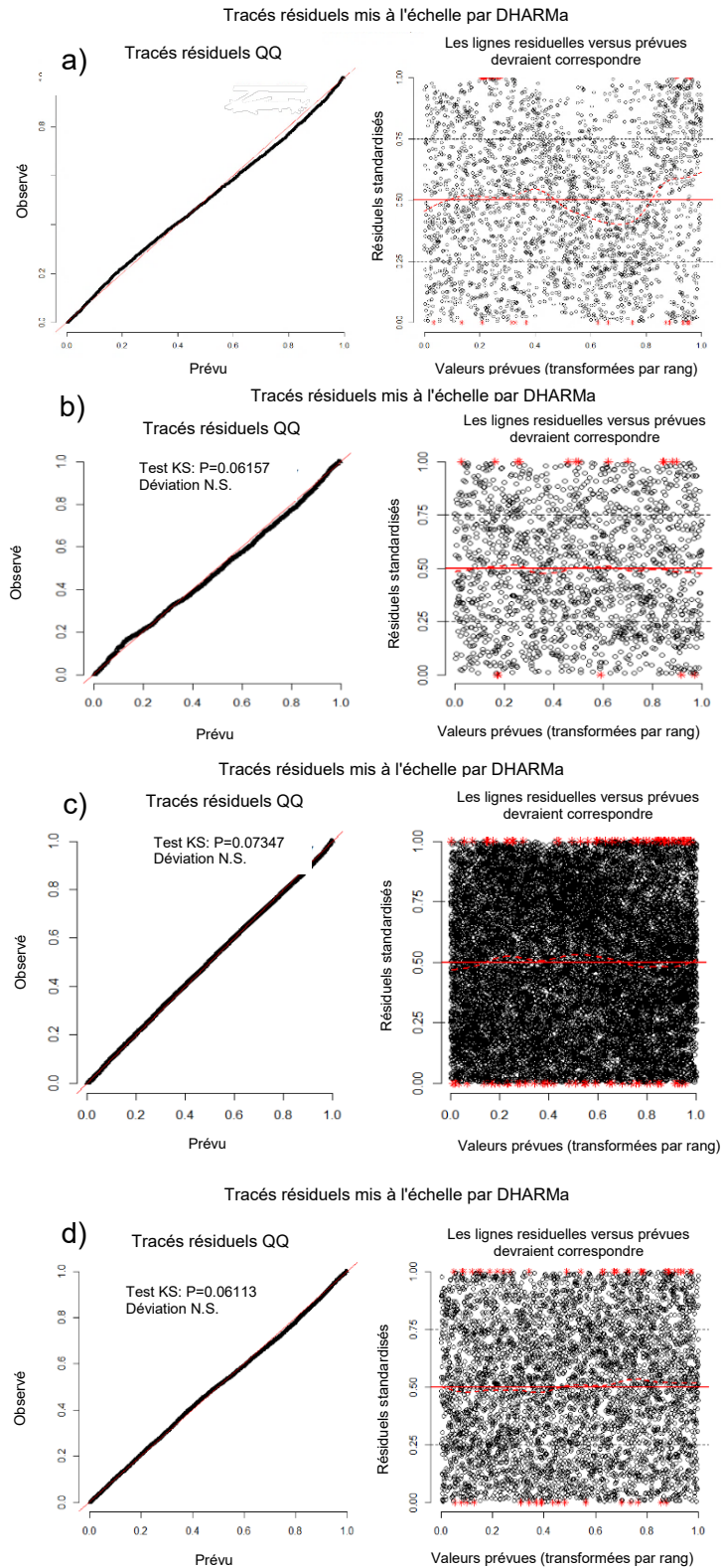


Figure 15. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent : a) barrage de Beauharnois, b) barrage de Chambly, c) relevé à la trappe de Saint-Nicolas (mai-octobre), et d) relevé à la trappe de Saint-Nicolas (septembre-octobre).

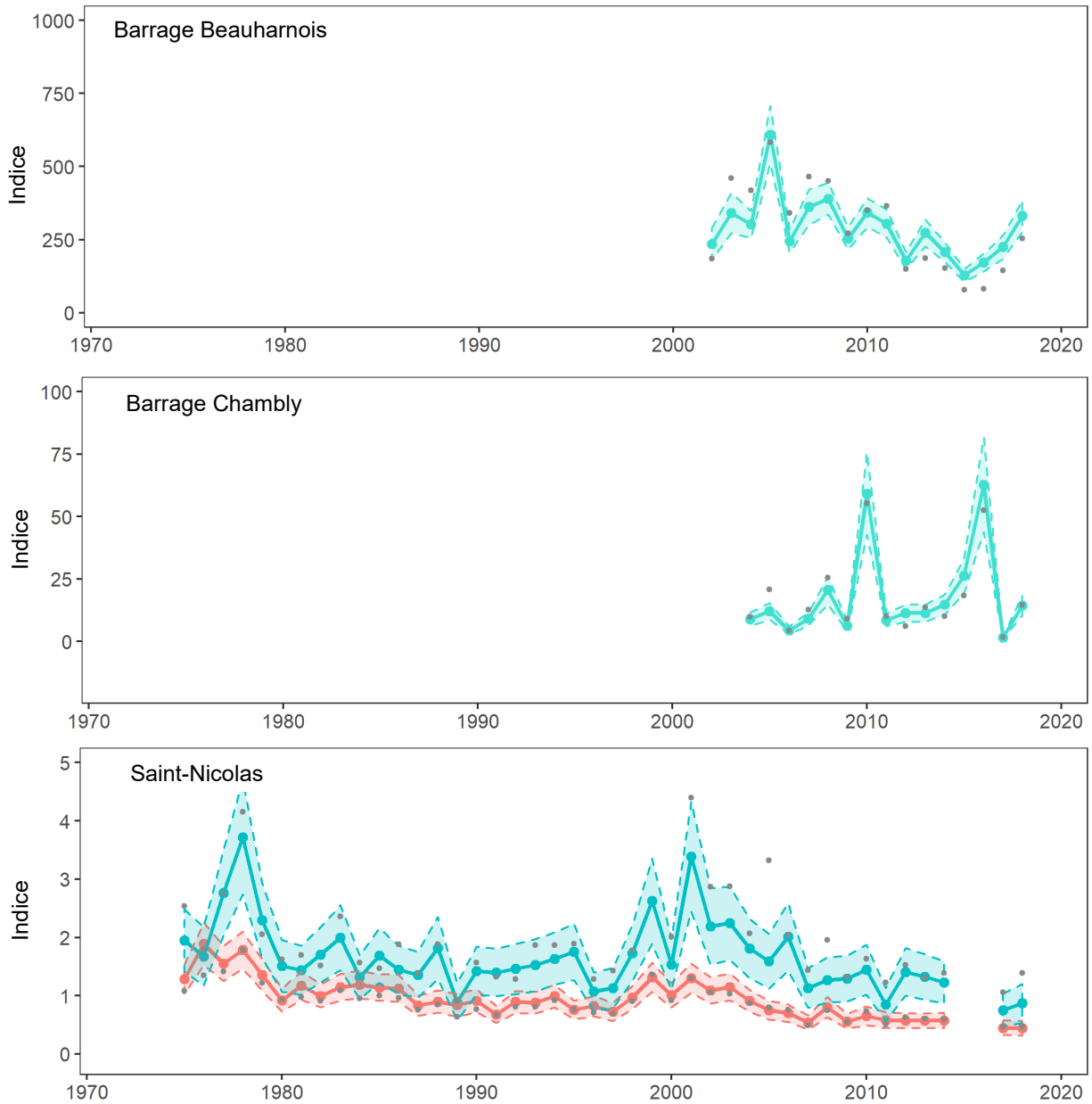


Figure 16. Indice d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent au Québec d'après les données du barrage de Beauharnois (anguilles par jour), du barrage de Chambly (anguilles par jour) et du relevé à la trappe de Saint-Nicolas (anguilles par cycle de marée). L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert. Pour Saint-Nicolas, le vert indique l'indice correspondant aux prises d'anguille argentée (septembre-octobre) et l'orange indique l'indice correspondant à un mélange de prises d'anguille jaune et d'anguille argentée (mai-octobre).

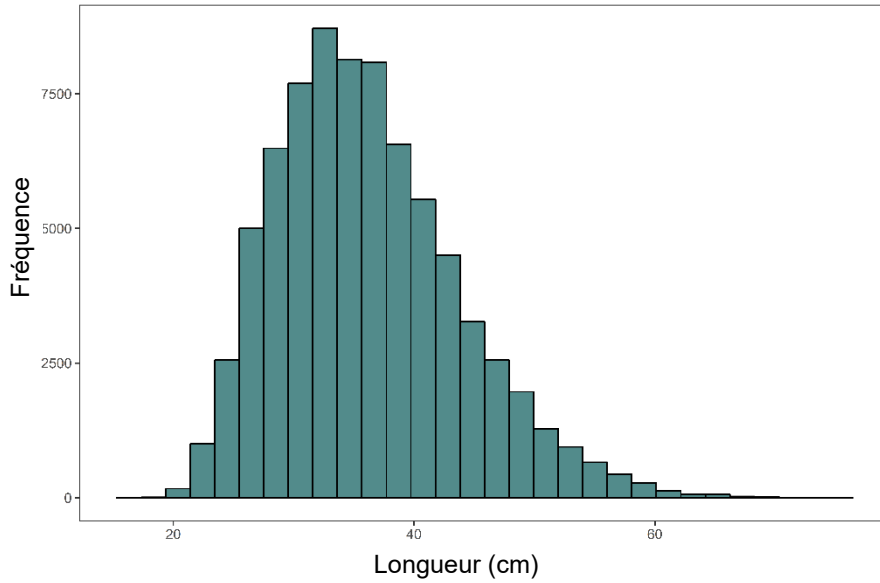


Figure 17. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique au barrage de Beauharnois de 2002 à 2018.

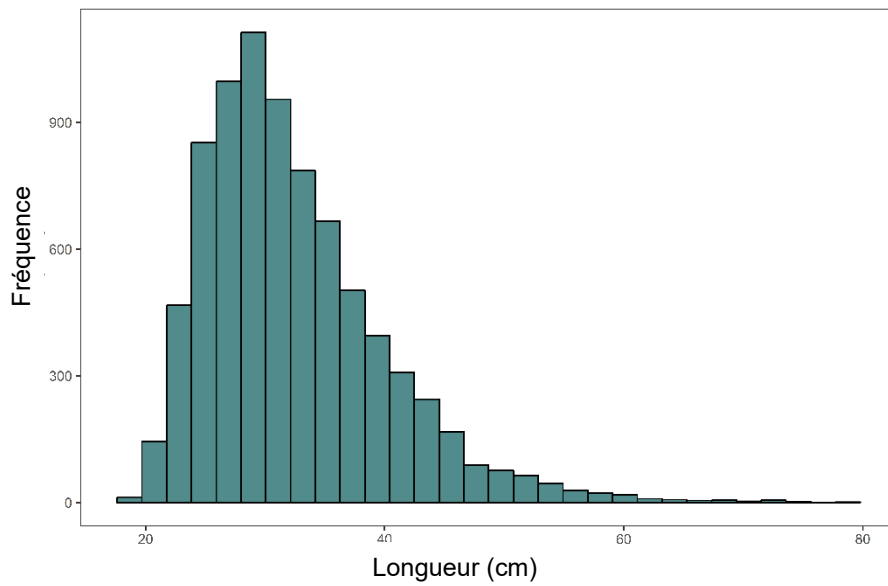


Figure 18. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique dans la passe ouest du barrage de Chambly de 2006 à 2018.

Tracés résiduels mis à l'échelle par DHARMA

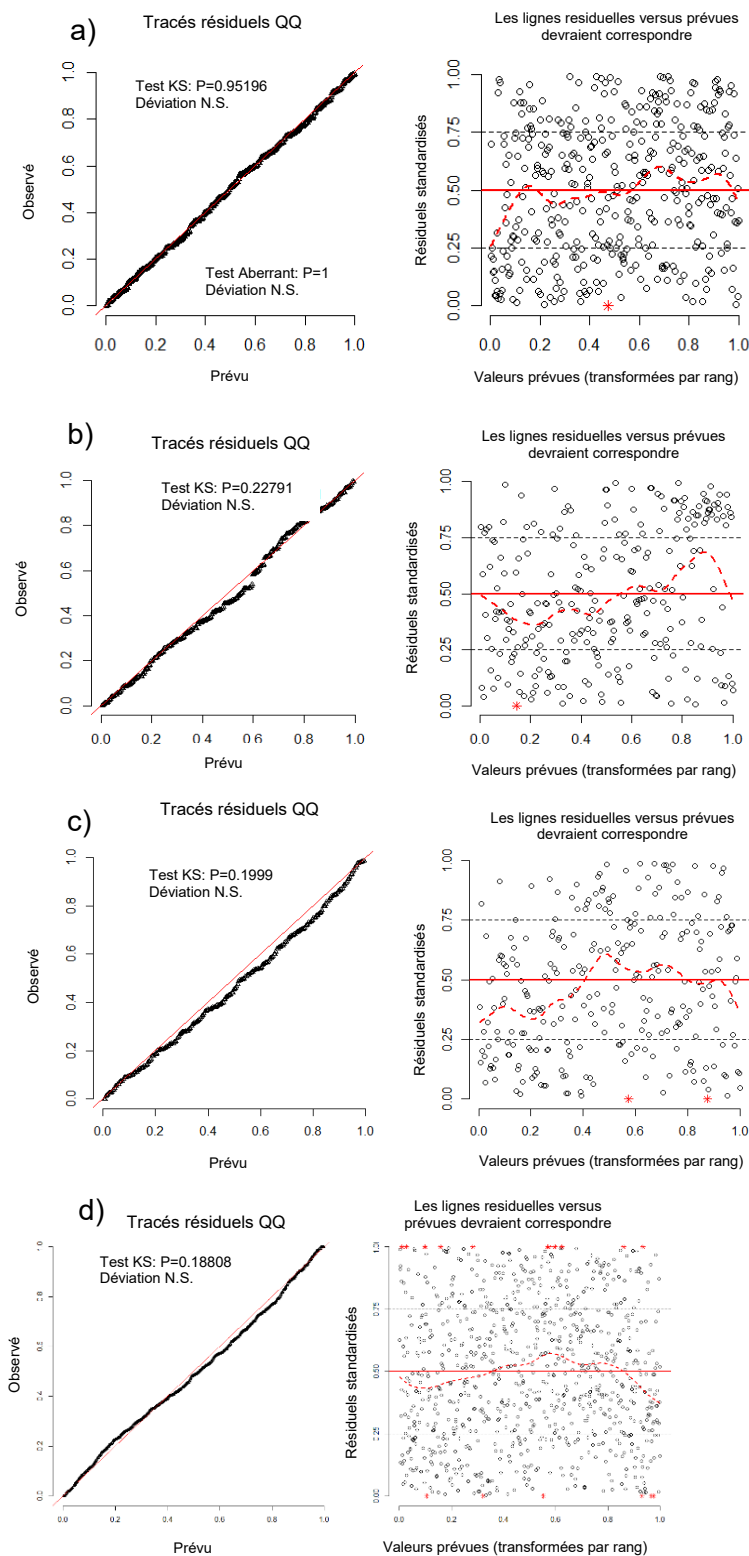


Figure 19. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans la zone Scotia-Fundy : a) rivière Nashwaak; b) rivière LaHave; c) rivière St. Marys; et d) toutes les rivières combinées.

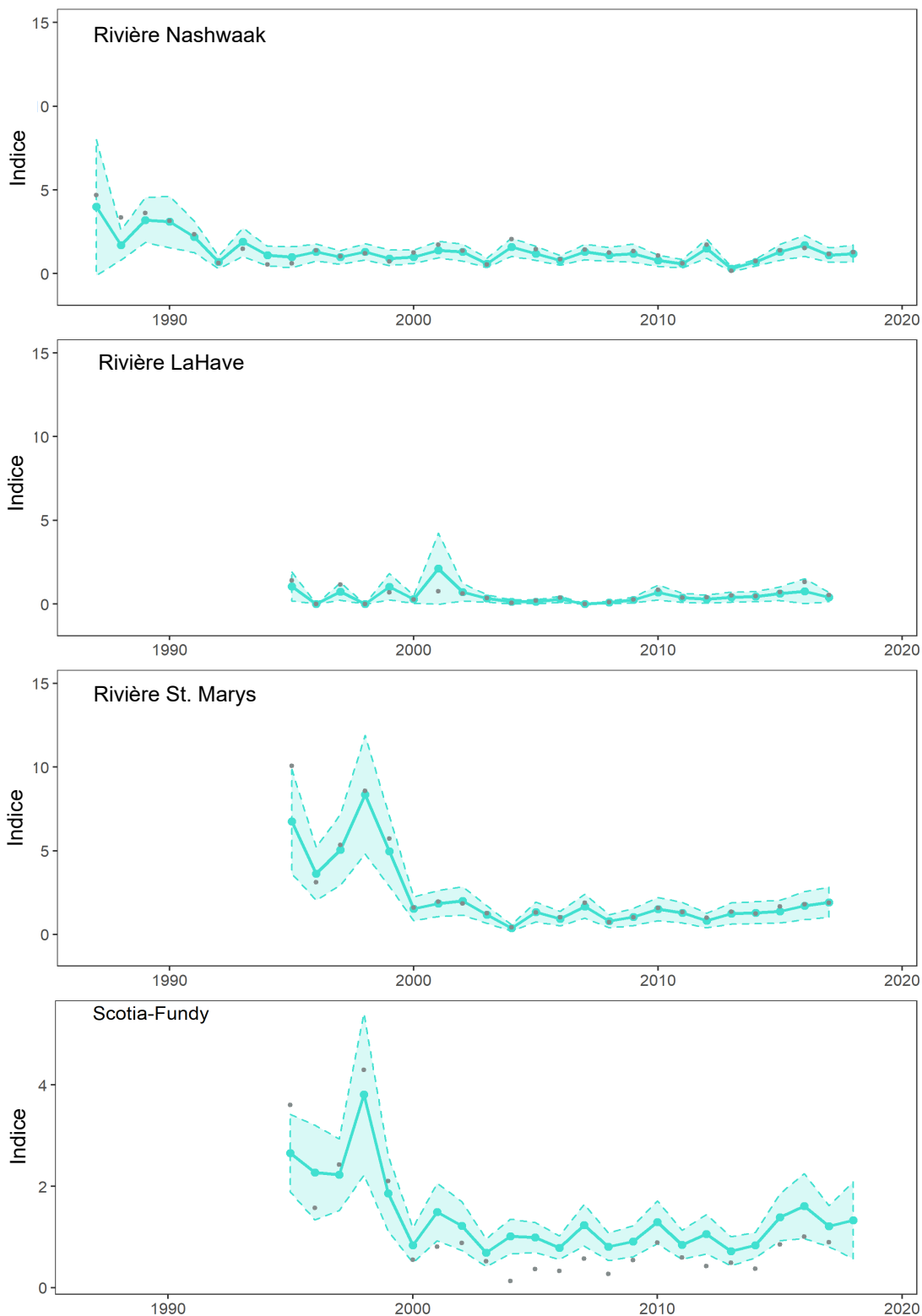


Figure 20. Indices d'abondance pour l'anguille d'Amérique (anguilles/100 m² lors du premier balayage par pêche à l'électricité) dans la zone Scotia-Fundy, selon les relevés par pêche à l'électricité dans la rivière Nashwaak, la rivière LaHave, la rivière St. Marys et toutes les rivières combinées. L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.

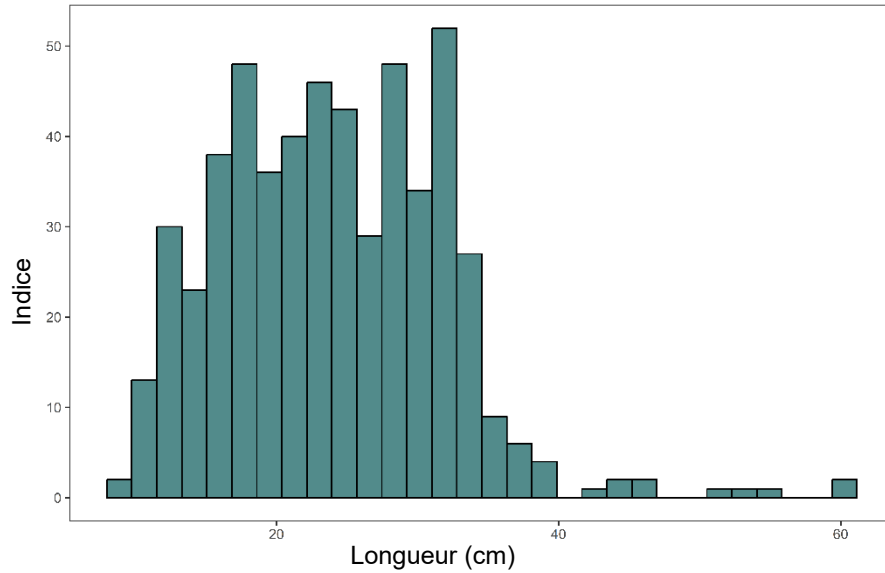


Figure 21. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique dans la rivière Nashwaak de 2013 à 2018. Il est à noter que la longueur n'a pas été enregistrée selon la même méthode en 2013 ($n=50$, moyenne de 24,7 cm) et en 2017 ($n=85$, moyenne de 24,4 cm).

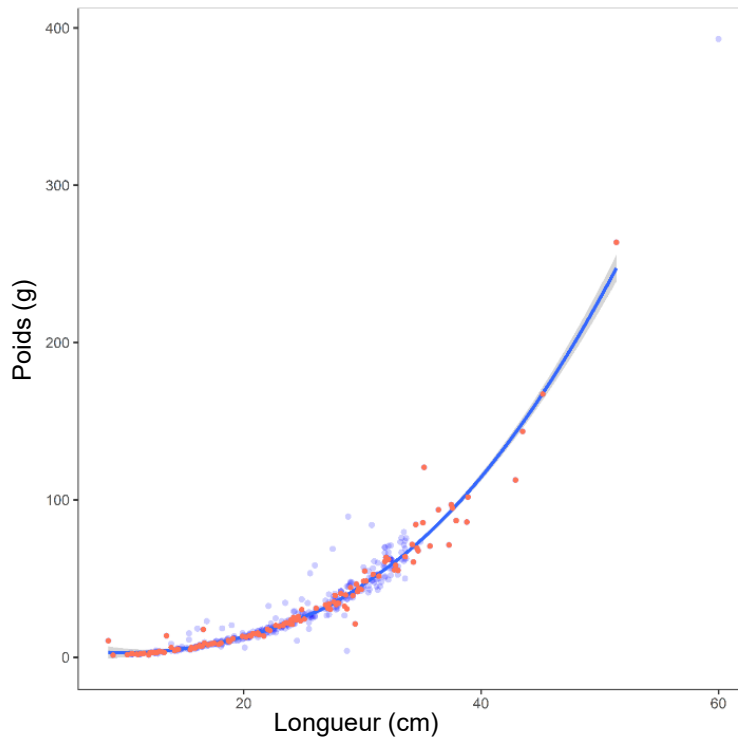


Figure 22. Relation entre la longueur et le poids de l'anguille d'Amérique dans la rivière Nashwaak (Scotia-Fundy) de 2013 à 2018.

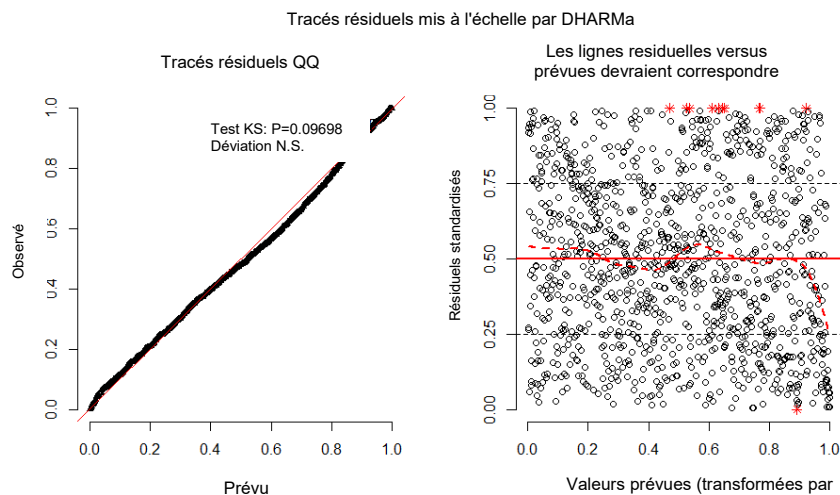


Figure 23. Graphiques de la qualité de l'ajustement des tracés de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de la civelle de l'anguille d'Amérique en Nouvelle-Écosse (Scotia-Fundy).

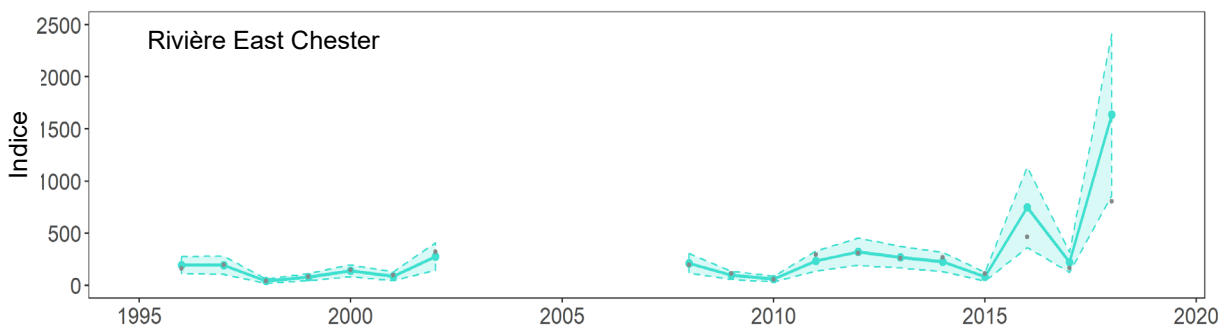


Figure 24. Indice d'abondance de la civelle (kg par jour) en Nouvelle-Écosse (Scotia-Fundy) selon les relevés à la trappe. L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.

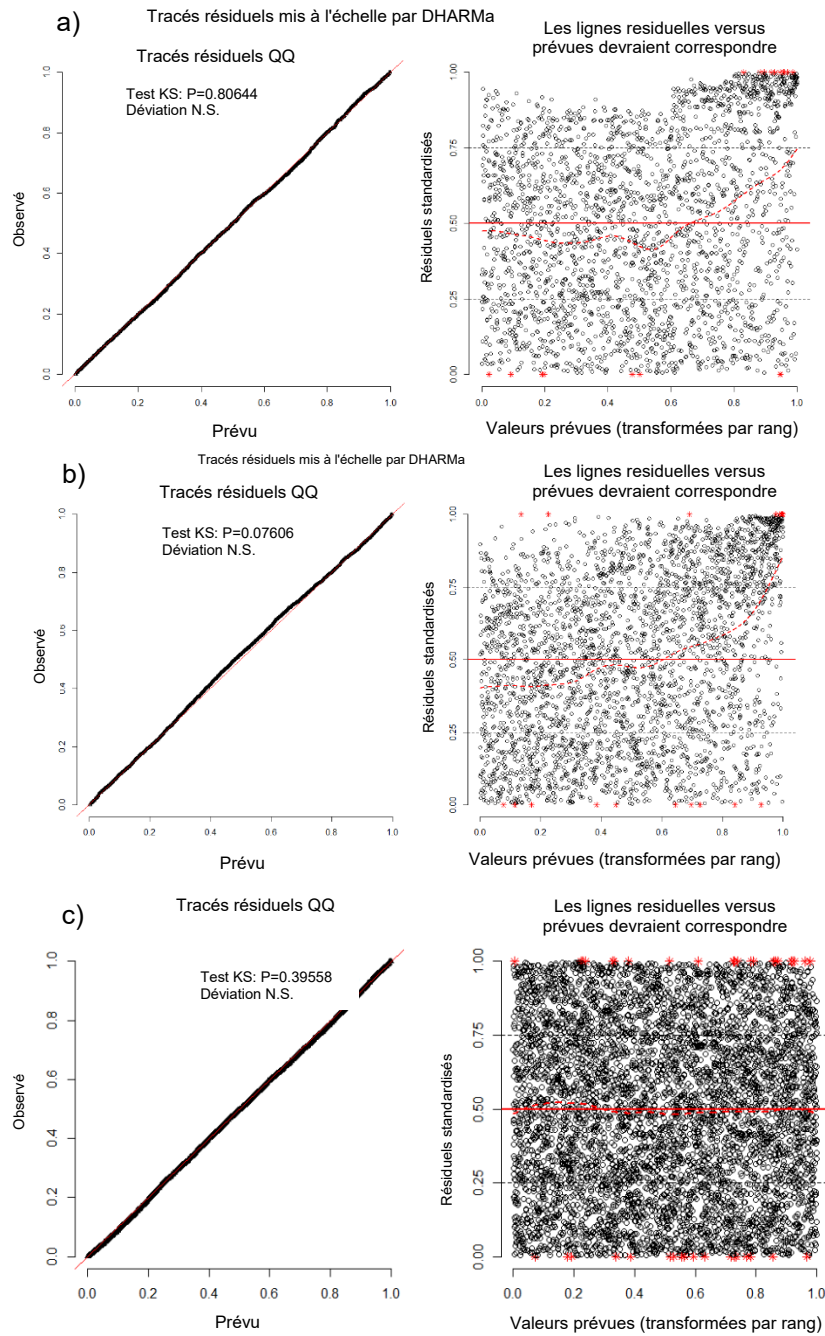


Figure 25. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans le sud du golfe du Saint-Laurent : a) rivière Restigouche; b) rivière Miramichi; c) toutes les rivières combinées.

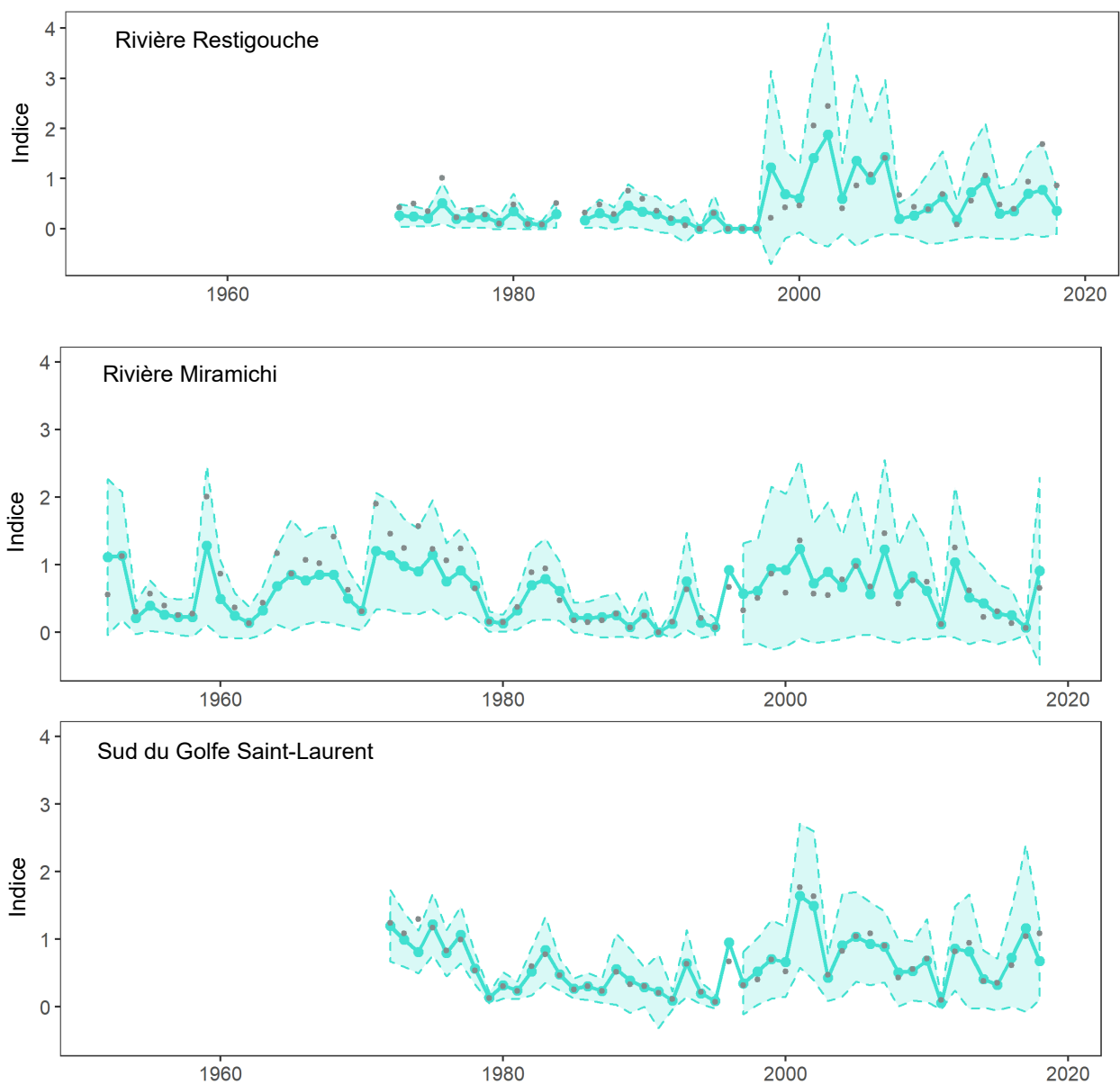


Figure 26. Indice d'abondance de l'anguille d'Amérique (anguilles/100 m²) dans le sud du golfe du Saint-Laurent selon les relevés par pêche à l'électricité. Le graphique du bas représente l'indice d'abondance combiné des rivières Restigouche et Miramichi. L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.

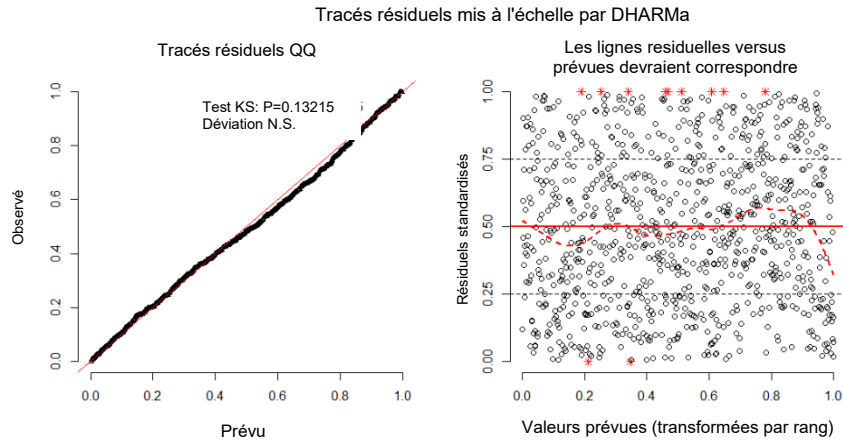


Figure 27. Graphiques de la qualité de l'ajustement de la version définitive du modèle choisi pour normaliser l'abondance de l'anguille d'Amérique dans le nord du golfe du Saint-Laurent selon les relevés au filet-trappe dans la rivière Sud-Ouest.

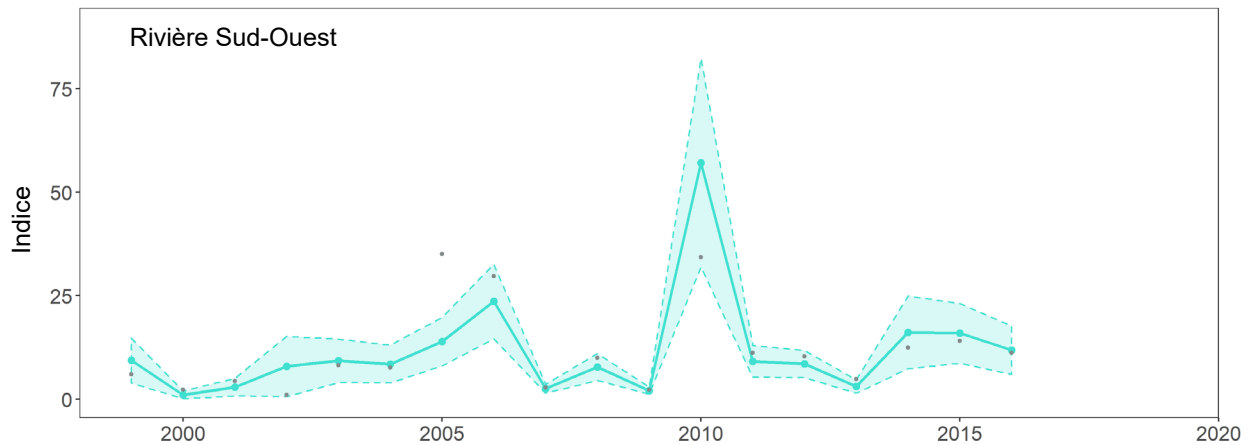


Figure 28. Indice d'abondance de l'anguille d'Amérique (anguilles par jour) dans le nord du golfe du Saint-Laurent. L'indice nominal est désigné par les cercles gris, tandis que l'indice d'abondance et l'intervalle de confiance sont indiqués en vert.

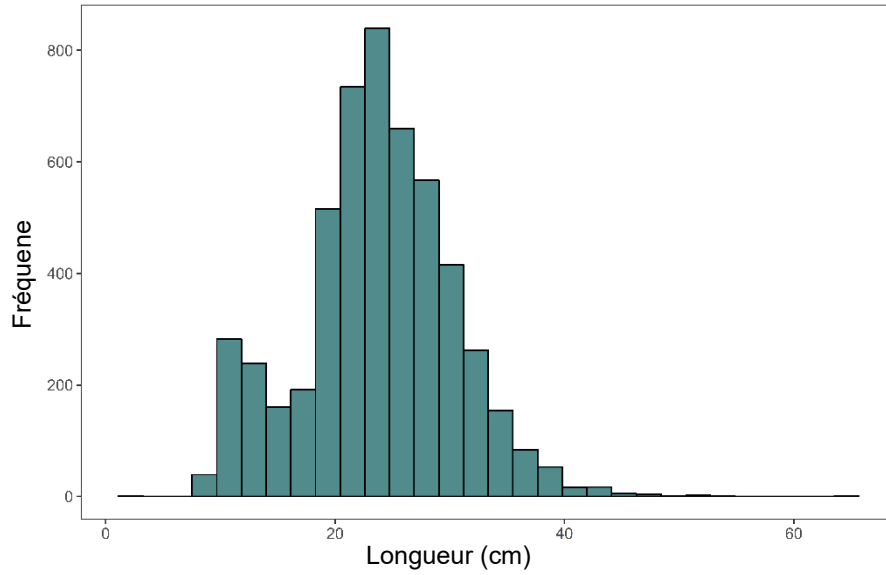


Figure 29. Fréquence de longueur de l'anguille d'Amérique dans la rivière Sud-Ouest de 2004 à 2014.

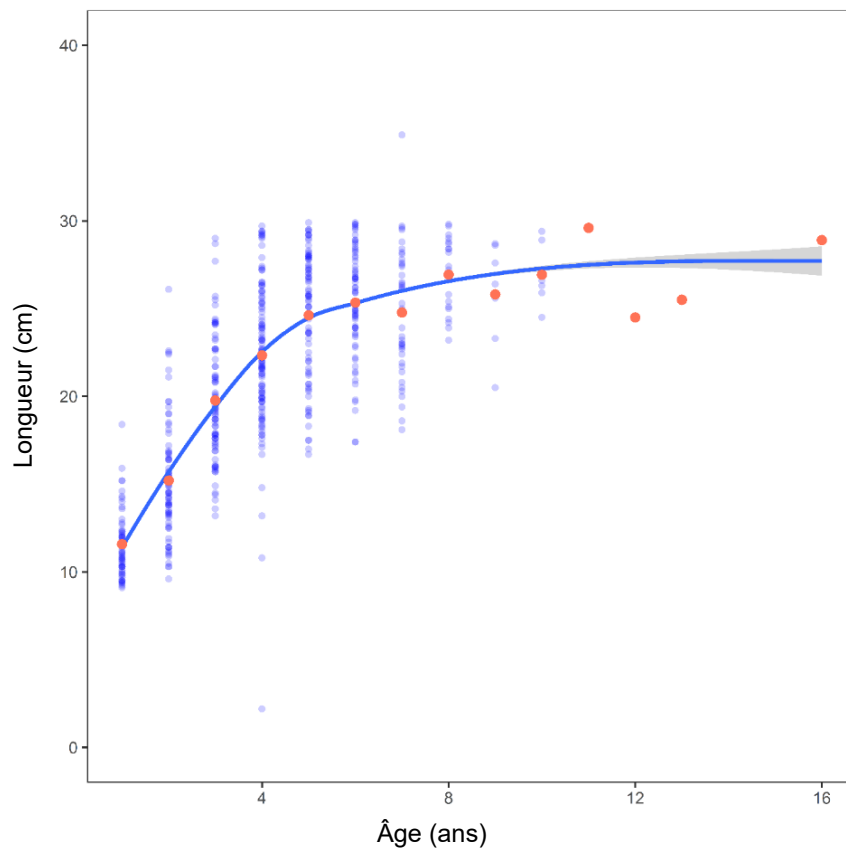


Figure 30. Relation longueur-âge de l'anguille d'Amérique dans la rivière Sud-Ouest (Québec) de 2004 à 2013.

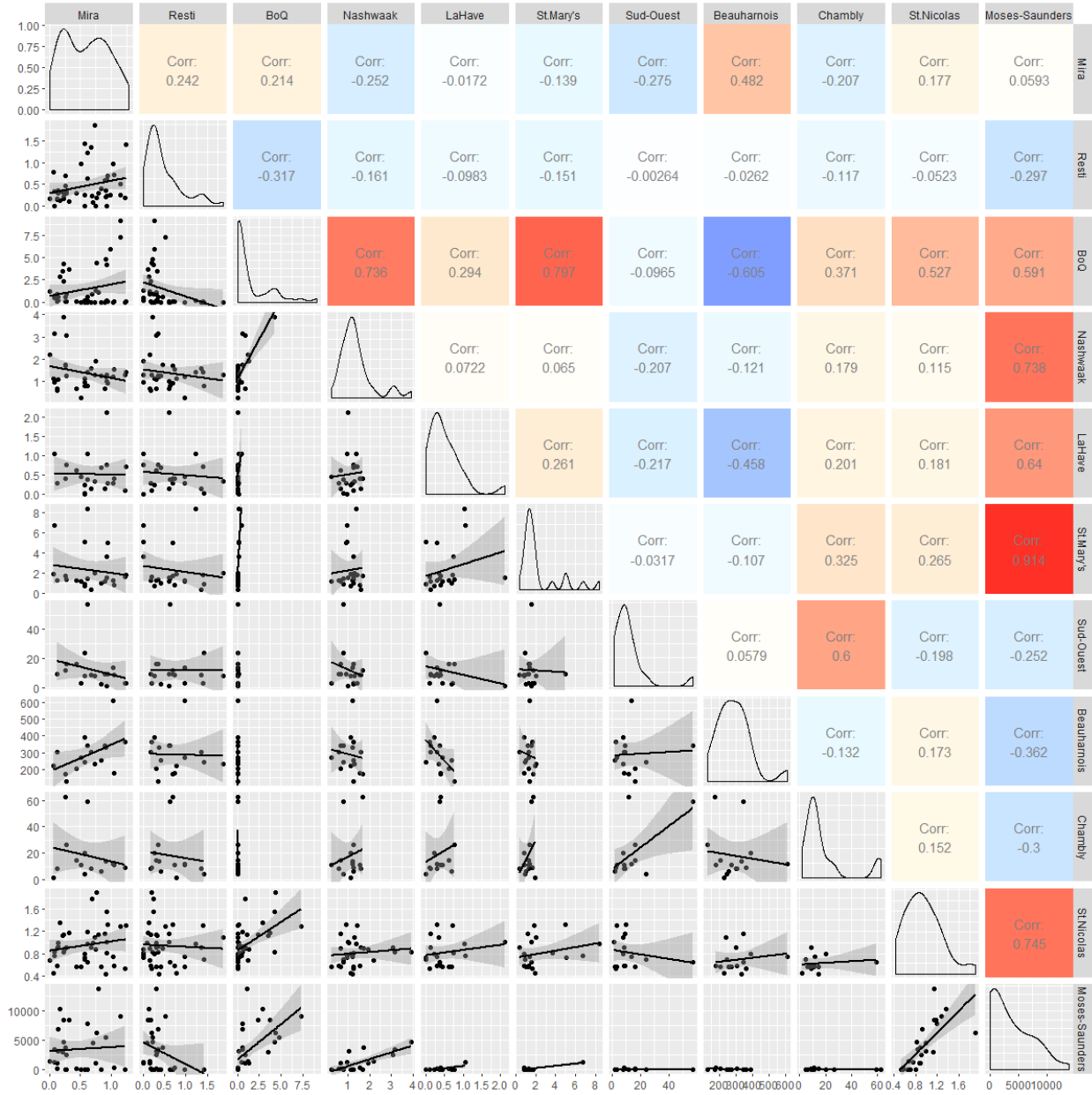


Figure 31. Matrice de corrélation de Spearman pour les indices d'abondance indépendants de la pêche. L'échelle des couleurs correspond à ce qui suit : plus la corrélation est positive (se rapprochant de 1), plus le rouge est foncé; plus la corrélation est négative (se rapprochant de -1), plus le bleu est foncé.

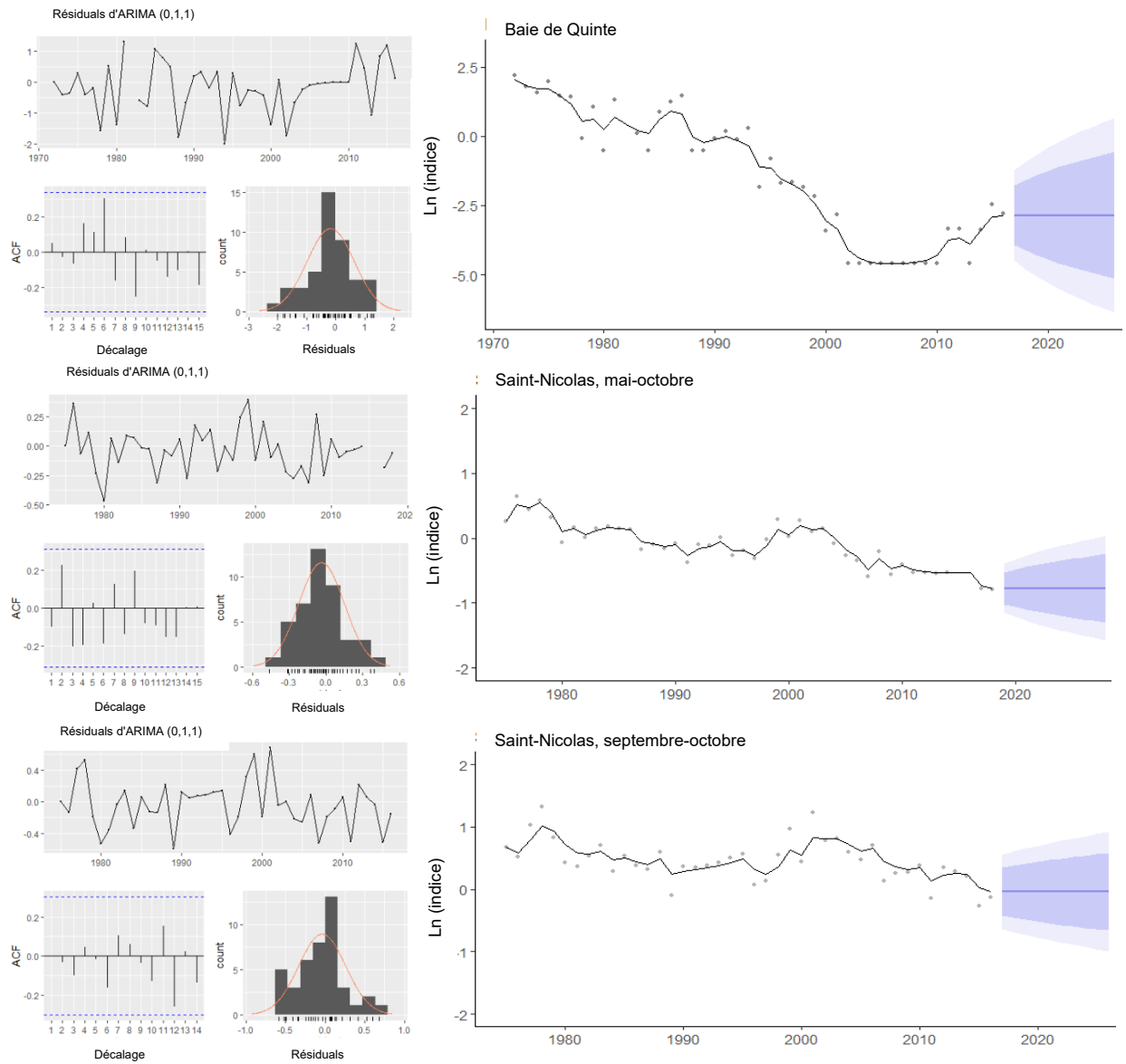


Figure 32. Diagnostics résiduels et modèles ARIMA des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le bassin du Saint-Laurent. Les lignes bleues représentent la projection de l'abondance de l'anguille d'Amérique pour les dix prochaines années, et les zones ombragées bleues représentent leurs intervalles de confiance à 80 % (bleu foncé) et à 95 % (bleu pâle).

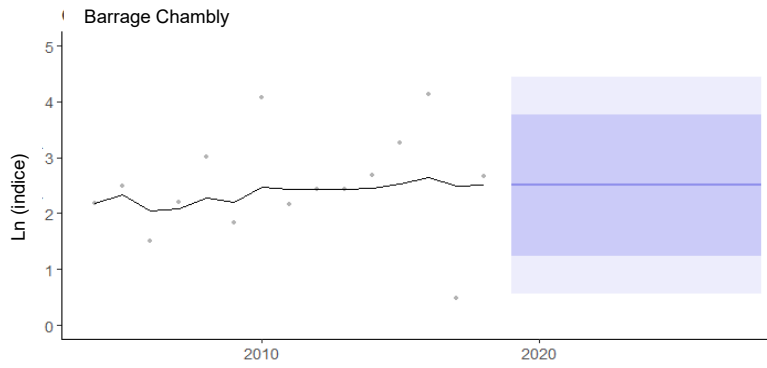
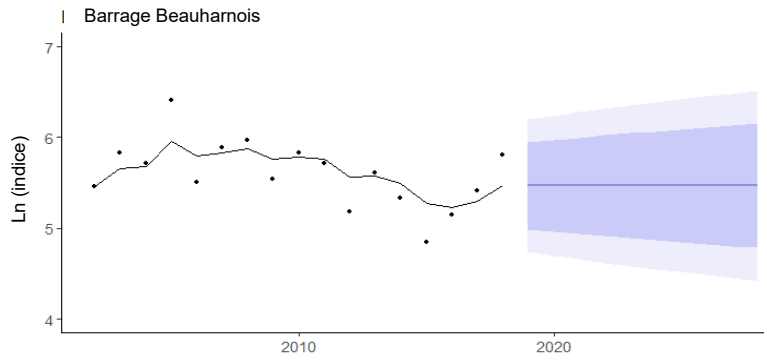
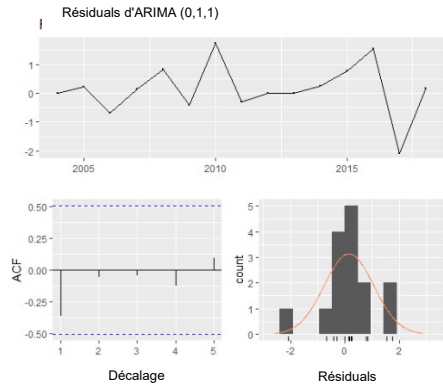
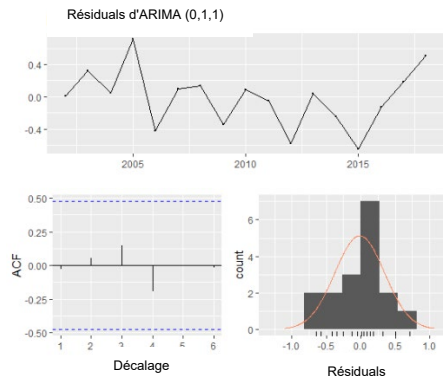


Figure 32 (suite).

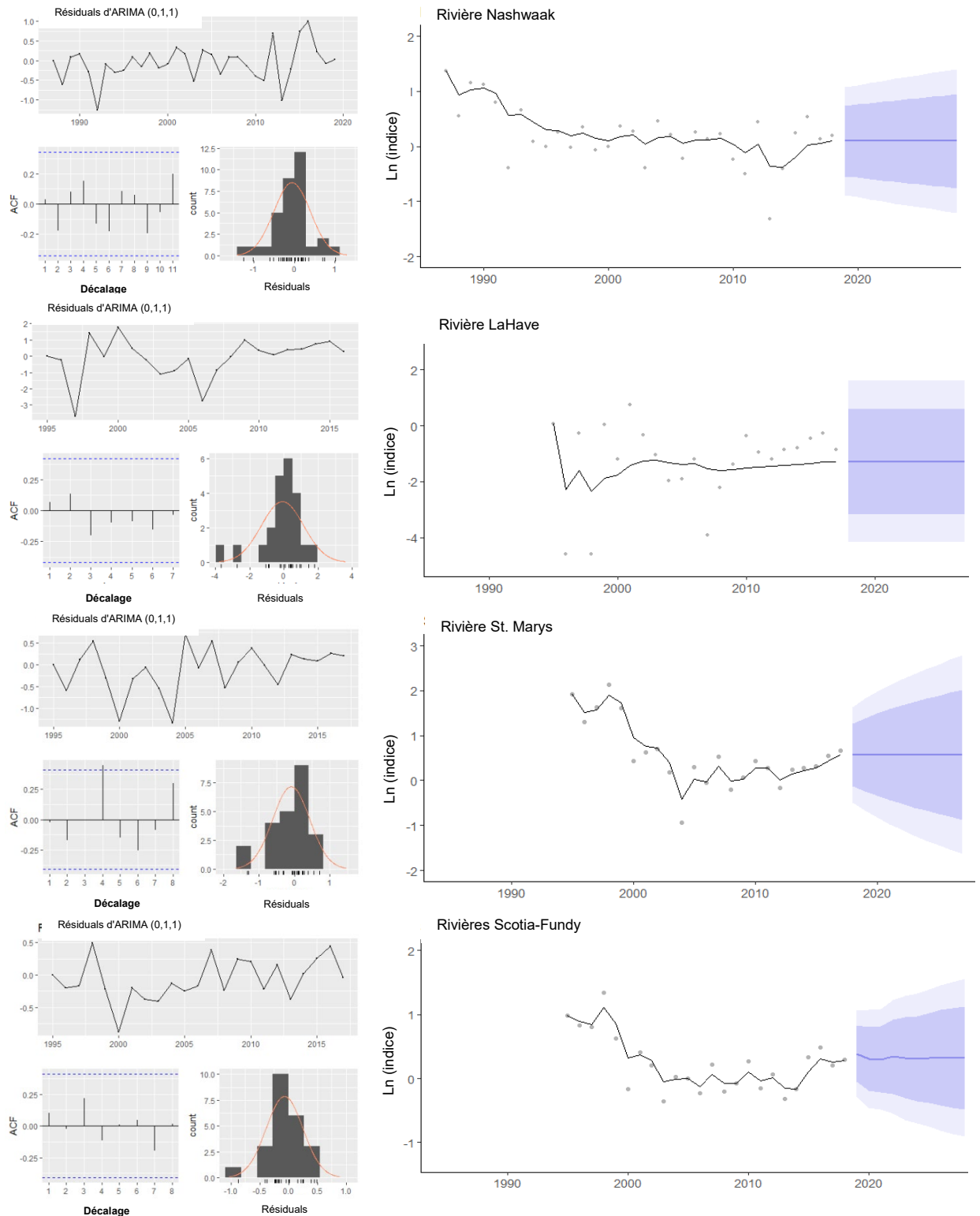


Figure 33. Diagnostics résiduels et modèles ARIMA des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans la zone Scotia-Fundy. Les lignes bleues représentent la projection de l'abondance de l'anguille d'Amérique pour les dix prochaines années, et les zones ombragées bleues représentent leurs intervalles de confiance à 80 % (bleu foncé) et à 95 % (bleu pâle).

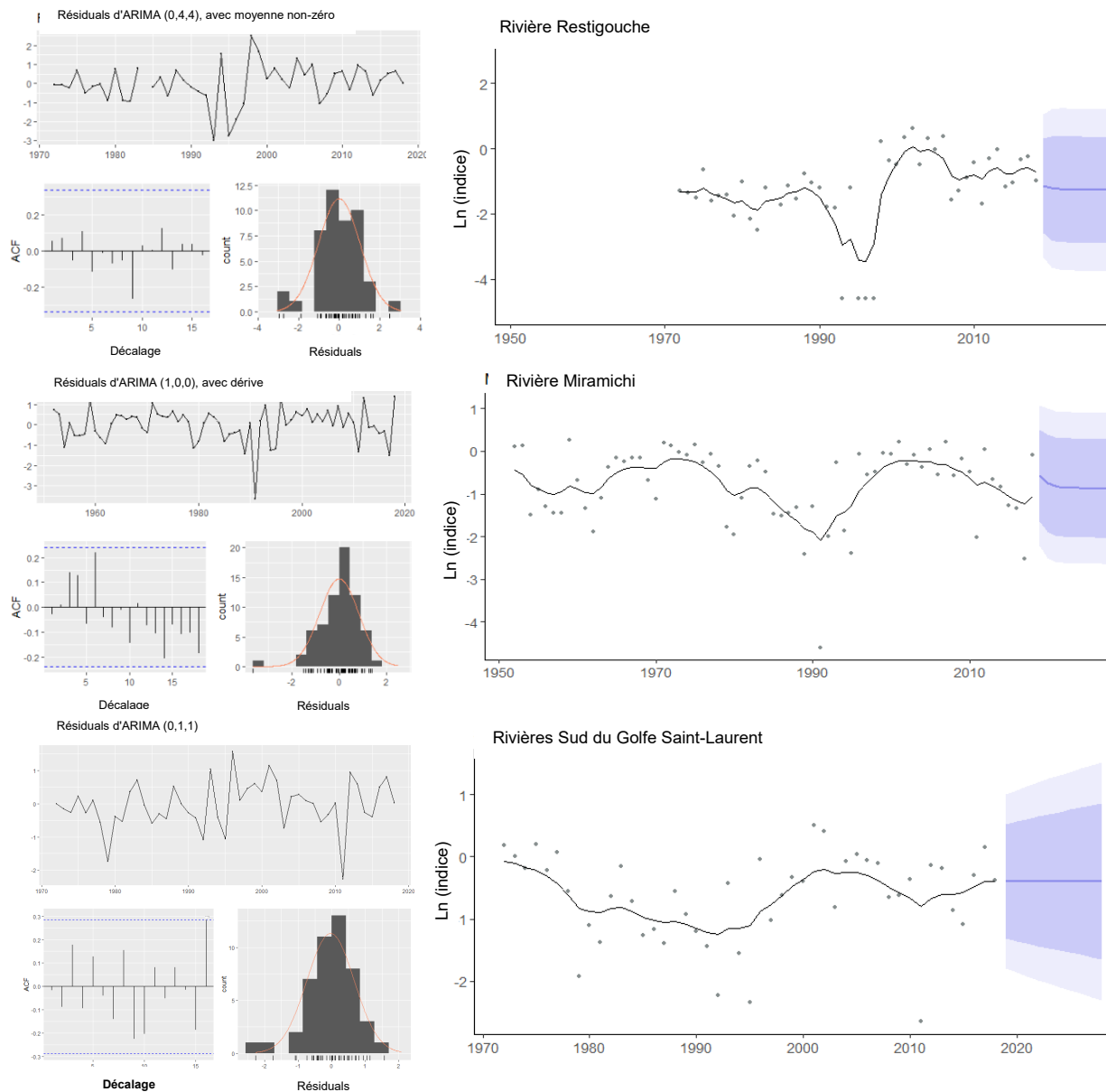


Figure 34. Diagnostics résiduels et modèles ARIMA des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le sud du golfe du Saint-Laurent. Les lignes bleues représentent la projection de l'abondance de l'anguille d'Amérique pour les dix prochaines années, et les zones ombragées bleues représentent leurs intervalles de confiance à 80 % (bleu foncé) et à 95 % (bleu pâle).

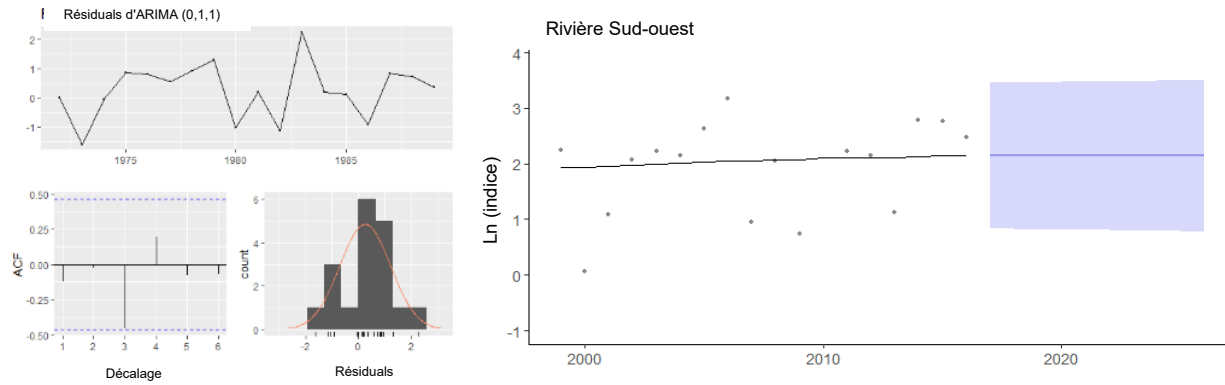


Figure 35. Diagnostics résiduels et modèles ARIMA des indices d'abondance de l'anguille d'Amérique dans le nord du golfe du Saint-Laurent. Les lignes bleues représentent la projection de l'abondance de l'anguille d'Amérique pour les dix prochaines années, et les zones ombragées bleues représentent leurs intervalles de confiance à 80 % (bleu foncé) et à 95 % (bleu pâle).