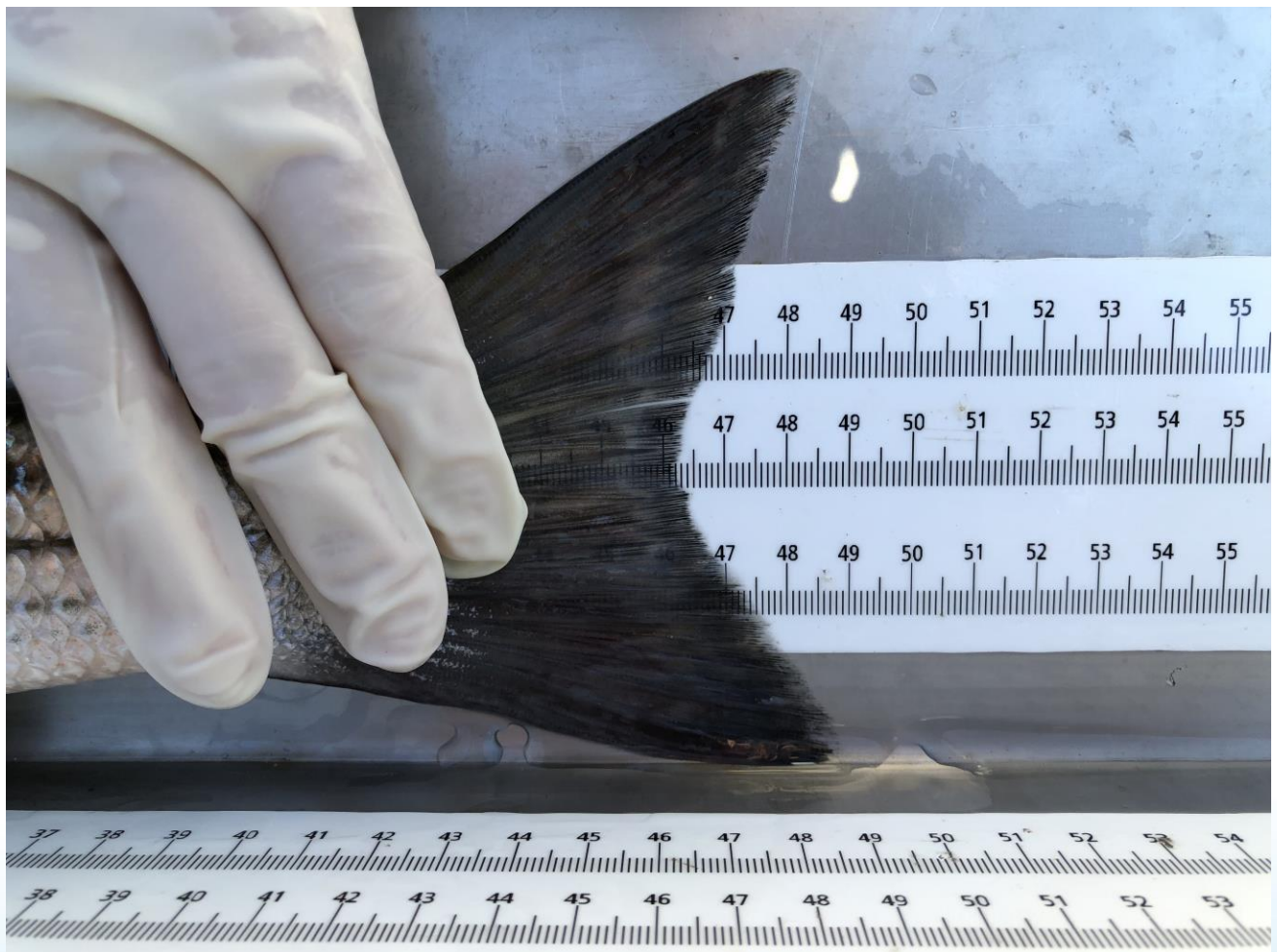


# Vers une standardisation de la mesure de la longueur des poissons au Québec

Rapport technique – septembre 2023



### **Coordination et rédaction**

Cette publication a été réalisée par la Direction de l'expertise sur la faune aquatique du ministère de l'Environnement, de la Lutte contre les changements climatiques, de la Faune et des Parcs (MELCCFP).

### **Révisions**

Les révisions technique et scientifique de cette publication ont été réalisées par Ariel Arsenault de la Direction de l'expertise sur la faune aquatique et par Martin Bélanger de la Direction de la gestion de la faune de l'Abitibi-Témiscamingue du MELCCFP.

### **Renseignements**

Téléphone : 418 521-3830

1 800 561-1616 (sans frais)

Formulaire : [www.environnement.gouv.qc.ca/formulaires/reenseignements.asp](http://www.environnement.gouv.qc.ca/formulaires/reenseignements.asp)

Internet : [www.environnement.gouv.qc.ca](http://www.environnement.gouv.qc.ca)

Photographie de couverture : Eliane Valiquette, MELCCFP

### **Référence à citer :**

---

MAINGUY, J., E. VALIQUETTE et V. LECLERC (2023). *Vers une standardisation de la mesure de la longueur des poissons au Québec*, ministère de l'Environnement, de la Lutte contre les changements climatiques, de la Faune et des Parcs, Québec, ix + 35 p.

---

Dépôt légal – 2023

Bibliothèque et Archives nationales du Québec

ISBN 978-2-550-95713-3 (PDF)

Tous droits réservés pour tous les pays.

© Gouvernement du Québec – 2023

*L'expérience dans l'Atlantique Nord-Est a démontré que même lorsque tous les acteurs s'entendent sur la nécessité de standardiser la prise de mesure, le moindre changement requis pour parvenir à cette standardisation est extrêmement difficile à mettre en place une fois que les institutions ont adopté une méthode et qu'elles l'utilisent depuis longtemps.*

*Indo-Pacific Fisheries Council, 1968*



## Résumé

Il existe de nombreuses méthodes permettant de mesurer la longueur d'un poisson. Bien que certaines se soient imposées au fil du temps, leur appellation et les points de repère anatomiques qui leur sont associés varient parfois entre les équipes de recherche. Cette situation non idéale peut engendrer des biais lors de la prise de mesures, lesquels peuvent avoir une incidence sur l'analyse de données et l'interprétation des résultats qui en découlent – voire parfois affecter des décisions de gestion. Dans ce contexte, ce document vise d'abord à recenser et décrire les différents types de mesure de la longueur le plus fréquemment utilisés, et ce, en particulier au Québec. Des exemples analytiques détaillés illustrant l'impact potentiel d'interchanger différents types de mesure pour l'analyse de certains paramètres liés à longueur des poissons sont ensuite présentés. Cet exercice a permis d'exposer de façon claire la pertinence de chercher à standardiser les types de mesure qui sont utilisés lors d'inventaires ichthyologiques, permettant ainsi de minimiser les biais sur lesquels nous pouvons exercer un contrôle. Être en mesure de bien nommer et définir le type de mesure de la longueur retenu lors d'une étude s'avère donc une étape incontournable à des fins de standardisation. Compte tenu de ses avantages indéniables, des constats et recommandations sont énoncés à la fin du présent document pour favoriser ce procédé lors de la prise de mesures de la longueur des poissons au Québec.

# Table des matières

Résumé	v
Table des matières	vi
Liste des tableaux	vii
Liste des figures	viii
Introduction	1
Objectifs	1
Longueurs prises sur le plan scientifique	2
Longueurs utilisées sur le plan réglementaire	7
Encadré 1 : le cas optimal de la mesure de la longueur chez le saumon atlantique	7
Encadré 2 : exemples de cas moins optimaux de la mesure de la longueur	8
Résumé des enjeux liés à la mesure de la longueur du poisson	9
Impact analytique des variations de types de mesure	10
Jeu de données et approche analytique retenue	10
1. Comparer les structures de taille dans le temps et dans l'espace	11
2. Étudier la relation longueur-âge à l'aide de modèles de croissance	15
3. Comparer des populations fictives dans le temps et dans l'espace en ce qui a trait à un indice de condition	19
Les équations de conversion : utilités et limites	23
Utilités des équations	23
Limites intrinsèques aux équations de conversion	24
Démonstration statistique du biais lié aux équations de conversion	25
Constats et recommandations	28
Constats	28
Recommandations	29
Conclusion : quelle mesure de longueur choisir?	31
Références bibliographiques	32

## Liste des tableaux

Tableau 1 : Types de mesure de la longueur du corps du poisson les plus fréquemment utilisés à l'international selon la FAO. Adapté de Holden et Raith (1974). _____	3
Tableau 2 : Types de mesure de la longueur du corps du poisson les plus fréquemment utilisés au Québec et au MELCCFP. _____	5
Tableau 3 : Résumé des difficultés liées à la diversité des méthodes de mesure de la longueur du poisson et des problèmes en résultant, notamment lorsque celles-ci sont interchangeables comme si elles constituaient des équivalences. _____	9
Tableau 4 : Moyenne $\pm$ écart-type des différences de longueur calculées entre chaque paire de mesures des bars rayés échantillonnés, ainsi que l'étendue [minimum-maximum]. _____	11
Tableau 5 : Résultats du test de comparaisons multiples de Dunn pour la valeur moyenne de longueur chez les trois populations fictives de bars rayés étudiées, les valeurs de p sont ajustées par la méthode de Benjamini-Hochberg. _____	13
Tableau 6 : Répartition des longueurs individuelles mesurées sur un échantillon de 413 bars rayés par classes de taille réglementaires selon qu'on soit en présence de la population maximale, totale ou fourche. Le nombre d'individus dénombrés par classe suivi du pourcentage entre parenthèses est présenté. _____	15
Tableau 7. Longueur totale maximale (LM) prédite en fonction de l'âge selon le modèle de croissance de von Bertalanffy. La moyenne de la LM par classe d'âge pour les 135 bars rayés du fleuve Saint-Laurent ayant servi à l'élaboration du modèle est également présentée. _____	16
Tableau 8 : Moyenne $\pm$ écart-type et étendue [minimum; maximum] des résidus de la comparaison des longueurs des individus des populations fictives au modèle de référence. _____	18
Tableau 9 : Résultats du test de comparaisons multiples de Dunn pour la valeur moyenne des résidus de la longueur à l'âge des données observées chez les trois populations fictives de bars rayés par rapport au modèle de référence, les valeurs de p sont ajustées par la méthode de Benjamini-Hochberg. _____	19
Tableau 10 : Indice de masse relative moyen $\pm$ écart-type du sous-échantillon de 209 bars rayés selon les populations fourche, totale et maximale, étendue [minimum ; maximum], différence de la moyenne de chacune des populations par rapport au standard pour l'espèce, ainsi que la médiane. _____	22
Tableau 11 : Résultats des régressions linéaires pour convertir des longueurs mesurées (Lmes) de LM et des LF en LT estimées (LTest) chez le bar rayé au Québec. _____	26
Tableau 12 : Enjeux et recommandations spécifiques concernant la mesure de la longueur du poisson. 30	

## Liste des figures

- Figure 1. Repères anatomiques visant à mesurer la longueur du corps du poisson. Tirée de Holden et Raith (1974). \_\_\_\_\_ 2
- Figure 2. Les trois mesures proposées par l'American Fisheries Society pour décrire la longueur d'un poisson. Figure tirée de Jennings et coll. (2012). \_\_\_\_\_ 4
- Figure 3. Mesures les plus couramment utilisées au Québec pour décrire la longueur des poissons. \_\_\_\_ 6
- Figure 4. Types de mesures utilisées pour décrire la longueur des esturgeons au Québec. Chez cette espèce, les lobes caudaux sont passablement rigides et il n'est pas possible de les comprimer. Une mesure de longueur avec la queue fléchie est normalement mesurée et on peut y référer comme la LTflex. \_\_\_\_\_ 6
- Figure 5. Mesure de la longueur à la fourche (LF) du saumon atlantique sur le plan scientifique et réglementaire. Figure tirée du plan de gestion du saumon 2016-2026 (MFFP 2016). \_\_\_\_\_ 7
- Figure 6. a. Méthode de mesure de la longueur totale (LT) du doré jaune au Québec dans le contexte réglementaire selon le plan de gestion du doré 2011-2026. b. Illustration de la mesure de la longueur totale des dorés jaunes dans un contexte de pêche sportive présentée dans le document « L'ABC de la pêche au doré » produit par la SÉPAQ. La longueur totale illustrée est inexacte, car c'est plutôt la longueur totale maximale qui est représentée. Source : <https://www.sepaq.com/> (dernier accès le 9 mars 2023). \_\_\_\_\_ 8
- Figure 7. Répartition des longueurs totales maximales (LM, en bleu), totales (LT, en noir) et à la fourche (LF, en rouge) chez 413 bars rayés ordonnés du plus petit au plus grand selon la LM. \_\_\_\_ 12
- Figure 8. Distribution de fréquence de la longueur des spécimens des populations fictives fourche (en rouge), totale (en noir) ou totale maximale (en bleu ; n = 413). \_\_\_\_\_ 14
- Figure 9. Longueur totale maximale (LM) prédite en fonction de l'âge par un modèle de croissance de von Bertalanffy (trait continu bleu) pour l'échantillon de 135 bars rayés capturés à la baie de Beauport et à Montmagny en 2017. Les cercles pleins bleus représentent les données observées ayant servi à construire le modèle. \_\_\_\_\_ 17
- Figure 10. Longueur à la fourche (LF, cercles pleins rouges), longueur totale (LT, cercles pleins noirs) et longueur maximale (LM, cercles pleins bleus) en fonction de l'âge pour 376 bars rayés du fleuve Saint-Laurent. La courbe prédictive provient d'un modèle de croissance de von Bertalanffy développé à partir de la LM (trait continu gris) de l'échantillon indépendant de 135 bars rayés. Les populations fourche, totale et maximale ont été légèrement décalées afin de mieux visualiser les différences. \_\_\_\_\_ 18
- Figure 11. Masse des 209 bars rayés du fleuve Saint-Laurent pour les populations fourche (LF; cercles rouges), totale (LT; cercles noirs) ou maximale (LM; cercles bleus) comparée à la courbe de référence (trait continu gris) de l'espèce pour la masse standard ( $W_s$  selon LM) pour l'étude de la condition selon l'indice de masse relative ( $W_r$ ). \_\_\_\_\_ 22
- Figure 12. Saumon atlantique aux stades de vie de smolt et d'adulte en mer. La morphologie, incluant la profondeur de la fourche de la nageoire caudale, est passablement différente selon le stade de vie. \_\_\_\_\_ 24

Figure 13. Relation entre la longueur totale (LT) et la longueur à la fourche (LF) ou la longueur totale maximale (LM) pour les 413 bars pour lesquels les trois mesures de la longueur ont été prises. Le trait noir hachuré représente la LT mesurée par rapport à elle-même à titre de référence. 25

Figure 14. Relation entre la longueur totale (LT) estimée selon la longueur à la fourche (LF) et celle estimée selon la longueur maximale (LM) pour les bars rayés échantillonnés en 2017 ( $n = 413$ ). Le trait hachuré sert de référence en illustrant la LT mesurée par rapport à elle-même pour ces mêmes individus. \_\_\_\_\_ 26

Figure 15. Distribution de fréquence relative des différences observées entre la LT estimée à partir de la LF (en rouge) ou de la LM (en bleu), et la LT mesurée sur un l'échantillon de bars rayés de 2017 ( $n = 413$ ). \_\_\_\_\_ 27



## Introduction

La mesure de la longueur du corps d'un poisson est à la base de plusieurs analyses en gestion des populations touchant par exemple à la croissance et à la taille à la maturité (Brêthes et O'Boyle, 1990; Zale et coll., 2012; Cousido-Rocha et coll., 2022; Kell et coll., 2022). Bien que la mesure de la longueur d'un poisson puisse paraître simple, l'existence d'une panoplie de méthodes permettant de la décrire crée parfois une certaine confusion. À titre d'exemple, Holden et Raitt (1974) décrivent un total de 17 mesures possibles dans leur manuel de science halieutique (figure 1). Le choix d'un type de longueur plutôt qu'un autre est souvent de nature arbitraire et peut parfois être lié à des contraintes morphologiques chez les espèces étudiées, à des normes ou conventions, voire à des préférences institutionnelles et même parfois personnelles (Ricker et Merriman, 1945; ICNAF, 1966; IPCF, 1968; Holden et Raitt, 1974; Howe, 2002; Francis, 2006). Il est à noter qu'aucune méthode de mesure d'un poisson n'offre un avantage définitif par rapport à une autre, ce qui explique l'utilisation simultanée de plusieurs d'entre elles pour une même espèce et, par conséquent, une difficulté de standardisation récurrente entre les institutions de recherche (ICNAF, 1966; IPFC, 1968; Kahn et coll., 2004).

Les difficultés liées à la standardisation ainsi que l'utilisation concomitante de plusieurs types de longueur entraînent inévitablement des biais lors de l'analyse des jeux de données (IPCF, 1968; Howe, 2002). Une interprétation erronée peut ainsi parfois en découler, laquelle peut ensuite affecter le choix des efforts entrepris pour la gestion durable des populations de poissons (Bunch et coll., 2013; Hansen et coll., 2018). Une standardisation quant au type de mesure choisi lors d'inventaires scientifiques, en particulier au sein d'une même organisation, est donc non seulement fortement souhaitable (IPCF, 1968), mais devrait constituer un principe directeur. En effet, les efforts de standardisation permettent de s'assurer que les données colligées peuvent être comparées sur une même base lors d'analyses et que les estimations obtenues le seront tout autant sur le plan statistique (Bonar et coll., 2009).

L'un des objectifs poursuivis par la standardisation de procédures est d'exercer un contrôle sur les biais qui sont évitables. Afin d'atteindre cet objectif pour la mesure de la longueur du poisson, les professionnels travaillant dans le domaine des pêcheries doivent être avisés de certains éléments névralgiques afin que : a) toute forme de confusion possible soit exclue au sujet des mesures de la longueur utilisées, b) les conséquences résultant du fait d'interchanger les mesures soient non seulement considérées, mais aussi bien comprises et c) des pistes de solutions soient explorées pour standardiser les types de mesure utilisés selon les espèces étudiées. Le présent document se veut un premier pas en ce sens dans le but de standardiser les pratiques entourant la prise de la mesure de la longueur des poissons, notamment au sein du gouvernement du Québec.

## Objectifs

De façon spécifique, ce document vise à :

1. Recenser les types de mesure de la longueur du poisson le plus fréquemment utilisés, et ce, à l'international, en Amérique du Nord et au Québec, ainsi qu'à contraster les différences qui existent entre ceux-ci tout en cherchant à clarifier leur nomenclature;
2. Démontrer statistiquement les effets potentiellement induits (c'est-à-dire les biais) par la substitution d'un type de mesure de la longueur à un autre lors de la réalisation d'analyses de paramètres liés à la taille et de l'interprétation biologique qui en découle;
3. Énoncer des recommandations afin de standardiser davantage les pratiques touchant la prise de la longueur chez les poissons, son archivage et son utilisation au sein du gouvernement du Québec.

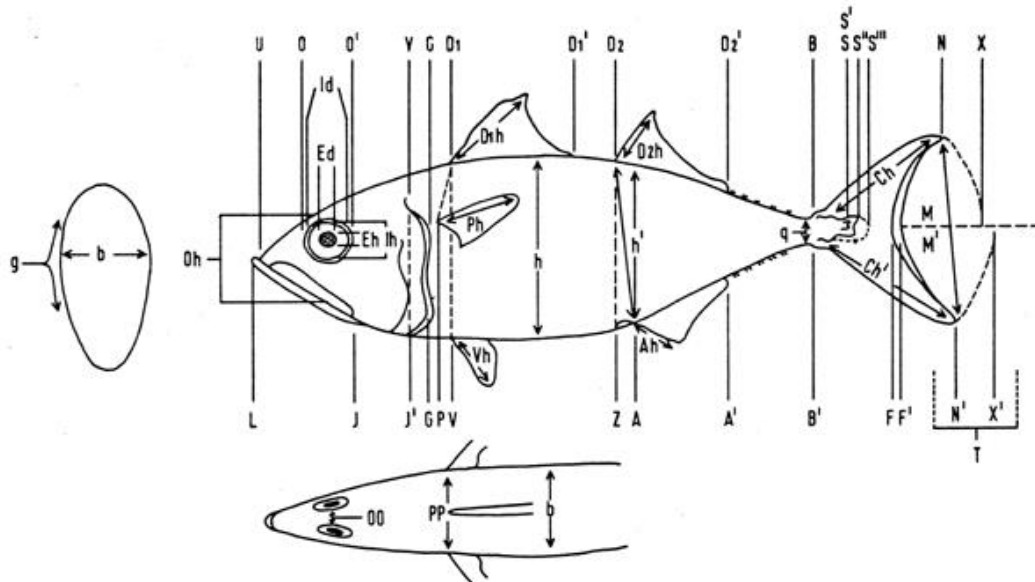
# Types de mesure de la longueur : nomenclature, méthodes et enjeux

**Rappel de l'objectif 1 :** Recenser les types de mesure de la longueur du poisson le plus fréquemment utilisés, et ce, à l'international, en Amérique du Nord et au Québec, ainsi que contraster les différences qui existent entre ceux-ci tout en cherchant à clarifier leur nomenclature.

## Longueurs prises sur le plan scientifique

### À l'international

Dans son manuel de science halieutique, l'Organisation des Nations unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO) reconnaît l'utilisation principale de trois types de mesure de la longueur du poisson, à savoir la longueur standard (LS), la longueur à la fourche (LF) et la « longueur totale » (« LT<sup>1</sup> »), les deux dernières étant les plus communes dans les suivis des stocks de poissons exploités (Figure 1; Tableau 1; Holden et Raitt, 1974). La figure 1 exprime bien la diversité des mesures de longueur recensées par la FAO, ainsi que les subtilités possibles quant au choix des repères anatomiques pouvant définir la longueur. À titre d'exemple, la LS à elle seule peut être mesurée selon huit possibilités, soit deux repères anatomiques au museau ( $\bar{u}$  et  $\bar{l}$ ) et quatre repères au pédoncule caudal ( $s$ ,  $s'$ ,  $s''$ ,  $s$ , Figure 1). Compte tenu de la diversité des types de longueur et de la pluralité des repères anatomiques, il a été recommandé par différents auteurs de toujours définir précisément le type de mesure utilisé, y compris la procédure pour placer le poisson sur la planche de mesure (p. ex. Holden et Raitt, 1974; Howe, 2002; Francis, 2006).



**Figure 1.** Repères anatomiques visant à mesurer la longueur du corps du poisson. Tirée de Holden et Raitt (1974).

<sup>1</sup> La « longueur totale » (« LT ») telle qu'exprimée par la FAO regroupe deux types de longueur distincts qui seront détaillés dans les prochaines pages. Essentiellement, ceux-ci diffèrent en fonction de la position des lobes caudaux (position naturelle ou comprimée) lors de la prise de la mesure. Les guillemets sont utilisés ici pour distinguer l'appellation générale de celle qui sera définie dans la suite du document comme étant la longueur totale (LT) lorsque les lobes de la nageoire caudale sont en position naturelle seulement.

Avec la pêche commerciale de stocks de poissons communs dans plusieurs mers et océans, diverses institutions scientifiques ont reconnu la nécessité d'harmoniser la prise de mesure de la longueur pour mener des suivis standardisés permettant d'appuyer les décisions de gestion (p. ex. Carlander et Smith, 1945; ICNAF, 1957; IPFC, 1968; Bertrand et coll., 1994; Badts et Bertrand, 2012). Néanmoins, même une fois adoptés, les standards sont parfois difficiles à mettre en place, particulièrement lorsque les institutions ont adopté une méthode et qu'elles l'appliquent depuis longtemps (Olsen et coll., 1966; May et McCracken, 1966; IPFC, 1968). Alors que, pour les études des salmonidés et des thons du nord de l'Atlantique, les pays membres du Conseil international pour l'exploration de la mer et de l'Organisation des pêches de l'Atlantique du Nord-Ouest ont adopté la LF en 1966, l'adoption de la « LT » au centimètre près, avec les lobes caudaux comprimés, a été proposée comme standard pour l'ensemble des autres espèces, sans toutefois s'imposer systématiquement (Olsen et coll., 1966). La « LT » avec les lobes caudaux en position comprimée est préférée à celle avec les lobes caudaux en position naturelle, car cette dernière génère plus d'imprécision lors des lectures. L'imprécision plus élevée pourrait s'expliquer en partie par la subjectivité de l'observateur par rapport au jugement de ce qui est en position « naturelle » ou non (May et McCracken, 1966; Francis, 2006). Dans certains cas, malgré des efforts importants, la standardisation des méthodes n'a jamais été atteinte, ce qui complique le travail analytique pour déterminer l'état des stocks. C'est le cas, à titre d'exemple, du maquereau commun (*Scomber scombrus*) pour lequel trois types de longueur sont utilisés pour caractériser les stocks dans l'Atlantique (Hansen et coll., 2018). Devant l'absence de standardisation, des équations de conversion générales ont dû être développées pour tenter d'arrimer les différents jeux de données et réduire ainsi les biais analytiques (Hansen et coll., 2018).

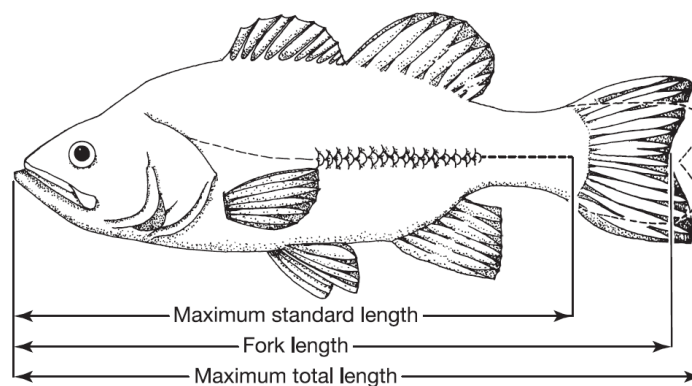
Bien que souvent difficile à mettre en place, la standardisation à l'échelle internationale est possible. À ce titre, le programme MEDITS (*Mediterranean Trawl Survey*), mis en place en 1993, peut être cité en exemple. À l'initiative de la Commission européenne, un protocole standardisé a été produit pour suivre l'état des ressources halieutiques le long des côtes méditerranéennes (Bertrand et coll., 1994). Ce protocole régit autant les engins de pêche et les méthodes d'échantillonnage que la prise de mesures sur les poissons capturés. Pour les 30 espèces de poissons visées, la « LT » avec les lobes caudaux comprimés est le standard de mesure de longueur (MEDITS Working Group, 2012). Le programme MEDITS est reconnu pour la rigueur de ses protocoles et fait maintenant office de référence lors de l'établissement de nouveaux inventaires (p. ex. Carpentierri et coll., 2020).

**Tableau 1** : Types de mesure de la longueur du corps du poisson le plus fréquemment utilisés à l'international selon la FAO. Adapté de Holden et Raith (1974).

Nom de la mesure	Abréviation	Description de la mesure	Repères anatomiques (figure 1)
Longueur standard	LS	Bout du museau jusqu'à l'extrémité postérieure de l'urostyle (c.-à-d. l'os qui supporte les rayons de la nageoire caudale).	U ou L à S, S', S'' ou S'''
Longueur à la fourche	LF	Bout du museau jusqu'à l'extrémité du rayon médian de la nageoire caudale.	U ou L à F ou F'
« Longueur totale »	LT	Bout du museau jusqu'à l'extrémité du lobe le plus long de la nageoire caudale en position naturelle et relâchée <b>ou</b> en position comprimée. * À noter que cette description est confondante, car deux types de mesure sont exprimés par les mêmes nom et abréviation.	U ou L à N, N' ou X, X'
« Longueur totale » / Longueur extrême	LX	Bout du museau jusqu'à l'extrémité du lobe le plus long de la nageoire caudale en position comprimée. * À noter que cette description chevauche celle de la « longueur totale » ci-dessus.	U ou L à X ou X'

## En Amérique du Nord

Selon l'American Fisheries Society (AFS), une référence dans le domaine de la faune aquatique en Amérique du Nord, les trois longueurs le plus fréquemment utilisées pour mesurer un poisson sont également la LS, la LF et la « LT<sup>2</sup> » (Figure 2; Jennings et coll., 2012). Bien qu'*a priori* ces trois types de mesure semblent clairement définis dans l'ouvrage *Fisheries Techniques* de l'AFS, la définition de la « LT » est confondante (*TL = Total Length* en anglais) et peut porter à confusion (voir Jennings et coll., 2012). En effet, il est indiqué que la « LT » peut se mesurer de l'extrémité antérieure jusqu'à l'extrémité du plus long rayon de la nageoire caudale, cette dernière pouvant être dans une position naturelle ou en position comprimée pour obtenir la plus grande longueur possible. Ainsi, ces deux types de mesures sont identifiés par une unique appellation « TL », alors qu'elles sont en fait distinctes. Cette situation génère une confusion non souhaitée sur le plan de la standardisation, d'autant plus que la figure qui illustre les méthodes de mesure présente une « longueur totale » en position comprimée avec l'appellation « longueur totale maximale » (*maximum total length*) et que la longueur totale en position naturelle (*total length*) n'est pas présentée (Figure 2).



**Figure 2.** Les trois mesures proposées par l'American Fisheries Society pour décrire la longueur d'un poisson. Figure tirée de Jennings et coll. (2012).

Des discussions avec le D<sup>r</sup> Derek Ogle, un chercheur américain reconnu dans l'analyse des données de pêcheries et auteur du livre *Introductory Fisheries Analyses with R*, ont permis de confirmer que les références à la « TL » dans cet ouvrage correspondent bien à une longueur totale avec les lobes caudaux en position comprimée (*maximum total length* de la Figure 2), bien qu'elle soit nommée « TL ». L'auteur a aussi confirmé que la longueur totale avec lobes caudaux comprimés de la figure 2 est celle le plus couramment utilisée aux États-Unis pour mesurer les poissons, mais que celle-ci est la plus souvent notée comme étant la « TL ».

Cette situation est aussi rencontrée au Canada où la LS, la LF et la « LT » sont le plus couramment rapportées, mais pour lesquelles les définitions sont variables et parfois omises. Comme aux États-Unis, l'appellation « TL » fait parfois référence à la longueur totale avec les lobes caudaux en position naturelle (p. ex. MPO, 2004) et parfois à la longueur totale avec les lobes caudaux en position comprimés (p. ex. Sandstrom et coll., 2013). Dans certains cas, la « LT » ou « TL » n'est pas définie, comme dans le *Guide technique pour l'étude de suivi des effets sur l'environnement des mines de métaux*, lequel s'applique à l'échelle pancanadienne (Ribey et coll., 2002; Environnement Canada, 2012). Considérant que l'appellation « LT » peut désigner deux types de longueur différents, il est impossible de savoir à quelle mesure les auteurs font référence si la méthode de mesure n'est pas définie.

---

<sup>2</sup> La « longueur totale » (« LT » ou « TL ») telle qu'exprimée par l'AFS regroupe deux types de longueur distincts qui seront davantage détaillés ci-après (lobes caudaux en position naturelle ou comprimée).

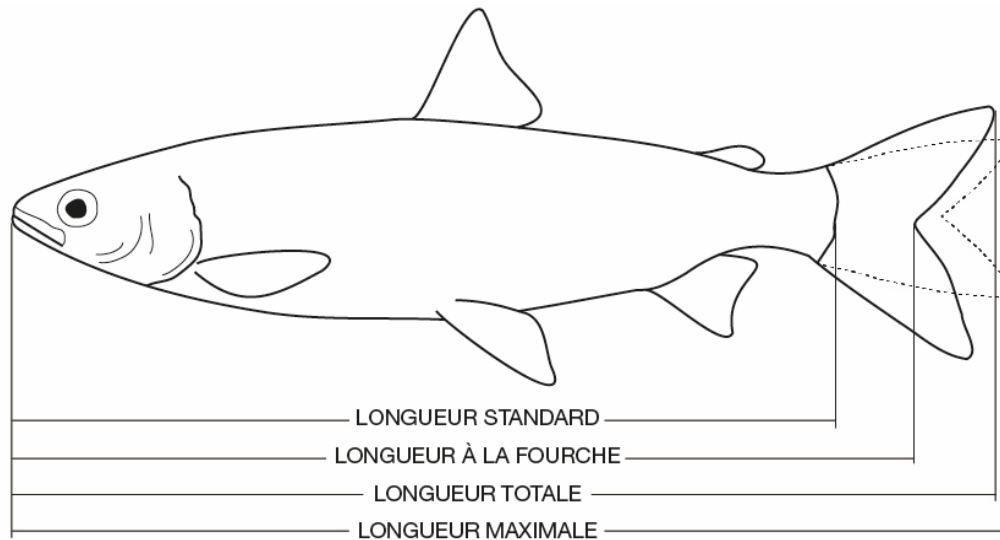
## Au Québec

Les longueurs le plus couramment utilisées au Québec sur le plan scientifique sont la LS, la LF et la « LT », laquelle peut être en position naturelle **ou** comprimée (Tableau 2, Figure 3). Pour les inventaires réalisés par le gouvernement du Québec, le *Guide de normalisation des méthodes d'inventaire ichtyologique en eaux intérieures* suggère d'utiliser la « LT » avec les lobes caudaux comprimés (en millimètres) pour mesurer les espèces d'intérêt, et la LF chez le saumon atlantique ou les espèces pour lesquels les lobes caudaux peuvent parfois être endommagés (SFA 2011). Comme présenté précédemment, le terme « longueur totale » et l'abréviation « LT » sont confondants et peuvent désigner deux types de mesures bien distinctes. Afin d'éviter toute confusion, certains biologistes utilisent une appellation précise pour la longueur totale avec les lobes caudaux en position comprimée, soit la longueur totale maximale ayant souvent l'abréviation « LTmax » ou, de façon plus concise, la longueur maximale ayant l'abréviation « LM » (Tableau 2; Figure 3). Dorénavant, **le terme longueur maximale et l'abréviation « LM » seront utilisés** pour faire référence à la longueur totale avec les lobes comprimés.

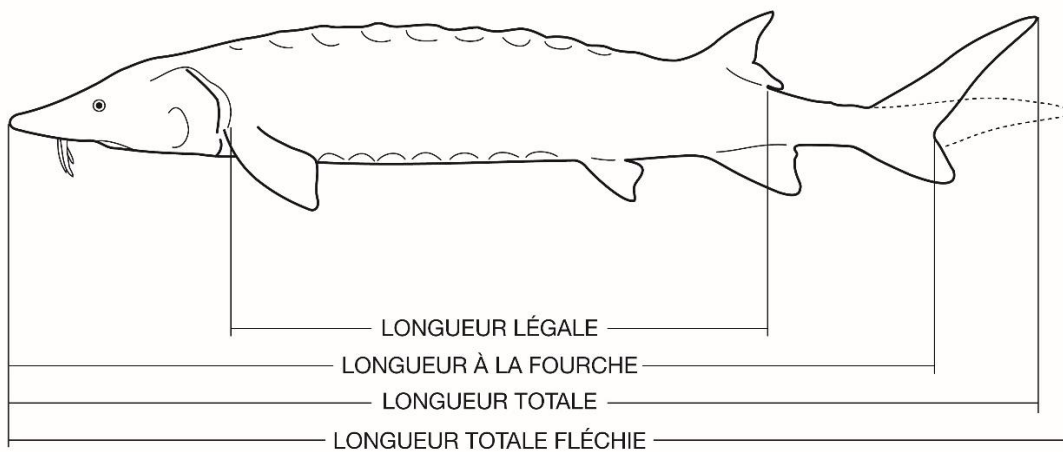
Chez certaines espèces, comme l'esturgeon jaune (*Acipenser fulvescens*) et l'esturgeon noir (*A. oxyrinchus*), la nageoire caudale est passablement rigide, ce qui ne permet pas de mesurer une LM puisque les lobes ne peuvent pas être pleinement comprimés. Une « LT en position fléchie » est plutôt mesurée. Pour ce faire, le lobe supérieur de la nageoire est replié pour l'étendre le long de l'axe médian du corps du poisson (Figure 4). Bien que différente de la LT en position naturelle, cette longueur est souvent identifiée comme une « LT ». Dans un exercice sur la standardisation de la mesure des chondrichthyens, Francis (2006) suggère d'utiliser plutôt l'appellation « *Flexed total length* » qui pourrait être traduite par la « longueur totale fléchie (LTflex) ». Notons en dernier lieu que, lorsqu'il est impossible d'obtenir une mesure fiable de la longueur de l'ensemble du corps parce que son intégrité est altérée, d'autres mesures peuvent alors être utilisées. C'est le cas pour les études de suivi de pêches commerciales à l'esturgeon (*Acipenser sp.*) pour lesquelles la longueur légale (LL) est plutôt mesurée (Tableau 2; Figure 4).

**Tableau 2 :** Types de mesure de la longueur du corps du poisson le plus fréquemment utilisés au Québec et au MELCCFP

Nom de la mesure	Abréviation	Description de la mesure
Longueur standard	LS	Bout du museau jusqu'à 1) l'extrémité postérieure de l'urostyle, soit l'os qui supporte les rayons de la nageoire caudale, ou 2) l'extrémité du pédoncule caudal.
Longueur à la fourche	LF	Bout du museau jusqu'à l'extrémité du rayon médian de la nageoire caudale.
Longueur totale	LT	Bout du museau jusqu'à l'extrémité du lobe le plus long de la nageoire caudale en position <b>naturelle et relâchée</b> . *** Parfois confondue avec une LM.
Longueur maximale	LM	Bout du museau jusqu'à l'extrémité des rayons du lobe le plus long de la nageoire caudale, en position <b>comprimée</b> , le lobe le plus long étant ramené sur l'axe médian du poisson. *** Parfois nommée et inscrite comme une LT.
Longueur totale fléchie	LTflex	Bout du museau jusqu'à l'extrémité du lobe le plus long de la nageoire caudale en position <b>fléchie le long de l'axe médian du corps</b> . *** Parfois confondue avec une LT ou une LM.
Longueur légale	LL	Chez les esturgeons. Partie postérieure de la fente branchiale jusqu'à la partie postérieure de l'attache de la nageoire dorsale.



**Figure 3.** Mesures le plus couramment utilisées au Québec pour décrire la longueur des poissons



**Figure 4.** Types de mesure utilisés pour décrire la longueur des esturgeons au Québec. Chez cette espèce, les lobes caudaux sont passablement rigides et il n'est pas possible de les comprimer. Une mesure de la longueur avec la queue fléchie est normalement prise et on peut la considérer comme étant la LTflex.

Même si seulement quelques types de mesure de longueur sont couramment utilisés au Québec, l'examen de bases de données et de publications scientifiques révèle qu'il y a souvent une perte d'information quant à la méthode de mesure qui a été employée. De plus, la précision de la mesure utilisée n'est pas toujours rapportée, bien que, dans la majorité des cas, les poissons soient mesurés au millimètre près. À cela s'ajoute à l'occasion l'utilisation du terme générique « longueur », sans référence au type de mesure réellement utilisé. Il arrive aussi que, pour une même base de données, le champ nommé « longueur » comprenne l'enregistrement de plusieurs types de longueurs sans qu'il y ait de distinction indiquée quant au type de mesure réellement utilisé. Enfin, compte tenu de la confusion possible décrite précédemment pour l'appellation « LT », il a été constaté que des observateurs de bonne foi mesuraient parfois une LM ou une LTflex, mais l'inscrivaient comme une « LT » dans les bases de données. Il est à noter que le fait qu'il soit parfois véhiculé que des différences de quelques millimètres entre les types de mesure n'ont pas ou peu d'incidence sur les analyses nuit sans contredire aux efforts de standardisation.

## Longueurs utilisées sur le plan réglementaire

Au Québec, alors que la LF et la LM sont principalement utilisées pour les inventaires scientifiques, la LT en position naturelle est utilisée sur le plan réglementaire, à l'exception du saumon atlantique qui est toujours mesuré à la fourche (voir l'encadré 1) et des esturgeons qui sont mesurés à la longueur légale dans les pêches commerciales (Figure 4). Ainsi, pour l'ensemble des autres espèces, il est demandé aux pêcheurs récréatifs de mesurer leurs prises en LT avec les lobes caudaux en position naturelle et de respecter des limites de longueur également exprimées selon ce type de longueur. Les pêcheurs commerciaux de doré jaune doivent aussi mesurer leurs prises en LT.

La dichotomie dans l'utilisation d'un type de longueur dans les études scientifiques et d'un autre sur le plan réglementaire génère certaines difficultés pour concilier ces deux réalités (voir l'encadré 2). D'abord, elle nécessite le développement systématique d'équations de conversion pour chaque espèce qui fait l'objet d'une réglementation basée sur la taille puisqu'on doit passer de la longueur « scientifique » à la longueur « réglementaire ». Bien que simples conceptuellement, les équations de conversion peuvent rapidement devenir complexes à élaborer et à utiliser (voir la section à ce sujet). Ensuite, l'existence de plusieurs types de longueurs, avec des appellations pouvant porter à confusion, entraîne inévitablement une certaine confusion entre les différents intervenants quant à l'utilisation de la mesure adéquate, qu'il s'agisse des gestionnaires fauniques, des exploitants ou des pêcheurs sportifs (Page et coll., 2004). Il est à noter qu'en dehors du Québec, pour une majorité des provinces, territoires et États (États-Unis), la longueur scientifique est la même que celle utilisée sur le plan réglementaire. Il s'agit le plus souvent de la LF ou de la LM. Cette approche est nettement plus optimale, car elle permet d'éviter des écueils au sujet de l'utilisation simultanée de deux types de longueur pour décrire une même espèce.

### Encadré 1 : le cas optimal de la mesure de la longueur chez le saumon atlantique

Chez le saumon atlantique, il n'existe aucun problème lié à l'étude de la longueur, tant sur le plan scientifique que sur le plan réglementaire, car seule la LF est utilisée (Figure 5). Ce cas de figure représente une situation idéale puisqu'il y a une standardisation totale au sujet de la mesure utilisée pour déterminer la longueur scientifique ou réglementaire dans l'ensemble de son aire de répartition, tant en Amérique du Nord qu'en Europe. En effet, une convention internationale spécifiant l'utilisation de la LF a été entérinée par les pays membres du Conseil international pour l'exploration de la mer et de l'Organisation des pêches de l'Atlantique du Nord-Ouest en 1966 et est appliquée encore aujourd'hui. Au Québec comme ailleurs, la recherche scientifique et la gestion de cette espèce se basent sur la LF (Figure 5).



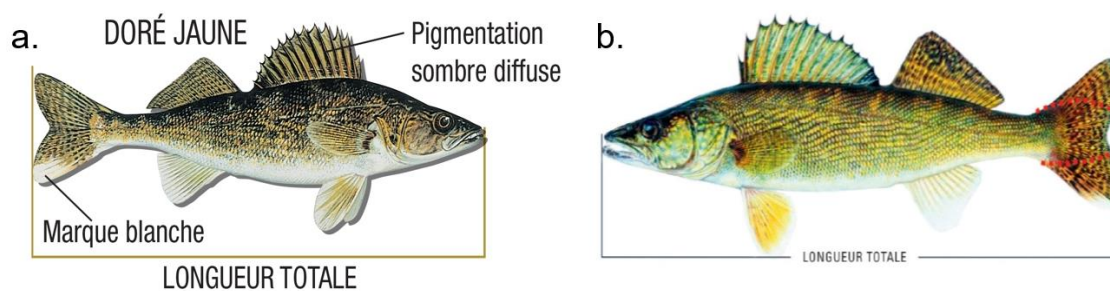
**Figure 5.** Mesure de la longueur à la fourche (LF) du saumon atlantique sur les plans scientifique et réglementaire. Figure tirée du plan de gestion du saumon 2016-2026 (MFFP, 2016).

## Encadré 2 : exemples de cas moins optimaux de la mesure de la longueur

La situation idéale présentée pour le saumon atlantique à l'encadré 1 n'est malheureusement pas rencontrée pour une majorité d'espèces exploitées au Québec, dont le bar rayé et le doré jaune. Chez le bar rayé, sur l'ensemble de son aire de répartition, les données récoltées dans un cadre scientifique incluent le plus souvent la LF, la LT et la LM. Sur le plan réglementaire toutefois, la LT est utilisée dans toutes les provinces canadiennes, alors que la LM prévaut aux États-Unis.

Chez le doré jaune, les inventaires normalisés menés au Québec spécifient de mesurer les spécimens à l'aide de la LM. Alors que dans la majorité des cas la précision est de  $\pm 1$  mm, il a été constaté qu'une précision de  $\pm 5$  mm avait parfois été utilisée. D'autres inventaires de doré jaune utilisent aussi la LT. La diversité des mesures de longueur et de la précision qui leur est associée complique le travail analytique pour établir les limites de longueur sur le plan réglementaire. Au Québec, les limites de taille pour le doré jaune sont établies à partir de la LM et sont ensuite converties en LT, alors que dans le reste du Canada et aux États-Unis, la LM est utilisée tout au long de ce processus.

La dichotomie entre la longueur mesurée pour les besoins scientifiques et celle appliquée sur le plan réglementaire génère parfois des situations embêtantes pour les utilisateurs. Un exemple en ce sens concerne un document d'information portant sur la pêche au doré jaune produit par la Société des établissements de plein air du Québec (SÉPAQ) qui agit à titre de gestionnaire de cette espèce sur plusieurs territoires fauniques structurés. Alors qu'au Québec il est exigé du pêcheur de mesurer sa prise en LT (position naturelle; Figure 6a), la LM avec l'appellation erronée « longueur totale » est illustrée dans le document de la SÉPAQ (Figure 6b). Si une gamme de tailles allant de 37 à 53 cm s'appliquait ici, un doré jaune ayant une LT réelle de 36,0 cm devrait être remis à l'eau selon 6a, mais serait conservé selon 6b, car cette LT équivaut à une LM de 37,0 cm. De la même manière, un doré jaune ayant une LT de 52,5 cm serait conservé selon 6a, mais remis à l'eau selon 6b, car la LM correspondante est de 54,0 cm.



**Figure 6. a.** Méthode de mesure de la longueur totale (LT) du doré jaune au Québec dans le contexte réglementaire selon le plan de gestion du doré 2011-2026. **b.** Illustration de la mesure de la longueur totale des dorés jaunes dans un contexte de pêche sportive présentée dans le document L'ABC de la pêche au doré produit par la SÉPAQ. La « longueur totale » illustrée est inexacte, car 1) c'est plutôt la longueur maximale qui est représentée avec les lobes caudaux comprimés et 2) le pointillé des lobes comprimés devrait être allongé davantage pour être représentatif de la morphologie réelle.

Source : <https://www.sepaq.com/fr/ivy/annexes/plan-gestion-dore-jaune.dot> (dernier accès le 28 août 2023).

## Résumé des enjeux liés à la mesure de la longueur du poisson

Comme décrit dans les sections précédentes, la diversité des méthodes de la prise de la mesure de la longueur du poisson entraîne des difficultés sur plusieurs plans, allant de la prise de données, en passant par leur analyse, jusqu'à leur transposition aux aspects réglementaires. Les principales difficultés et les problèmes qui en résultent sont résumés au Tableau 3. Ultimement, les écueils rencontrés ont tous pour finalité de mener à des analyses pouvant être biaisées, et donc à des interprétations biologiques ou réglementaires moins fiables, d'où la nécessité de comprendre les enjeux liés au contrôle de la qualité des données à toutes les étapes de leur récolte et de leur utilisation. Les sections suivantes illustrent l'impact analytique probable causé par le recours à diverses mesures de la longueur au lieu d'une seule bien définie et utilisée par tous.

**Tableau 3 :** Résumé des difficultés liées à la diversité des méthodes de mesure de la longueur du poisson et des problèmes vraisemblables en résultant, notamment lorsque celles-ci sont interchangeables comme si elles constituaient des équivalences alors que ce n'est pourtant pas le cas

Difficultés	Problèmes générés
Diversité des repères anatomiques de mesure	Choix de la mesure complexe, développement parallèle de plusieurs standards de mesure selon les institutions, confusion dans la méthode de la mesure sur le plan technique, harmonisation laborieuse
Diversité d'unités de mesure (p. ex. : pouces, millimètres) et de précision (p. ex. : arrondi aux centimètres inférieurs, arrondi au millimètre près)	Harmonisation laborieuse, précision analytique affectée entraînant une capacité moindre de détecter un effet biologique réel mais de petite taille sur le plan statistique
Utilisation concomitante de plusieurs types de longueur	Erreur de prise de mesure sur le terrain, erreur d'archivage, fiabilité de la comparaison de jeux de données affectée, besoin de développer des équations de conversion qui engendrent une perte de précision analytique
Nomenclature non standardisée, polysémie (c.-à-d. un même nom pour plusieurs types de mesure)	Confusion quant à la mesure réelle, confusion dans la méthode de mesure sur le plan technique, erreur d'archivage (p. ex. : IFA)
Nom de champ généralisé ou non précisé dans les bases de données	Perte d'information sur la mesure réelle, rigueur analytique affectée, perte de confiance dans le jeu de données, interprétation biologique pouvant être erronée
Longueur scientifique et longueur réglementaire qui diffèrent	Nécessité de développer des équations de conversion, confusion chez les utilisateurs (scientifiques, gestionnaires, pêcheurs) quant à la méthode de mesure à utiliser
Absence de définition du type de longueur utilisé dans la présentation de résultats	Perte d'information sur la longueur, impossibilité de convertir les mesures, difficulté, voire impossibilité de comparer les valeurs entre les études
Perception que les différences entre les types de longueur sont parfois négligeables et sans impact analytique	Précision analytique affectée, voire analyses parfois erronées, interprétation biologique pouvant être biaisée (p. ex. : relation masse-longueur pour le calcul d'un indice de condition)

## Impact analytique des variations de types de mesure

**Rappel de l'objectif 2 :** Démontrer statistiquement les effets potentiellement induits (c'est-à-dire les biais) par la substitution d'un type de mesure de la longueur à un autre lors de la réalisation d'analyses de paramètres liés à la taille et de l'interprétation biologique qui en découle.

Les mesures de longueur effectuées sur les poissons capturés dans le cadre de travaux scientifiques au gouvernement du Québec servent à définir des paramètres de dynamique de population qui permettent de suivre leur état et d'appliquer les mesures de gestion jugées comme étant les plus appropriées. Les analyses les plus courantes sont les suivantes :

1. Comparer les structures de longueur des individus échantillonnés d'une espèce donnée dans le temps (p. ex : entre deux inventaires normalisés) ou dans l'espace (p. ex : deux plans d'eau différents);
2. Étudier la relation longueur-âge à l'aide de modèles de croissance, comme celui de von Bertalanffy, afin de prédire la longueur à un âge donné;
3. Comparer des indices de condition en fonction de la relation masse-longueur des poissons échantillonnés d'une espèce donnée.

Bien que d'autres paramètres biodémographiques en lien avec la longueur soient étudiés, par exemple la probabilité d'observer des gonades développées selon la longueur pour l'estimation de la  $L_{50}$  (p. ex. : Kell et coll., 2022), seuls les trois aspects mentionnés ci-dessus seront abordés dans ce document. Ils seront utilisés pour illustrer l'impact d'invertir les mesures de longueur entre elles.

### Jeu de données et approche analytique retenue

Les paramètres présentés précédemment seront traités à l'aide de données de longueur réelles récoltées sur des bars rayés. Ces données proviennent de 413 spécimens échantillonnés au cours de l'été 2017 dans 6 secteurs du nord de la Gaspésie et au Bas-Saint-Laurent. Tous les spécimens ont été mesurés frais avec une précision de  $\pm 1$  mm pour la LF, la LT et la LM, telles qu'elles sont décrites au tableau 2

L'approche retenue a été de comparer trois populations « fictives » générées à partir des données réelles, soit les populations *fourche*, *totale* et *maximale*. Ces populations sont composées exactement des mêmes individus, mais en utilisant uniquement l'une des trois mesures de la longueur récoltées pour chacun d'eux. Ainsi, un bar rayé ayant été mesuré avec une LF de 622 mm, une LT de 651 mm et une LM de 659 mm serait considéré comme étant trois individus distincts provenant des populations *fourche*, *totale* et *maximale*, respectivement. Comme chaque population est composée des mêmes individus, une différence décelée par un test statistique dans le cadre du présent exercice indiquerait que les types de mesure sont à l'origine de la différence observée puisqu'aucune différence biologique n'existe. Il est à noter que, d'un point de vue statistique, l'approche adoptée ne répond pas à la prémisse requérant que les données des trois populations soient indépendantes, puisque celles-ci proviennent des mêmes individus mesurés de trois façons différentes (données appariées). Les analyses permettent néanmoins d'explorer statistiquement l'effet d'interchanger les types de longueur sur l'interprétation biologique comme si elles celles-ci avaient été indépendantes (p. ex. : deux inventaires distincts, deux populations indépendantes).

# 1. Comparer les structures de taille dans le temps et dans l'espace

La comparaison des distributions des fréquences de taille obtenues entre deux inventaires revêt un aspect important en gestion des pêches, car elle permet de porter un jugement sur la situation des populations suivies et sur l'efficacité des modalités en place. La première démonstration statistique vise à vérifier l'effet d'utiliser l'un ou l'autre des types de longueur sur l'évaluation de la distribution des fréquences de taille du jeu de données de bars rayés.

## 1.1 Comparaison des longueurs individuelles pour la LF, la LT et la LM

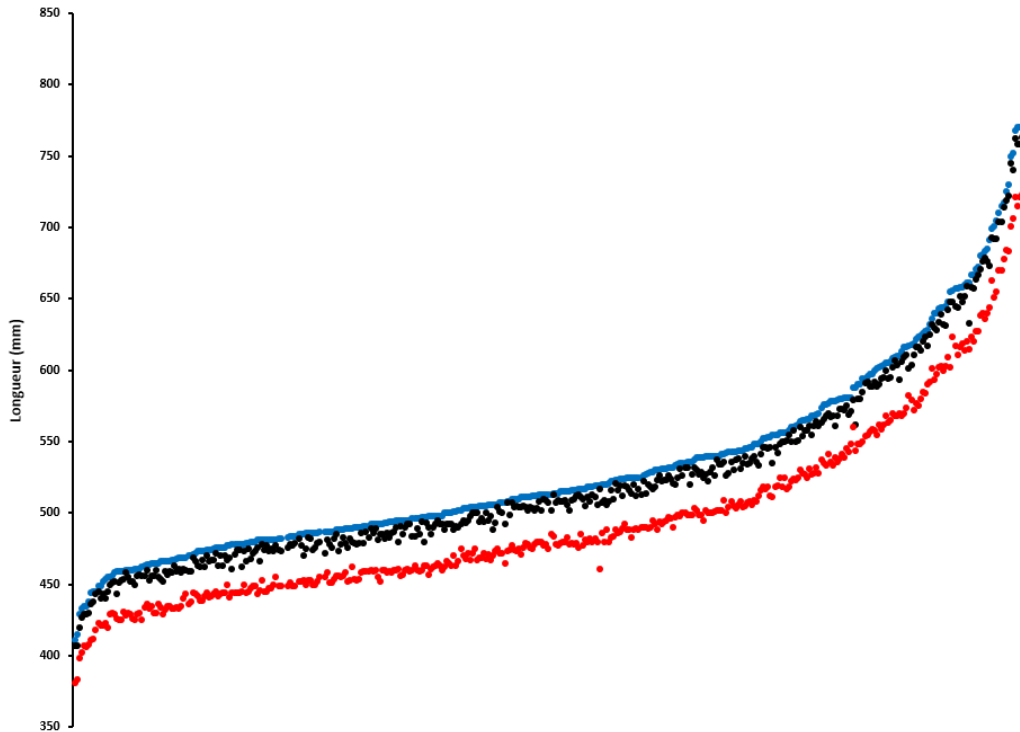
**Question :** est-ce que les différents types de longueur (LF, LT, LM) pour un même individu présentent des différences entre eux qui sont soutenues statistiquement quand on les évalue globalement?

D'un point de vue morphologique, il importe de rappeler que, de façon systématique, la LF est toujours plus petite que la LT, qui est à son tour toujours plus petite que la LM. Bien que ces différences individuelles soient indéniables, la première démonstration vise à vérifier si celles-ci sont suffisantes pour être soutenues statistiquement lorsqu'elles sont comparées globalement. Pour tester cette idée, la différence entre les trois types de longueur a d'abord été calculée pour chaque individu du jeu de données des bars rayés échantillonnés en 2017. Sans surprise, la moyenne ( $\pm$  écart-type) de la différence entre la LM et la LF est la plus importante, se situant à  $36 \pm 5$  mm, et la plus faible se trouve entre la LM et la LT à  $8 \pm 4$  mm (Tableau 4).

**Tableau 4 :** Moyenne  $\pm$  écart-type des différences de longueur calculées entre chaque paire de mesures des bars rayés échantillonnés, ainsi que l'étendue [minimum-maximum].

Comparaison	Différence $\pm$ é.-t.	Étendue [min.; max.]
LM et LT	$8 \pm 4$ mm	[1; 28]
LM et LF	$36 \pm 5$ mm	[26; 58]
LT et LF	$28 \pm 6$ mm	[17; 56]

La différence entre les types de longueur a ensuite été analysée pour l'ensemble des spécimens avec un test de comparaison de Student apparié ou un test apparié de Wilcoxon lorsque les différences analysées ne répondaient pas à la prémisse de normalité. Ces tests ont révélé que toutes les comparaisons possibles présentaient des différences soutenues statistiquement (toutes les valeurs  $p < 0,001$ ). Cela signifie que les bars rayés mesurés à la LM sont, globalement, toujours plus grands lorsqu'on les compare avec leurs propres mesures de LT et de LF (Figure 7). De même, leurs LT sont toujours plus grandes que leur LF.



**Figure 7.** Répartition des longueurs totales maximales (LM, en **bleu**), totales (LT, en **noir**) et à la fourche (LF, en **rouge**) de 413 bars rayés ordonnés du plus petit au plus grand selon la LM

Cette démonstration confirme que le fait d'interchanger les types de longueur, d'une partie ou de l'ensemble du jeu de données, a le potentiel d'apporter un bruit de fond indésirable dans les analyses. La figure 7 illustre pour les 413 bars rayés, ordonnés du plus petit au plus grand selon la LM, comment le patron  $LM > LT > LF$  est systématiquement maintenu tout en démontrant la variation interindividuelle.

## 1.2 Comparaison des longueurs moyennes au niveau populationnel

**Question :** est-ce que la différence statistique qui existe pour chaque paire de mesures individuelles entraîne une différence soutenue statistiquement de la moyenne des longueurs entre les populations fictives?

Considérons maintenant que nous sommes en présence de trois populations fictives, *fourche*, *totale* et *maximale*, et que nous souhaitons vérifier s'il existe une différence entre les « longueurs » moyennes des spécimens, soit de façon non appariée. Il est possible de comparer ces longueurs moyennes avec une analyse de variance (ANOVA) à un facteur (*one-way ANOVA*) dans laquelle les trois populations de 413 spécimens (soit un total de 1 239 spécimens) sont comparées en fonction de leur population fictive d'origine uniquement. Comme il s'agit d'un test paramétrique, le respect des prémisses de normalité et d'homogénéité de la variance entre les groupes doit être examiné afin de s'assurer de la validité du test.

Dans le cas du jeu de données des bars rayés, l'erreur résiduelle du modèle analysant la longueur des trois populations n'était pas distribuée de façon normale, mais l'homogénéité de la variance était respectée, justifiant ainsi le recours au test non paramétrique de Kruskal-Wallis. Ce test a révélé qu'il existait une différence soutenue statistiquement entre les trois populations fictives pour ce qui est de la longueur « centrale » (Kruskal-Wallis  $\chi^2 = 103,6$ ,  $p < 0,001$ ), sachant que ce type de test non paramétrique basé sur la transformation en rangs des données compare des distributions et non pas des moyennes. Comme il y a plus de deux populations comparées, un test de comparaisons multiples de Dunn, soit l'équivalent du test de Tukey pour une ANOVA classique, a été mené afin de déterminer entre quelles paires possibles des différences avaient été détectées sur le plan statistique.

**Tableau 5** : Résultats du test de comparaisons multiples de Dunn pour la valeur moyenne de longueur chez les trois populations fictives de bars rayés étudiées. Les valeurs de  $p$  sont ajustées par la méthode de Benjamini-Hochberg.

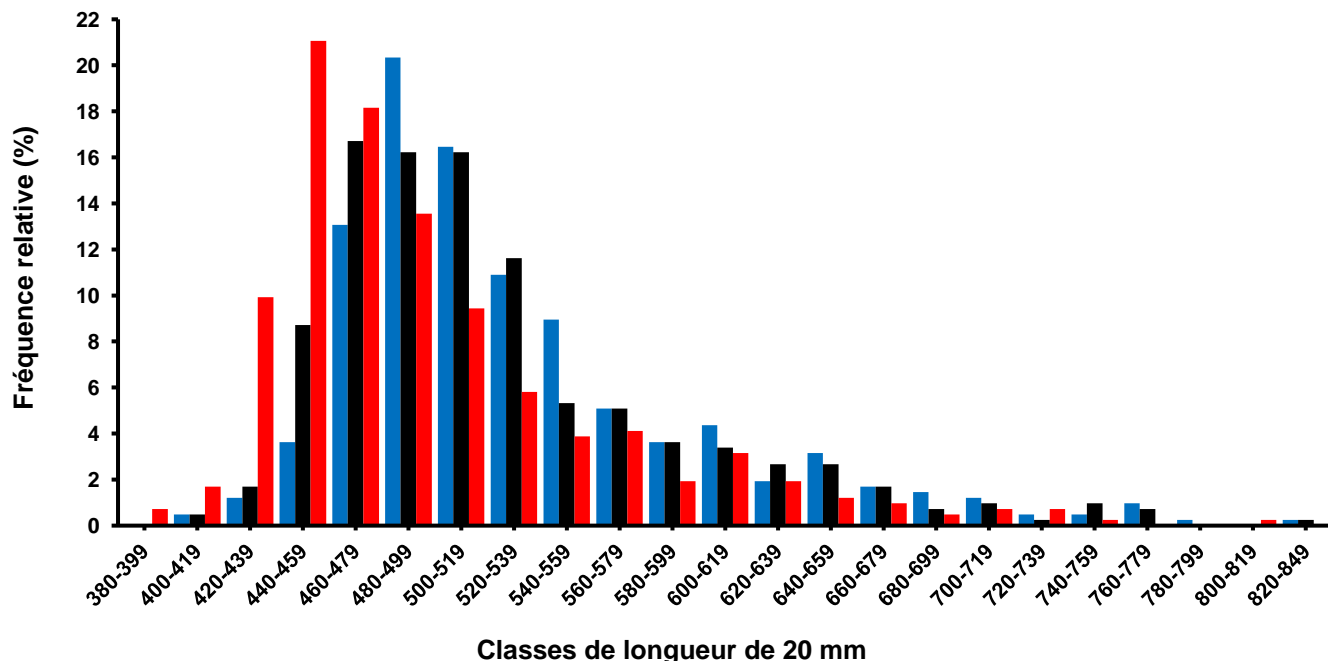
Comparaison	Z	$p$ ajusté
LF et LM	-9,714259	$p < 0,001$
LF et LT	-7,490467	$p < 0,001$
LM et LT	2,223792	$p < 0,001$

Les résultats de ces tests indiquent qu'il existe des différences soutenues statistiquement pour toutes les comparaisons possibles (Tableau 5). Cela signifie que, même lorsque les 413 bars rayés sont regroupés par population fictive et qu'on ne tient pas compte du fait que les longueurs sont appariées, une différence de la longueur « centrale » est détectée entre les populations fictives, et ce, même entre les populations *totale* et *maximale*. Ainsi, cette analyse démontre clairement que le bruit de fond individuel généré par l'utilisation indistincte des types de mesures a un effet tangible sur une analyse globale, comme la comparaison de la valeur centrale entre deux populations ou entre deux inventaires.

### 1.3 Comparaison des distributions de taille entre les populations

**Question** : est-ce qu'une différence statistique existe entre les distributions de la fréquence de taille des populations fictives?

L'étude de la distribution de fréquence de taille des poissons permet d'évaluer indirectement la structure démographique d'une population puisqu'il existe un lien étroit entre la taille et l'âge. L'examen visuel de la distribution des fréquences de taille des bars rayés des populations *fourche*, *totale* et *maximale*, représentée ici par classes de 20 mm, permet de constater qu'elles ne sont pas identiques (Figure 8). Par exemple, on remarque sans surprise que davantage d'individus se trouvent dans les plus petites classes de longueur pour la population *fourche*. L'examen de l'ensemble de la distribution permet également d'observer des différences marquées pour certaines classes moyennes (p. ex. : 440-459 mm, 480-499 mm et 540-559 mm; Figure 8), même s'il s'agit en réalité des mêmes bars rayés dans les trois populations fictives considérées.



**Figure 8.** Distribution de fréquence de la longueur des spécimens des populations fictives fourche (en rouge), totale (en noir) ou maximale (en bleu;  $n = 413$ )

L'utilisation du test d'Anderson-Darling (*Anderson-Darling k-Sample Test*) avec  $n = 1\ 000$  simulations à l'aide de la librairie `kSamples` du logiciel R a permis de comparer les distributions de fréquence des classes de longueur de 20 mm des trois populations fictives entre elles en une seule opération. Les spécimens de moins de 480 mm d'un côté et ceux de plus de 680 mm de l'autre ont été regroupés afin d'obtenir des classes de taille comprenant plus de quatre spécimens, soit un prérequis recommandé pour cette analyse. Ce premier test n'a pas détecté de différence soutenue statistiquement entre les distributions des populations *maximale*, *totale* et *fourche* ( $p = 1,00$ ), indiquant qu'elles proviennent toutes d'une population commune, ce qui est d'ailleurs le cas et explique le résultat obtenu qui est sans équivoque.

En revanche, si on souhaitait vérifier s'il existe une différence dans la proportion d'individus pouvant faire l'objet d'une rétention sur le plan de la récolte sportive en respect des limites de longueur réglementaire actuelle (500 à 650 mm), un test de  $\chi^2$  sur les classes de moins de 500 mm, de 500 à 649 mm et de 650 mm et plus (Tableau 7) révélerait quant à lui une différence sur le plan statistique entre les trois populations étudiées ( $\chi^2 = 65,3$ , d.l. = 4,  $p < 0,001$ ). Ce résultat est principalement attribuable à la classe < 500 mm qui est nettement surreprésentée par la population *fourche*, mais aussi à d'autres différences plus faibles entre les proportions observées, dont un plus grand pourcentage d'individus pouvant être conservés pour la population *maximale*.

Dans cet exemple, imaginons la situation selon laquelle un inventaire normalisé de bars rayés dans un secteur précis a permis de récolter 413 spécimens. Ceux-ci ont été mesurés sur le terrain en LF, mais les données ont été malencontreusement saisies en LM dans la base de données. Les bars rayés compris dans la gamme de taille visée par les pêcheurs dans la population réelle, celle mesurée en LF sur le terrain, constituent 31 % de la population (Tableau 6). Lors de l'analyse des données, saisies en LM, on estimerait, à tort, que la population est composée à 53 % d'individus compris dans la gamme de taille réglementaire. L'incohérence entre la longueur mesurée (LF) et la longueur inscrite dans la base de données (LM) crée une surestimation de l'abondance du stock exploitable et pourrait mener à des mesures de gestion inappropriées. De la même manière, considérant la classe < 500 mm comme les futures recrues, on pourrait à tort croire que le recrutement est faible (38,7 % pour LM) alors qu'en réalité, la majorité de la population est composée d'individus de moins de 500 mm (65,1 % pour LF).

**Tableau 6** : Répartition des longueurs individuelles mesurées sur un échantillon de 413 bars rayés par classes de taille réglementaires selon qu'on soit en présence de la population maximale, totale ou fourche. Le nombre d'individus dénombrés par classe suivi du pourcentage entre parenthèses est présenté.

Population	< 500 mm	500 à 649 mm	≥ 650 mm
<i>Maximale</i>	160 (38,7 %)	219 (53,0 %)	34 (8,2 %)
<i>Totale</i>	181 (43,8 %)	204 (49,4 %)	28 (6,8 %)
<i>Fourche</i>	269 (65,1 %)	128 (31,0 %)	16 (3,9 %)

Les résultats de ces tests indiquent qu'il existe des différences soutenues statistiquement lors de la comparaison des structures de taille des populations fictives. Cette analyse démontre clairement que les biais générés par l'utilisation indistincte des types de mesures peuvent avoir un impact tangible sur les résultats obtenus, leur interprétation et les décisions de gestion subséquentes.

## 2. Étudier la relation longueur-âge à l'aide de modèles de croissance

**Question** : est-ce qu'une différence statistique est décelée lorsque l'on compare les croissances des populations fictives?

La relation longueur-âge est un paramètre fondamental en gestion des pêches, car elle permet d'évaluer la composition des cohortes, de mesurer la croissance et de porter un jugement sur l'efficacité de mesures de gestion (Brêthes et O'Boyle, 1990). La prochaine démonstration vise à comparer la croissance des populations fictives *maximale*, *totale* et *fourche* à celle d'une population de référence indépendante et à évaluer si elles diffèrent entre elles.

### 2.1 Construction d'un modèle de croissance de référence pour le bar rayé

Pour commencer, nous allons développer un modèle de croissance prédictif indépendant qui servira de référence avec laquelle sera comparée la croissance des populations fictives. Bien qu'il existe différents modèles de croissance permettant d'étudier la relation entre la longueur et l'âge (p. ex. : Gompertz, logistique), le modèle de von Bertalanffy a été retenu aux fins de démonstration puisqu'il est le plus couramment utilisé en gestion des pêches (Quinn et Deriso, 1999; King, 2007; Haddon, 2011; Ogle et coll., 2017). Les données qui serviront à construire le modèle de croissance proviennent d'un échantillon indépendant (c.-à-d. distinct) de 135 bars rayés capturés en 2017 dans le fleuve Saint-Laurent, à la baie de Beauport et à Montmagny. Les LM ont été mesurées au millimètre près et l'âge des spécimens a été déterminé en années à partir de lectures d'écailles. La LM des spécimens s'étendait de 397 à 680 mm, alors que l'âge variait de 3 à 9 ans.

Le modèle de croissance de von Bertalanffy de référence a été développé en trois étapes. D'abord, les paramètres initiaux que sont la longueur à l'infini ( $L_{inf}$ ), le taux auquel la longueur s'approche de la  $L_{inf}$  ( $K$ ) et l'âge théorique pour lequel la longueur est de 0 ( $t_0$ ), soit un artéfact requis pour le modèle, ont été approximés à l'aide de la librairie *FSA* (Ogle et coll., 2022) du logiciel R (voir Ogle, 2016 pour plus de détails sur la procédure). Il s'agit d'obtenir des paramètres initiaux pour le jeu de données auquel on s'intéresse afin de les analyser ensuite selon une approche des moindres carrés non linéaires (*Nonlinear Least Square*, NLS). Les valeurs suivantes ont été obtenues :

$$\begin{aligned} L_{inf} &= 657,5 \\ K &= 0,362 \\ t_0 &= 0,234 \end{aligned}$$

Dans un deuxième temps, ces paramètres approximatifs ont été utilisés pour calibrer le calcul des paramètres les plus vraisemblables pour le jeu de données avec l'approche itérative des moindres carrés non linéaires, disponible dans la librairie *nlstools* (Baty et coll., 2015) du logiciel R. Les valeurs suivantes ont été obtenues :

$$\begin{aligned} L_{inf} &= 714,2 \\ K &= 0,278 \\ t_0 &= -0,219 \end{aligned}$$

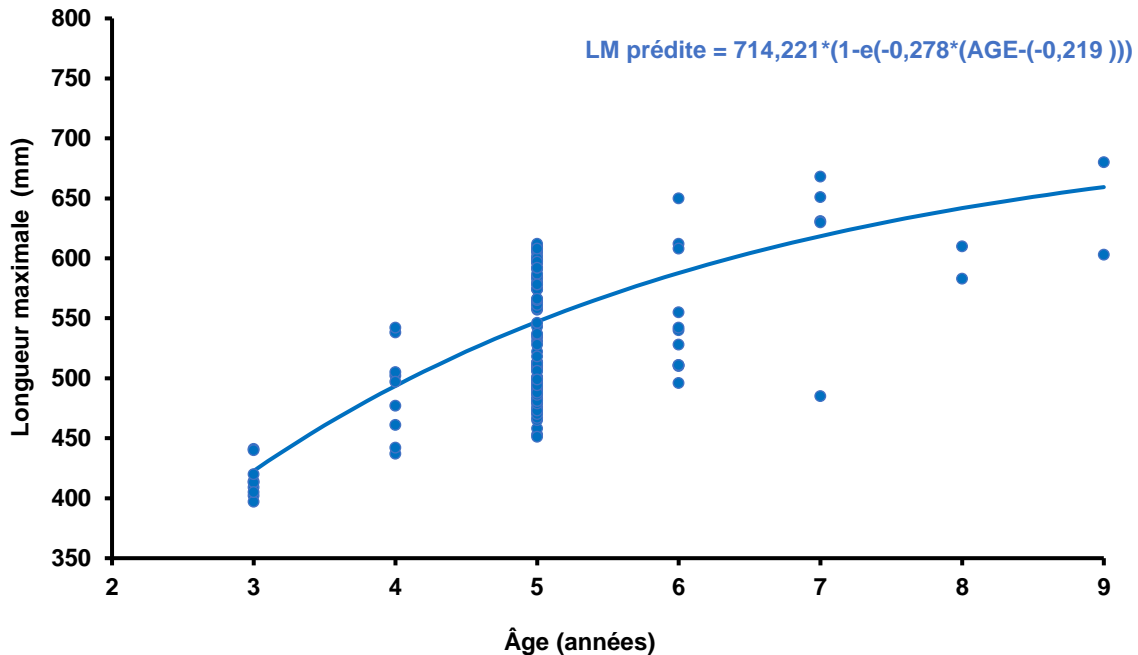
Enfin, les paramètres les plus vraisemblables ont été intégrés au modèle de croissance de von Bertalanffy pour obtenir la LM prédite à l'âge pour l'échantillon des 135 bars rayés (Tableau 7, Figure 9) :

$$\begin{aligned} \text{LM prédite} &= L_{inf} * (1 - e^{-(K * (AGE - (t_0)))}) \\ \text{LM prédite} &= 714,2 * (1 - e^{-(0,278 * (AGE - (-0,219)))}) \end{aligned}$$

**Tableau 7 :** Longueur maximale (LM) prédite en fonction de l'âge selon le modèle de croissance de von Bertalanffy. La moyenne de la LM à partir des données observées par classe d'âge pour les 135 bars rayés du fleuve Saint-Laurent ayant servi à l'élaboration du modèle est également présentée.

Âge (années)	LM prédite (mm)	LM moyenne (mm)
3	423	416
4	494	489
5	547	535
6	588	551
7	619	613
8	642	596
9	659	641

Il est intéressant de noter la disparité entre la LM moyenne calculée par classe d'âge et la LM prédite par le modèle (Tableau 7). On remarque notamment que la taille moyenne à l'âge de 8 ans est inférieure à celle calculée à l'âge de 7 ans, une incongruité qui n'est pas observée avec l'utilisation du modèle de croissance puisque ce dernier utilise l'ensemble de l'information de toutes les classes d'âge pour produire ses prédictions pour un âge donné.

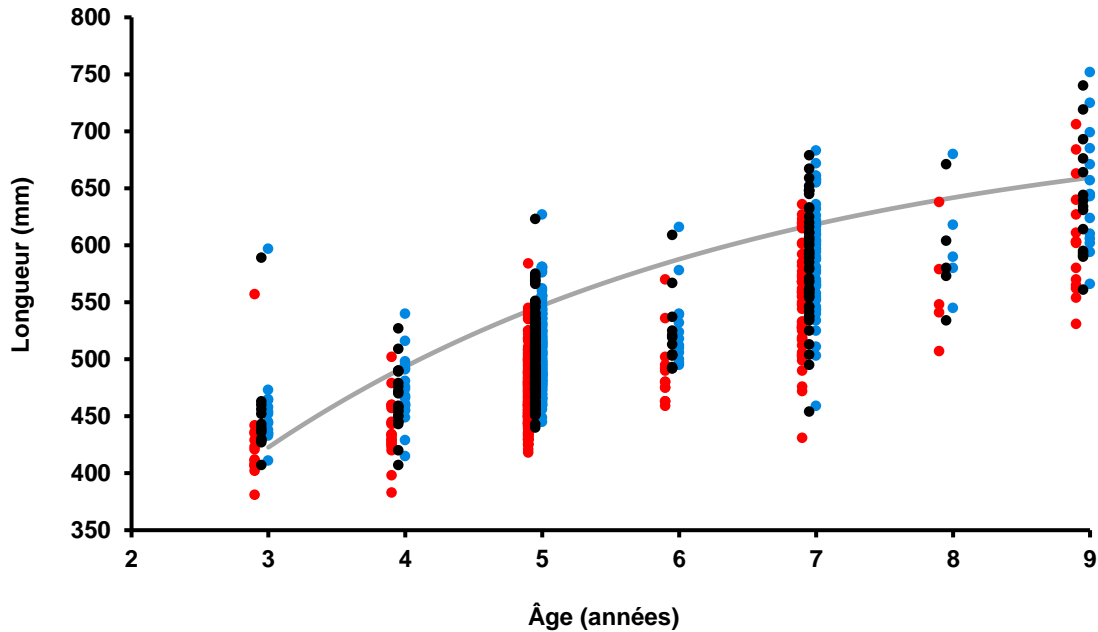


**Figure 9.** Longueur maximale (LM) prédite en fonction de l'âge par un modèle de croissance de von Bertalanffy (trait continu bleu) pour l'échantillon de 135 bars rayés capturés à la baie de Beauport et à Montmagny en 2017. Les cercles pleins bleus représentent les données observées ayant servi à construire le modèle.

## 2.2 Comparaison de la croissance des populations fictives avec celle du modèle de référence

Avec le modèle de croissance de référence développé pour les 135 bars rayés capturés en 2017 dans le fleuve Saint-Laurent, il sera maintenant possible de déterminer pour chaque spécimen des populations fictives créées précédemment si sa longueur retenue est supérieure, égale ou inférieure à celle prédite pour son âge. Comme le modèle de référence a été construit pour des bars rayés de 3 à 9 ans, seuls les spécimens de cette gamme d'âges ont été inclus dans les analyses de croissance, ce qui réduit le jeu de données de 413 à 376 individus.

Un examen visuel de la longueur à l'âge des 376 spécimens mesurés par rapport à la courbe de référence permet d'apprécier leur distribution, selon que leurs mesures appartiennent aux populations *fourche*, *totale* ou *maximale* (Figure 10). On observe que, pour un âge donné, les individus de la population *fourche* sont systématiquement plus petits que ceux de la population *totale* qui sont à leur tour plus petits que ceux de la population *maximale*. Mais cette différence est-elle décelable lorsqu'on compare les populations entre elles lors d'une analyse statistique adaptée à ce type de données?



**Figure 10.** Longueur à la fourche (LF, cercles pleins rouges), longueur totale (LT, cercles pleins noirs) et longueur maximale (LM, cercles pleins bleus) en fonction de l'âge pour 376 bars rayés du fleuve Saint-Laurent. La courbe prédictive provient d'un modèle de croissance de von Bertalanffy développé à partir de la LM (trait continu gris) de l'échantillon indépendant de 135 bars rayés. Les populations fourche, totale et maximale ont été légèrement décalées afin de mieux visualiser les différences.

Pour répondre à cette question, les résidus entre la valeur observée et celle prédite pour chaque individu des trois populations ont été calculés (Tableau 8). On observe que l'écart par rapport au modèle de référence des résidus de la population *maximale* est le plus faible ( $-35 \pm 38$  mm), qu'il est intermédiaire pour la population *totale* ( $-44 \pm 38$  mm) et le plus grand pour la population *fourche* ( $-71 \pm 36$  mm). Les résidus ont été comparés de façon appariée pour déterminer si, globalement, les différences observées pour chaque individu par rapport à lui-même étaient soutenues sur le plan statistique. En utilisant un test apparié de Wilcoxon, toutes les comparaisons étaient soutenues à  $p < 0,001$ . Cet exemple confirme que le fait d'interchanger les types de longueur, d'une partie ou de l'ensemble du jeu de données, a le potentiel d'apporter un bruit de fond indésirable dans les analyses portant sur la croissance. Dans tous les cas, un biologiste pourra inférer que les bars rayés de la Gaspésie et du Bas-Saint-Laurent sont plus petits en « moyenne » pour un âge donné que ceux du fleuve, mais la différence sera davantage amplifiée en utilisant la LT et encore plus avec la LF. Le plus vraisemblable est que ces bars rayés sont généralement plus petits de 3,5 cm sans égard à l'âge et non pas de 4,4 ou 7,1 cm (le double de la valeur de la LM qui devrait pourtant être utilisée).

**Tableau 8 :** Moyenne  $\pm$  écart-type et étendue [minimum; maximum] des résidus de la comparaison des longueurs des individus des populations fictives au modèle de référence

Population	Résidus ( $\pm$ é.t.)	Étendue [minimum; maximum]
<i>Maximale</i>	$-35 \pm 38$ mm	[-160; 174]
<i>Totale</i>	$-44 \pm 38$ mm	[-165; 166]
<i>Fourche</i>	$-71 \pm 36$ mm	[-188; 134]

En second lieu, une comparaison a été effectuée entre les trois populations fictives, sans appariement. Comme l'erreur résiduelle du modèle statistique utilisé pour comparer les trois populations n'était pas distribuée de façon suffisamment normale, mais que l'homogénéité de la variance était respectée entre les trois populations à l'étude, un test de Kruskal-Wallis a été utilisé. Les résultats de ce test indiquent que les différences observées entre les « dominantes » des résidus des trois populations sont soutenues statistiquement (Kruskal-Wallis  $\chi^2 = 189,8$ ,  $p < 0,001$ ). Comme il s'agit à nouveau de comparaisons multiples, un test de Dunn a été effectué, révélant que la différence globale décelée par le test non paramétrique de Kruskal-Wallis est attribuable à des différences statistiques pour toutes les comparaisons possibles, y compris celle entre les populations *maximale* et *totale* à  $p = 0,002$  (Tableau 9).

**Tableau 9** : Résultats du test de comparaisons multiples de Dunn pour la valeur moyenne des résidus de la longueur à l'âge des données observées chez les trois populations fictives de bars rayés par rapport au modèle de référence. Les valeurs de  $p$  sont ajustées par la méthode de Benjamini-Hochberg.

Comparaison	Z	p ajusté
<i>Fourche vs maximale</i>	-13,2	$p < 0,001$
<i>Fourche vs totale</i>	-10,1	$p < 0,001$
<i>Maximale vs totale</i>	3,0	$p = 0,002$

Ce résultat signifie que, même lorsque les 376 bars rayés sont regroupés par population fictive et qu'on ne tient pas compte du fait que les longueurs sont appariées, une différence de la valeur centrale des résidus est détectée entre les populations fictives, même entre les populations *maximale* et *totale*. Dans cet exemple, il serait ainsi interprété que la croissance de la population *fourche* serait inférieure à celle de la population *totale* qui à son tour serait inférieure à celle de la population *maximale*, ce qui démontre clairement un biais potentiel généré par l'utilisation indistincte des différents types de longueur.

### 3. Comparer des populations fictives dans le temps et dans l'espace en ce qui a trait à un indice de condition

**Question** : est-ce que l'indice de condition diffère entre les populations fictives?

Le suivi d'un indice de condition nous renseigne de façon indirecte au sujet de l'environnement dans lequel évolue une population étudiée (p. ex. : conditions de l'habitat et disponibilité des proies), permettant ainsi aux biologistes d'émettre des recommandations plus éclairées sur la gestion ou la conservation d'une espèce dans un secteur échantillonné (Blackwell et coll., 2000). Chez les poissons, il existe plusieurs indices de condition qui lient la masse et la longueur (voir Froese, 2006 et Ogle, 2016), la prémisse de ces indices étant que plus le poisson a une masse élevée pour une taille donnée, meilleure est sa condition générale. De plus en plus de biologistes se tournent vers l'indice de masse relative (*Relative Weight, Wr*) pour évaluer la condition (Ogle, 2016). La prochaine démonstration vise à comparer les populations fictives *maximale*, *totale* et *fourche* en ce qui a trait à cet indice qui s'appuie sur une courbe de référence standard pour l'espèce considérée (Brown et Murphy, 1991).

### 3.1 Calcul de l'indice de masse relative chez le bar rayé

Pour commencer, nous calculerons le  $Wr$  moyen de chacune des populations fictives en nous appuyant sur des paramètres standards spécifiquement développés pour le bar rayé à partir d'échantillons récoltés dans l'ensemble de son aire de répartition (Brown et Murphy, 1991).

Cet indice individuel ( $i$ ) est obtenu à partir de l'équation suivante :

$$Wr_i = (W_i / W_s) \times 100$$

où :

$W_i$  correspond à la masse ( $W$  pour *Weight*) de l'individu  $i$

$W_s$  correspond à la masse standard ( $W_s$ ) pour un individu de longueur  $L_i$

Ainsi, la masse d'un bar rayé ( $W_i$ ) échantillonné dans nos populations fictives est comparée à la masse standard pour une longueur déterminée pour l'espèce étudiée ( $W_s$ ). L'équation décrivant la relation de puissance entre la masse et la longueur exprimée en LM pour cette espèce est disponible dans la librairie FSA (Ogle et coll., 2022) du logiciel R. Les paramètres obtenus avec cette librairie FSA sont les suivants :

Species	Units	Type	Ref	Measure	Method	Min.TL	int	Slope	Source
Striped Bass	Metric	Linear	75	TL	RLP	150	-4,924	3,007	Brown and Murphy (1991b)

Brown and Murphy (1991b), soit la référence (Source) de ces données, ont décrit pour le bar rayé (Species = Striped Bass) la relation linéaire (Type = linear) sur une échelle logarithmique entre la masse et la LM (appelée *Total Length* [TL] aux États-Unis) en utilisant des unités métriques (Units = Metric), soit des grammes pour la masse et des millimètres pour la LM, qui prédit ce que devrait être le 75<sup>e</sup> percentile (Ref = 75) de la valeur observée pour la masse pour une LM donnée. La valeur pour le 75<sup>e</sup> percentile a été obtenue par la méthode *Regression Line Percentile* (Method = RLP) et l'équation n'est applicable qu'aux bars rayés ayant une LM égale ou supérieure à 150 mm (Min.TL = 150). La relation linéarisée sur une échelle logarithmique a comme coefficient à l'intercepte (int) la valeur -4,924, alors que le coefficient pour la pente (Slope) a une valeur de 3,007. Ces informations permettent de calculer quelle est la masse standard prédite, millimètre par millimètre, et de comparer les valeurs des spécimens de nos populations fictives échantillonnées. Le 75<sup>e</sup> percentile utilisé pour l'équation standard indique que, chez le bar rayé, on s'attend à ce que 3 spécimens sur 4 aient une masse  $\leq X$  g pour une LM = Y mm, et donc la valeur utilisée reflète une masse qui est plus élevée que la moyenne ou la médiane (c.-à-d. 1 spécimen sur 2). En d'autres mots, atteindre  $W_s$  pour une LM donnée est généralement interprété comme un spécimen ayant un bon indice de condition. Pour obtenir la valeur de  $W_s$  pour une étendue de LM, il faut retransformer (*back-transform*) le résultat de l'équation prédictive de la façon suivante :

$$W_s = 10^{\alpha + \beta \log_{10}(L_i)}$$

où :

$\alpha$  = coefficient de l'intercepte (int)

$\beta$  = coefficient de la pente (Slope)

$L_i$  = longueur du poisson  $i$ , soit la LM dans le cas présent

Par exemple, le 75<sup>e</sup> percentile de la masse standard attendue d'un bar rayé ayant une LM de 500 mm serait obtenu de la façon suivante :

$$Ws_i = 10^{(-4,924 + (3,007 \times \log_{10}(500)))}$$

$$Ws_i = 10^{(-4,924 + (3,007 \times 2,699))}$$

$$Ws_i = 10^{(-4,924 + 8,116)}$$

$$Ws_i = 10^{(3,192)}$$

$$Ws_i = 1\ 555$$

La valeur  $Ws_i$  pour un bar rayé ayant une LM de 500 mm serait donc de 1 555 g. Si un bar rayé de notre échantillon avait une LM de 500 mm, mais une masse de 1 400 g, on conclurait alors que la masse ( $W_i$ ) de ce spécimen est de 155 g inférieure à la masse standard ( $Ws_i$ ), soit environ 10 % de moins. Dans le cas utilisé en exemple, l'individu ayant une LM de 500 mm et une masse de 1 400 g obtiendrait donc la valeur  $Wr_i$  suivante :

$$Wr_i = (W_i / Ws_i) \times 100$$

$$Wr_i = (1\ 400 / 1\ 555) \times 100$$

$$Wr_i = (0,9003) \times 100$$

$$Wr_i = 90,0$$

### 3.2 Comparaison des populations fictives en ce qui a trait à l'indice de masse relative

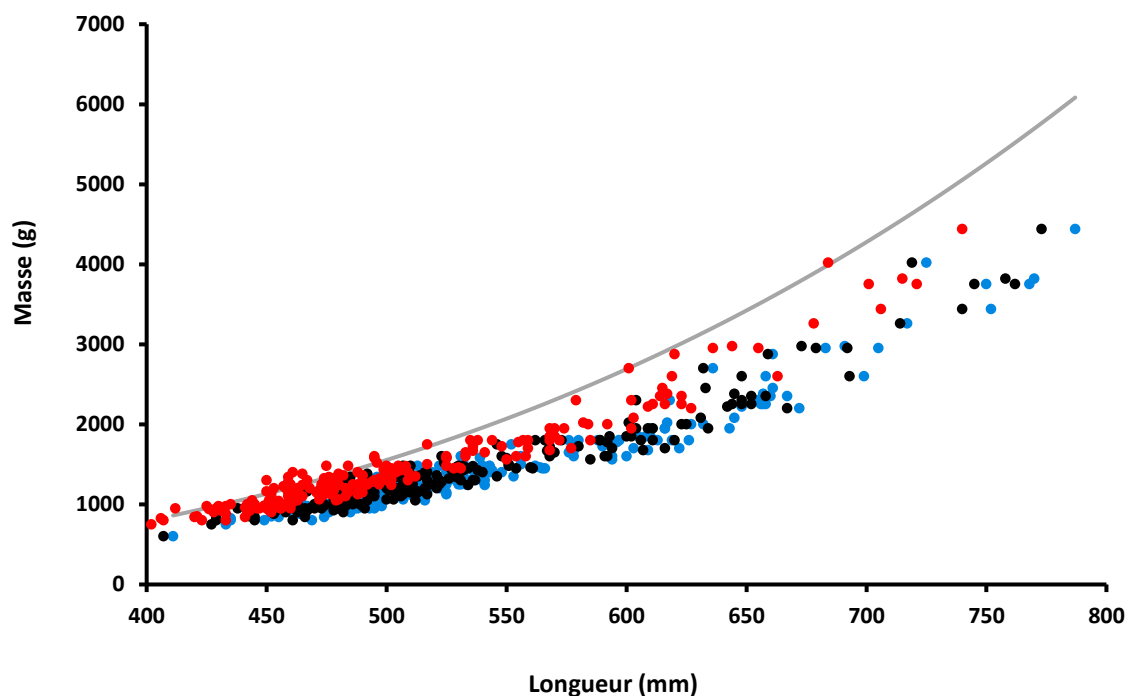
Les prochaines analyses utiliseront toujours le jeu de données des 413 bars rayés capturés en 2017 en Gaspésie et au Bas-Saint-Laurent, toutefois seuls les 209 individus pour lesquels la masse a été mesurée seront inclus dans les calculs. En premier lieu, l'indice de masse relative des spécimens des populations fictives sera calculé, puis les populations seront comparées pour déterminer si une différence est décelable d'un point de vue statistique.

L'indice de masse relative calculé pour chaque spécimen des populations fictives permet de déterminer si les individus sont en condition supérieure ( $Wr_i > 100$ ), égale ( $Wr_i \approx 100$ ) ou inférieure ( $Wr_i < 100$ ) à celle prédite par le standard de l'espèce. Un examen visuel de la masse des 209 spécimens par rapport à la courbe de référence (c.-à-d. la masse standard) permet d'apprécier leur distribution, selon que leurs mesures appartiennent aux populations *fourche*, *totale* ou *maximale* (Figure 11). On observe d'abord que la totalité des spécimens des populations *totale* et *maximale* ont une masse inférieure au standard pour l'espèce, alors que la masse de plus d'un spécimen sur dix de la population *fourche* le dépasse. Cela se reflète dans l'indice de masse relative moyen, lequel est en deçà du standard établi pour l'espèce ( $Wr_i < 100$ ) chez les trois populations fictives, se situant respectivement à 71,2, 74,6 et 88,6 pour les populations *maximale*, *totale* et *fourche*, ainsi que dans l'étendue des valeurs de l'indice de masse relative calculées (Tableau 10). Ce constat s'explique probablement par le fait que l'échantillon étudié est composé d'individus capturés à la limite nord de l'aire de répartition de l'espèce, lesquels sont soumis à une saison de croissance plus courte à cette latitude. Ces valeurs nous indiquent également que les individus de la population *maximale* sont systématiquement en moins bonne condition que ceux de la population *totale* qui sont à leur tour en moins bonne condition que ceux de la population *fourche*. Mais cette différence est-elle décelable lorsqu'on compare les populations entre elles lors d'une analyse statistique?

**Tableau 10 :** Indice de masse relative ( $Wr$ ) moyen  $\pm$  écart-type du sous-échantillon de 209 bars rayés selon les populations fourche, totale et maximale, étendue [minimum; maximum], différence de la moyenne de chacune des populations par rapport au standard pour l'espèce, ainsi que la médiane

Population	$Wr$ Moyenne $\pm$ é.-t.	Étendue [minimum; maximum]	Différence de la moyenne p/r au standard	Médiane
Maximale	71,2 $\pm$ 6,7	[56,7; 92,8]	-28,8	70,4
Totale	74,6 $\pm$ 7,4	[58,4; 95,7]	-25,4	73,6
Fourche	88,3 $\pm$ 8,7	[71,1; 114,9]	-11,7	87,1

Comme pour les comparaisons de la croissance présentées à la section 2.2, les différences de masse relative par rapport au standard ont d'abord été comparées de façon appariée pour déterminer si, globalement, les différences observées pour chaque individu par rapport à lui-même entre les populations fictives étaient soutenues statistiquement. En utilisant un test apparié de Wilcoxon, toutes les comparaisons étaient différentes ( $p < 0,001$ ). Cela signifie que, globalement, il existe un appui statistique indiquant que l'ensemble des bars rayés examinés ont un moins bon indice de condition quand on compare les valeurs de  $Wr$  à partir de la LM par rapport à la LT (-3,4 points) ou par rapport à la LF (-17,1) de façon appariée, et quand on passe de la LT à la LF (-13,7), alors qu'il s'agit exactement des mêmes individus. La raison en est bien simple : quand une mesure de la longueur est systématiquement plus petite qu'une autre pour une même masse donnée, cela se traduit par un indice de condition plus élevé dans le premier cas et moins élevé dans le second. Un test statistique décèle un tel effet. Notons aussi que +3,4 points de pourcentage représentent une hausse erronée pour le  $Wr$  moyen de 5 % en utilisant la LT au lieu de la LM. Rappelons-nous que la condition de l'individu considéré ne change pas. C'est nous qui la faisons changer en intervertissant les mesures utilisées. La seule qui est correcte est celle basée sur la LM.



**Figure 11.** Masse des 209 bars rayés du fleuve Saint-Laurent pour les populations fourche (LF; cercles rouges), totale (LT; cercles noirs) ou maximale (LM; cercles bleus) comparée à la courbe de référence (trait continu gris) de l'espèce pour la masse standard ( $Ws$  selon  $TL = LM$ ) pour l'étude de la condition selon l'indice de masse relative ( $Wr$ )

La comparaison des indices de masse relative a été effectuée dans un deuxième temps entre les trois populations fictives, sans appariement. Comme la normalité et l'homogénéité de la variance n'étaient pas respectées, une régression quantile a été utilisée pour comparer les médianes ( $\tau = 0,5$ ) entre elles. Cette analyse a révélé que l'indice de condition  $Wr$  diffère statistiquement entre les populations fictives pour le quantile 0,5 et dont la valeur est assez semblable à celle de la moyenne pour les trois groupes contrastés (Tableau 10). Comme il existe un test permettant de faire des comparaisons multiples entre les groupes avec la librairie `rcompanion`, celui-ci a été utilisé et a indiqué dans tous les cas des valeurs  $p < 0,001$  soutenant statistiquement des différences entre ces derniers.

L'ensemble des résultats obtenus confirme que l'utilisation indistincte de l'une ou l'autre des mesures influence de façon décelable les analyses de condition sur le plan statistique. De plus, il se dégage clairement que l'utilisation de la LF et de la LT pour étudier la condition serait inappropriée pour la caractériser par rapport au standard de référence, puisque la condition des individus serait systématiquement surestimée. Rappelons ici que le standard de référence permet d'obtenir un indice de la condition qui est relatif au sein d'une population et aussi entre différentes populations. Si on échantillonnait à nouveau cette population dans 5 à 10 années, il serait alors possible de comparer les bars rayés capturés dans les deux inventaires sur cette même base, d'où la nécessité de bien définir la mesure de longueur utilisée à cette fin.

## Les équations de conversion : utilités et limites

Comme il existe une corrélation élevée entre les mesures de longueur prises chez un même poisson étant donné que celles-ci sont toutes prises dans un seul et même axe, il est possible d'établir des équations permettant de convertir un type de mesure en un autre de manière relativement précise (ICNAF, 1966). On peut ainsi calculer une LT estimée à partir d'une longueur réellement mesurée de LF ou de LM et vice-versa. La relation entre deux longueurs chez les poissons prend habituellement la forme d'une régression linéaire, soit :

$$L_{est} = \alpha + \beta (L_{mes})$$

où

$L_{est}$  = la longueur estimée

$\alpha$  = l'ordonnée à l'origine (intercepte)

$\beta$  = la pente

$L_{mes}$  = la longueur mesurée

### Utilités des équations

Les équations de conversion sont avant tout utilisées pour uniformiser des jeux de données pour lesquels plus d'un type de mesure de la longueur aurait été utilisé (ICNAF, 1966; Pahlke, 1989; Gaygusuz et coll., 2006; Francis, 2006; Onsoy et coll., 2016; Hansen et coll., 2018). Ces équations sont aussi utiles lorsqu'on souhaite utiliser des longueurs qui proviennent de récoltes sportives ou commerciales lors desquelles certains poissons peuvent avoir été mutilés (p. ex : retrait de la tête ou de la queue) pour ensuite les comparer à des données scientifiques basées sur la longueur du corps entier de l'espèce (p. ex. : esturgeon

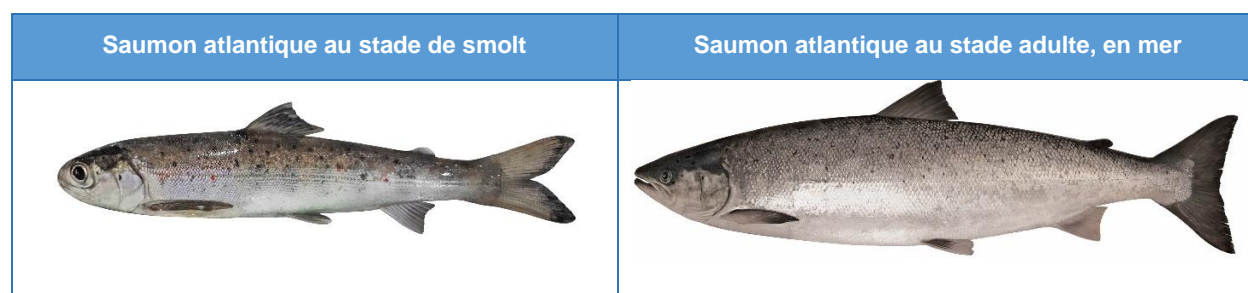
noir au Québec). Ces équations sont également nécessaires lorsque les études scientifiques utilisent un type de longueur chez une espèce, alors qu'une autre mesure est utilisée sur le plan réglementaire. Enfin, puisque la longueur des poissons peut être influencée par différentes méthodes de préservation (p. ex. : congélation, immersion dans l'éthanol et le formaldéhyde), les équations de conversion sont indispensables pour comparer les spécimens mesurés frais à ceux mesurés après avoir été conservés (Berbel-Filho et coll., 2013; Martinez et coll., 2013; Solota et coll., 2019).

## Limites intrinsèques aux équations de conversion

Bien que très utiles, les équations de conversion ont tout de même certaines limites dont il faut tenir compte. D'abord, sur le plan analytique, on remarque que, même si les coefficients de corrélation entre les longueurs sont généralement très élevés, ils sont rarement de 1 (c.-à-d.100 %) et introduisent ainsi systématiquement un biais sur l'estimation. Même s'il semble petit, ce biais peut entraîner des conséquences non négligeables sur les analyses réalisées et, ultimement, les décisions de gestion qui s'en suivent (Pol et coll., 2011; Hansen et coll., 2020). Dans un exemple chez le sébaste aurora (*Sebastes aurora*) pour lequel un coefficient de corrélation élevé de 99,1 % est rapporté entre la LT et la LS, une LT prédite à partir de la LS sera tout de même accompagnée d'une erreur type de près de 5 mm (Echeverria et Lenarz, 1984). Cet exemple, parmi d'autres rapportés par Echeverria et Lenarz (1984), illustre bien qu'une équation de conversion ne remplacera jamais la précision atteinte par la mesure directe d'un spécimen qui est de l'ordre de  $\pm 1$  millimètre. Bien que l'erreur puisse parfois paraître faible, elle a néanmoins le potentiel de biaiser le résultat des analyses statistiques si cette dernière est systématique (Pol et coll., 2011). De plus, si 10 spécimens de la même espèce mesureraient tous 400 mm pour la LT, une variation naturelle pour la LF serait observée puisque chaque poisson est unique. Par conséquent, Les LF vont différer quelque peu malgré des LT identiques (voir la figure 7). Par opposition, le recours à une équation de conversion procurerait une seule et même valeur de LF pour tous ces spécimens dont la LT est identique. Une équation produit une valeur unique prédite selon un type de longueur donnée.

Outre les enjeux analytiques, il faut aussi considérer que les équations de conversion ne sont pas universelles chez une même espèce, puisque différents facteurs peuvent influencer la relation entre les longueurs. De fait, la relation peut se modifier selon la taille des poissons et l'ontogénie, les jeunes stades ayant souvent une morphologie différente de celle des adultes (p. ex. : Francis, 2006), comme c'est le cas chez le saumon atlantique (Figure 12).

Il est alors nécessaire de développer une série d'équations de conversion adaptée pour les tailles ou stades de vie pertinents. L'utilisation d'une équation de conversion doit d'ailleurs toujours être appliquée à la gamme de taille pour laquelle elle a été développée (Echeverria et Lenarz, 1984; Francis, 2006).



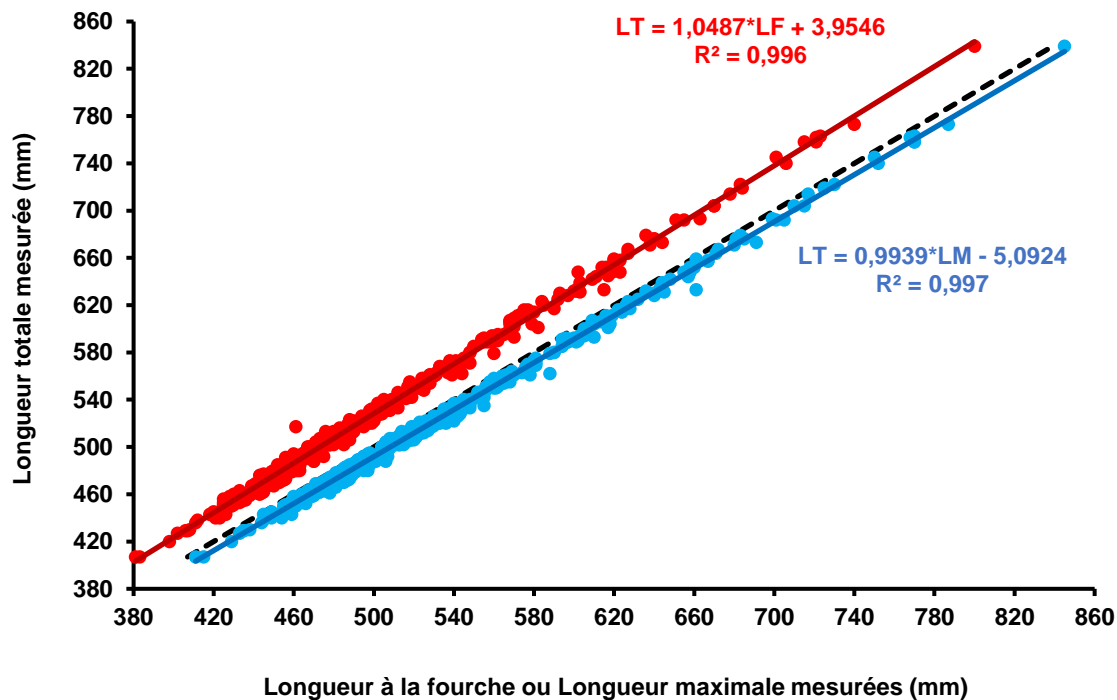
**Figure 12.** Saumon atlantique aux stades de vie de smolt et d'adulte en mer. La morphologie, incluant la profondeur de la fourche de la nageoire caudale, est passablement différente selon le stade de vie.

Lors de l'élaboration d'une équation de conversion, il faut également tenir compte de la possibilité de la présence de dimorphisme sexuel au sein de l'espèce étudiée, lequel peut influencer les équations de conversion entre les mâles et les femelles (Pahlke, 1989; Francis, 2006; Hossain et coll., 2006). Il est donc avisé de vérifier si une telle différence existe avant d'appliquer une équation de conversion générale à l'ensemble d'un groupe sans égard au sexe.

Enfin, il peut exister des différences morphologiques au sein même des populations ou entre celles-ci, lesquelles influencent à leur tour la relation entre les longueurs (Gaygusuz et coll., 2006). On peut prendre en exemple le touladi, pour lequel de nombreux écotypes existent et cohabitent parfois à l'intérieur d'un même plan d'eau (Bernatchez et coll., 2016; Baillie et coll., 2016; Muir et coll., 2016; Chavarie et coll., 2020). Alors que les différences physiques peuvent être évidentes, il peut exister des différences qui sont difficilement décelables lors d'un simple examen visuel. Par exemple, Hansen et coll. (2020) ont démontré que les équations de conversion pouvaient varier dans le temps comme dans l'espace chez le touladi, et ce, pour un même plan d'eau. C'est pourquoi les équations de conversion doivent autant que possible être adaptées à la population et au contexte spécifique de l'étude lorsque les mesures réelles pour le type de longueur désiré ne sont pas disponibles.

## Démonstration statistique du biais lié aux équations de conversion

Cette démonstration statistique vise à évaluer le biais induit par l'utilisation des équations de conversion lors de l'estimation d'une longueur à partir d'une autre. Pour ce faire, le jeu de données des bars rayés capturés en 2017 décrit à la page 10 sera à nouveau utilisé. Dans un premier temps, des équations de conversion ont été établies pour estimer la LT à partir de la LF et de la LM (Tableau 11; Figure 13). Chez le bar rayé au Canada, rappelons que la LT est utilisée sur le plan réglementaire alors que la LF et la LM sont utilisées sur le plan scientifique, d'où l'utilité de ces équations. On remarque que la relation entre la LF et la LM par rapport à la LT est très élevée ( $R^2 \geq 0,996$ ), mais demeure imparfaite comme l'indique l'erreur type sur les prédictions ( $SE(y) > 0,20$ ) ou encore la répartition des valeurs de LF et de LM par rapport aux mesures de LT (Tableau 11, Figures 13 et 14).

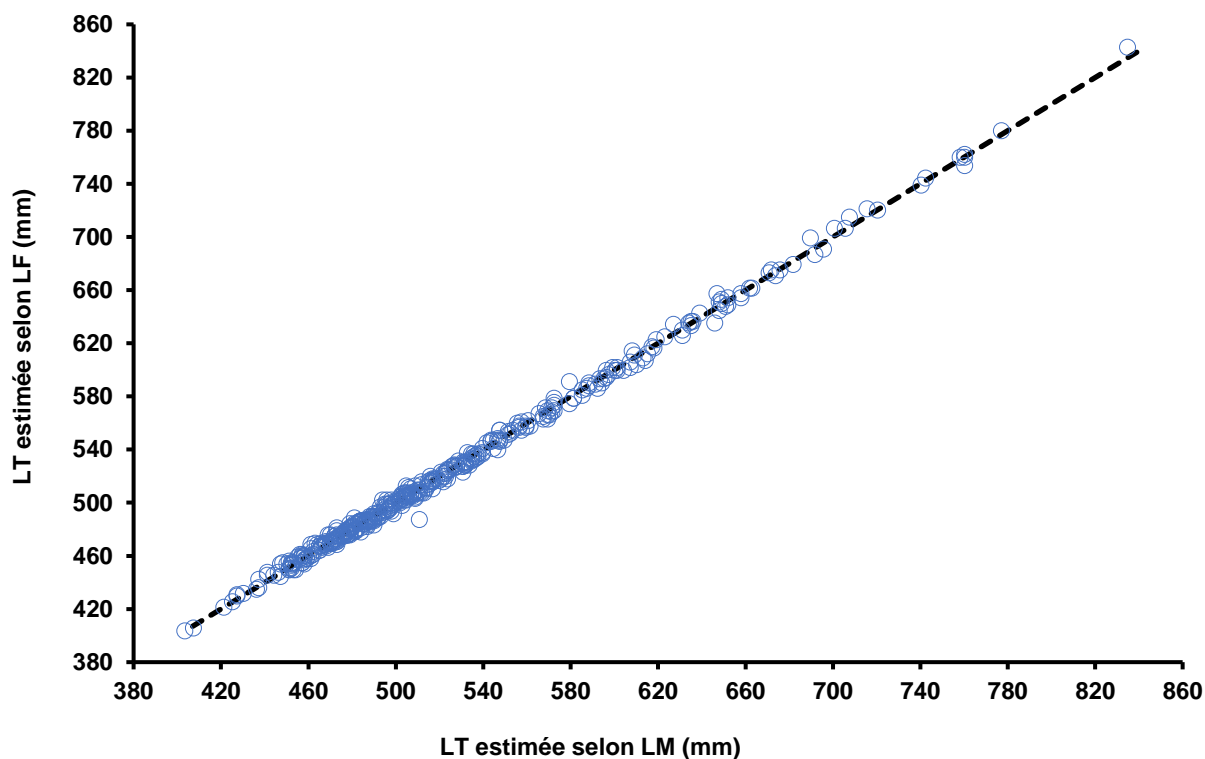


**Figure 13.** Relation entre la longueur totale (LT) et la longueur à la fourche (LF) ou la longueur totale maximale (LM) pour les 413 bars pour lesquels les trois mesures de la longueur ont été prises. Le trait noir hachuré représente la LT mesurée par rapport à elle-même à titre de référence.

**Tableau 11** : Résultats des régressions linéaires pour convertir des longueurs mesurées ( $L_{mes}$ ) de LM et LF en LT estimées ( $LT_{est}$ ) chez le bar rayé au Québec

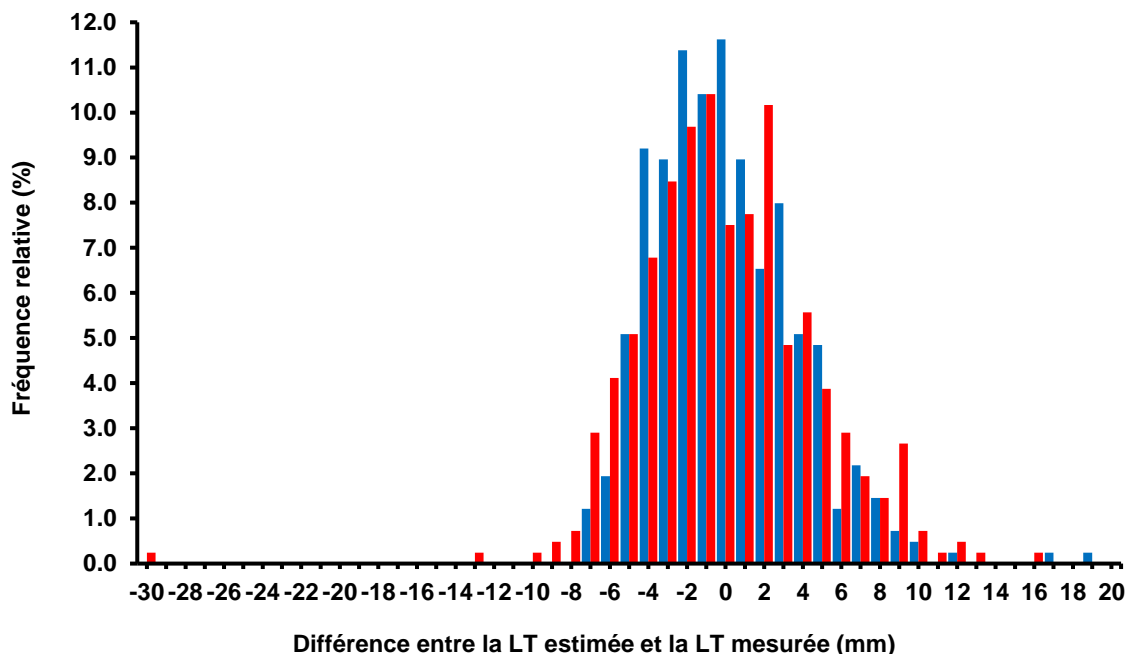
Espèce	Localité	Conversion	N	R <sup>2</sup>	$L_{mes}$ (mm)		$LT_{est} = \alpha + \beta (L_{mes})$		
					Min.	Max.	$\alpha$	$\beta$	SE(y)
Bar rayé	Gaspésie/Bas-Saint-Laurent	LM vers LT	413	0,997	411	845	-5,09	0,99	0,20
Bar rayé	Gaspésie/Bas-Saint-Laurent	LF vers LT	413	0,996	381	800	3,95	1,05	0,30

L'examen de la distribution de fréquence relative des différences des valeurs estimées de LT par rapport aux LT mesurées permet d'apprécier l'erreur introduite par la conversion (Figure 15). On constate que l'étendue des différences est relativement importante, allant de -7 à + 19 mm pour la conversion à partir de la LM et variant de -30 à + 16 mm pour la conversion à partir de la LF. Dans les deux cas, la moyenne des écarts est centrée sur 0, les écarts-types ayant des valeurs de 4 et 5 mm, respectivement. On constate également que 31 % des conversions de la LM et 26 % des conversions de la LF se retrouvent dans une étendue de précision de  $\pm 1$  mm par rapport à la valeur de LT mesurée. Ces pourcentages passent à 50 et 46 % pour une étendue de  $\pm 2$  mm, respectivement. Ainsi, environ 1 bar rayé sur 2 aurait une différence de 3 mm ou plus par rapport à la LT réellement mesurée, que l'estimation ait été produite à partir de la LM ou de la LF.



**Figure 14.** Relation entre la longueur totale (LT) estimée selon la longueur à la fourche (LF) et celle estimée selon la longueur maximale (LM) pour les bars rayés échantillonnés en 2017 ( $n = 413$ ). Le trait hachuré sert de référence en illustrant la LT mesurée par rapport à elle-même pour ces mêmes individus.

Bien que la variation associée à la conversion semble légèrement plus faible lorsqu'on utilise la LM plutôt que la LF, un test non paramétrique de comparaison des données de Wilcoxon révèle que la différence globale générée par l'une ou l'autre des équations n'est pas soutenue statistiquement ( $V = 0,07$ ,  $p = 0,75$ ). Ainsi, on peut considérer qu'il n'y a pas un biais plus important associé à l'utilisation de la LF au lieu de la LM pour estimer la LT, mais que le fait de recourir à une équation de conversion introduira un « bruit » dans les valeurs prédites, comme on peut le voir à la figure 15 ci-dessous.



**Figure 15.** Distribution de fréquence relative des différences observées entre la LT estimée à partir de la LF (en rouge) ou de la LM (en bleu) et la LT mesurée sur l'échantillon de bars rayés de 2017 ( $n = 413$ )

Cet exercice montre que les équations de conversion peuvent être valables lorsqu'il est nécessaire d'harmoniser un jeu de données, mais qu'il demeure préférable de mesurer directement les poissons avec le type de longueur désiré dans les analyses statistiques. Rappelons que, chez le bar rayé, une mesure prise sur le terrain avec une règle millimétrique est accompagnée d'une erreur de  $\pm 1$  mm, ce qui est plus faible comme imprécision que celle générée par la conversion d'une longueur en une autre, laquelle s'étendait de  $-30$  mm à  $+19$  mm dans notre exemple.

## Constats et recommandations

**Rappel de l'objectif 3** : Énoncer des recommandations afin de standardiser davantage les pratiques touchant la prise de la longueur chez les poissons, son archivage et son utilisation au sein du gouvernement du Québec

La littérature scientifique et les démonstrations analytiques présentées précédemment permettent de faire plusieurs constats concernant la mesure de la longueur des poissons. À partir de ces derniers, certaines recommandations se dégagent visant l'amélioration de certaines pratiques, en ce qui a trait autant à la prise de données, à leur archivage qu'à la présentation de résultats touchant à ce paramètre.

### Constats

- Il existe une **grande diversité de méthodes** permettant de décrire la longueur du corps chez les poissons. Aucune méthode n'offre un avantage décisif par rapport à une autre qui justifierait son adoption comme unique mesure pour toutes les espèces et pour tous les contextes. De ce fait, plusieurs types de mesure seront toujours utilisés de façon concomitante et il faut donc composer avec cette réalité méthodologique;
- Il n'existe **pas de standard de nomenclature** ni de définitions universelles qui décrivent les méthodes de mesures. De plus, il arrive que plusieurs mesures qui sont différentes portent un nom identique ou très similaire. Cela entraîne une confusion à toutes les étapes de l'utilisation de la donnée de longueur en question. Il s'agit là d'une autre réalité avec laquelle nous devons composer;
- Même lorsque la différence de la mesure entre deux méthodes est faible, ces dernières **ne sont jamais équivalentes**. Elles produisent d'ailleurs des différences qui peuvent être décelables d'un point de vue statistique, ce qui peut avoir un **impact réel sur l'interprétation et la prise de décision**;
- **Interchanger** les types de longueur, d'une partie ou de l'ensemble du jeu de données, apporte un bruit de fond indésirable dans les analyses faisant intervenir ce paramètre, ce qui **peut biaiser l'interprétation biologique** qui en découle et affecter les décisions de gestion qui s'appuient sur ces données et analyses;
- **Les conversions** d'une mesure à une autre **génèrent un bruit de fond** qui peut être évité en choisissant la mesure de la longueur la plus optimale dès la planification du projet. Comme il a été mentionné dans ce document, il est nettement préférable de travailler avec des mesures réelles plutôt que des mesures estimées à partir d'équations de conversion;
- Une description insuffisante du type de longueur mesurée entraîne une **perte d'information** qui peut être permanente et nuit à toutes comparaisons futures entre études sur la même espèce. Il est fondamental de fournir une définition claire et détaillée du type de longueur mesurée, en incluant la précision qui lui est associée.

## Recommandations

- À la lumière des constats précédents, il apparaît plus que **souhaitable de standardiser** de façon systématique les types de mesure choisis lors d'inventaires scientifiques pour une espèce, en particulier au sein d'une même institution comme le gouvernement du Québec, afin de s'assurer que les données colligées sont comparables d'un point de vue analytique;
- Avant de choisir un type de mesure pour décrire la longueur du poisson, il faut s'assurer de **comprendre son contexte d'utilisation**, et ce, autant sur le plan scientifique que sur le plan réglementaire. À ce titre, le **Erreur ! Source du renvoi introuvable.** résume les principaux enjeux et présente également des recommandations spécifiques visant à éclairer ce choix;
- Pour les travaux menés spécifiquement au sein du gouvernement du Québec, concernant autant les espèces de poissons d'eau douce que celles anadromes, il est recommandé d'utiliser les types de longueurs telles qu'elles sont nommées et décrites au tableau 2 et aux figures 3 et 4. Afin d'éviter toute confusion, ces **définitions devraient être rapportées** dans les protocoles, dans la description des champs des bases de données, dans les rapports et dans les articles scientifiques. Pour le saumon atlantique, la LF doit impérativement être utilisée;
- Comme les appellations « longueur totale » et « longueur totale maximale » font intervenir les termes « longueur » et « totale », il est recommandé de réserver le terme « longueur totale » et l'abréviation « LT » pour la mesure de la longueur totale avec les lobes caudaux en position naturelle et le terme « **longueur maximale** » et l'abréviation « **LM** » pour la mesure de la longueur totale (maximale) avec les lobes caudaux en position comprimée. Le recours à l'abréviation LM a l'avantage de représenter un acronyme à deux lettres, tout comme pour la LS, la LF et la LT – la seule exception est la LTflex pour les esturgeons que nous recommandons;
- Pour la majorité des contextes rencontrés dans les travaux scientifiques du gouvernement du Québec, la mesure au millimètre près ( $\pm 1$  mm) est recommandée. Pour les définitions réglementaires, ces mesures sont parfois transformées au centimètre près ( $\pm 1$  cm). Afin d'éviter toute confusion, les **unités de mesure et leur précision doivent toujours être rapportées**, du protocole à la publication des résultats. On devrait par exemple toujours éviter de présenter un graphique ayant comme seul titre d'axe le nom « longueur » sans que celui-ci soit défini – et accompagné de l'unité de mesure (mm, cm ou autre);
- Lorsque des jeux de données présentant plusieurs types de mesure doivent être harmonisés, ou lorsque les mesures scientifiques et réglementaires sont différentes, il est nécessaire de développer des **équations de conversion propres au contexte d'étude**. Il est alors primordial que les paramètres et les limites de ces équations soient clairement définis et compris par l'utilisateur avant de les appliquer;
- Au Québec, des équations de conversion doivent être développées et utilisées pour **convertir les mesures de longueur prises sur le plan scientifique en mesures instaurées sur le plan réglementaire** (p. ex. LM vers LT), à l'exception du saumon atlantique pour lequel la LF est utilisée en tout temps;
- Considérant la complexité que représente le fait de travailler avec des longueurs réglementaires et scientifiques distinctes, il est recommandé d'explorer la possibilité d'harmoniser ces longueurs, comme c'est le cas pour le saumon atlantique et pour la majorité des espèces de poissons dans les juridictions hors Québec.

**Tableau 12** : Enjeux et recommandations spécifiques concernant la mesure de la longueur du poisson

Enjeux	Recommandations spécifiques
Diversité de mesures / choix de mesure selon l'espèce	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Tenir compte des contraintes morphologiques des espèces pour choisir la mesure la plus appropriée (p. ex : queue semi-rigide non comprimable chez les esturgeons, queue isocerque chez l'anguille d'Amérique);</li> <li>• Tenir compte du stade de vie ou de la gamme de taille des poissons mesurés (p. ex : changements ontogéniques);</li> <li>• Déterminer quelle longueur est le plus fréquemment rapportée dans la littérature scientifique pour l'espèce ciblée et laquelle est utilisée pour les valeurs de référence clés (p. ex : croissance, indice de condition);</li> <li>• Vérifier s'il existe un consensus ou une convention nationale ou internationale (p. ex : longueur à la fourche chez les salmonidés pour tous les pays affiliés à l'OPANO et au CIEM, dont le Canada).</li> </ul>
Réduire l'erreur et les incertitudes lors de la prise de données, de l'archivage et de la publication	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Toujours <b>définir le type de mesure de la longueur</b> et les repères anatomiques dans les protocoles, les métadonnées des bases de données, ainsi que dans les publications qui en découlent;</li> <li>• <b>Indiquer l'unité et la précision des mesures</b> (p. ex : au millimètre près, au centimètre inférieur);</li> <li>• Si plusieurs types de longueur ont été mesurés lors d'un inventaire, les saisir dans des champs distincts;</li> <li>• Les métadonnées de la base de données doivent être disponibles et consultées avant toute analyse;</li> <li>• Éviter les noms génériques comme « longueur »;</li> <li>• <b>S'assurer de former adéquatement les manipulateurs</b> qui mesurent les poissons, même si la méthode semble simple.</li> </ul>
Analyses de jeux de données avec différents types de longueur	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Nécessité de recourir à des équations de conversion ou d'en produire pour uniformiser les données;</li> <li>• Ne jamais regrouper des données de différents types de longueur sans conversion, car les inférences statistiques s'en trouveront très vraisemblablement biaisées;</li> <li>• Indiquer dans les métadonnées des bases de données que des longueurs ont été converties, et à partir de quelle équation. Idéalement, laisser les données telles qu'elles ont été mesurées (p. ex. : données saisies dans IFA). Pour toute manipulation, les extraire et les convertir en dehors de la base de données.</li> </ul>
Longueurs scientifiques et réglementaires différentes	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Nécessité de recourir à des équations de conversion pour conserver la valeur scientifique de la recommandation réglementaire.</li> </ul>
Recours à des équations de conversion	<ul style="list-style-type: none"> <li>• S'assurer d'<b>utiliser une équation adaptée à la situation</b>;</li> <li>• Tenir compte des changements morphologiques selon la taille chez l'espèce visée, du dimorphisme sexuel, de la présence d'écotypes et des différences entre les populations;</li> <li>• Toujours s'en tenir à la gamme de taille pour laquelle l'équation a été développée;</li> <li>• <b>Vérifier la fiabilité et la robustesse de l'équation, évaluer l'erreur sur la prédiction</b>;</li> <li>• <b>Toujours indiquer qu'il s'agit de données de longueur estimées</b> le cas échéant et non de données mesurées, s'assurer impérativement que l'information est claire dans la base de données.</li> </ul>

## Conclusion : quelle mesure de longueur choisir?

Il n'existe pas de type de mesure de la longueur du poisson qui soit idéal pour toutes les espèces étudiées et pour toutes les situations, que ce soit au Québec, en Amérique du Nord ou à l'international. Ainsi, pour s'assurer de la qualité des données récoltées et des analyses subséquentes, la standardisation des procédures s'avère indispensable. Pour ce faire, les biologistes et techniciens de la faune aquatique se doivent d'identifier les contraintes concernant les différents types de mesure de la longueur et d'exercer leur jugement pour déterminer la méthode la plus pertinente pour l'espèce visée et le contexte d'étude. Dans certaines situations, la sélection de plus d'une mesure peut s'avérer la meilleure option, en particulier pour faire le pont avec différents protocoles de recherche ou la réglementation. Une définition claire et précise du type de longueur choisi, incluant les repères anatomiques, les unités de mesure et la précision requise, se révèle être fondamentale sur le plan de la rigueur pour l'obtention de données fiables et la réalisation d'analyses robustes. La mise en pratique de ces recommandations qui sont somme toute simples permettra d'optimiser les efforts investis dans la gestion et la conservation des poissons du Québec, car le paramètre de la longueur est au cœur de nombreuses considérations afin de mieux comprendre leur écologie.

## Références bibliographiques

- BADTS, V. et J. BERTRAND. 2012. Guide de la mensuration des espèces en halieutique, poissons, mollusques, crustacés, reptiles marins, mammifères marins. <https://archimer.ifremer.fr/doc/00001/6237/7655.pdf>
- BATY, F., C. RITZ, S. CHARLES, M. BRUTSCHE, J.-P. FLANDROIS et M.-L. DELIGNETTE-MULLER. 2015. A Toolbox for Nonlinear Regression in R: The Package nlstools. *Journal of Statistical Software* 66: 1–21.
- BERBEL-FILHO, W. M., U. P. JACOBINA et P. A. MARTINEZ. 2013. Preservation effects in geometric morphometric approaches: freezing and alcohol in a freshwater fish. *Ichthyological Research* 60: 268–271.
- BERNATCHEZ, S., M. LAPORTE, C. PERRIER, P. SIROIS et L. BERNATCHEZ. 2016. Investigating genomic and phenotypic parallelism between piscivorous and planktivorous lake trout (*Salvelinus namaycush*) ecotypes by means of RADseq and morphometrics analyses. *Molecular Ecology* 25: 4773–4792.
- BERTRAND J., L. GIL DE SOLA, C. PAPACONSTANTINO et G. RELINI. 1994. Campagne internationale de chalutage démersal en Méditerranée (MEDITS). Campagne 1994. Rapport final, manuel des protocoles et base de données. Rapport de contrat CEE-IFREMER-IEO-SIBM-NCMR (MED/93/020, 018, 006, 004), 172 p., 27 P: + annexes.
- BONAR, S. A., W. A. HUBERT et D. W. WILLIS. 2009. Standard methods for sampling North American freshwater fish. American Fisheries Society, Bethesda, Maryland, American Fisheries Society.
- CARLANDER, K. D. et L. L. SMITH. 1945. Some factors to consider in the choice between standard, fork or total lengths in fishery investigations. *Copeia* 1: 7–12.
- CARPENTIERI, P., A. BONANNO et G. SCARCELLA. 2020. Technical guidelines for scientific surveys in the Mediterranean and the Black Sea. Procedures and sampling for demersal (bottom and beam) trawl surveys and pelagic acoustic surveys. FAO Fisheries and Aquaculture Technical Paper, no 641.
- CHAVARIE, L., J. HOFFMANN, A. M. MUIR, C. C. KRUEGER, C. R. BRONTE, K. L. HOWLAND et H. K. SWANSON. 2020. Dietary versus nondietary fatty acid profiles of lake trout ecotypes from Lake Superior and Great Bear Lake: Are fish really what they eat? *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 77:1209–1220.
- COUSIDO-ROCHA, M., S. CERVIÑO, A. ALONSO-FERNÁNDEZ, J. GIL, I. GONZÁLEZ-HERRAIZ, M. MARÍA RINCÓN, F. RAMOS, C. RODRÍGUEZ-CABELLO, P. SAMPEDO, Y. VILA et M. GRAZIA PENNINO. 2022. Applying length-based assessment methods to fishery resources in the Bay of Biscay and Iberian Coast ecoregion: stock status and parameter sensitivity. *Fisheries Research* 248: 106197.
- ECHEVERRIA, T. et W. H. LENARZ. 1984. Conversions between total, fork, and standard lengths in 35 species of *Sebastes* from California. *Fishery Bulletin* 82: 249–251.
- ENVIRONNEMENT CANADA. 2012. Guide technique pour l'étude de suivi des effets sur l'environnement des mines de métaux. 612 p. [https://www.ec.gc.ca/eseee-em/AEC7C481-D66F-4B9B-BA08-A5DC960CDE5E/COM-1434---Tec-Guide-for-Metal-Mining-Env-Effects-Monitoring\\_Fr\\_02.pdf](https://www.ec.gc.ca/eseee-em/AEC7C481-D66F-4B9B-BA08-A5DC960CDE5E/COM-1434---Tec-Guide-for-Metal-Mining-Env-Effects-Monitoring_Fr_02.pdf)
- MPO. 2004. 5.0 Mensuration et pesée des poissons à nageoires. Ministère des Pêches et des Océans du Canada : modèle de formation pour utilisateurs d'animaux. 9 p.

- FRANCIS, M. P. 2006. Morphometric minefields – towards a measurement standard for chondrichthyan fishes. *Environmental Biology of Fishes* 77: 407–421.
- GAYGUSUZ, Ö., C. GÜRSOY, M. ÖZULUĞ, A. SERHAN TARKAN, H. ACIPINAR, G. BILGE et H. FILIZ. 2006. Conversions of total, fork and standard length measurements based on 42 marine and freshwater fish species (from Turkish waters). *Turkish Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 6: 79–84.
- HADDON, M. J. 2011. *Modelling and quantitative methods in fisheries*, 2<sup>nd</sup> edition. Chapman and Hall/CRC, Boca Raton, Florida.
- HANSEN, F. T., F. BURNS, S. POST et U. H. THYGESEN. 2018. Length measurement methods of Atlantic mackerel (*Scomber scombrus*) and Atlantic horse mackerel (*Trachurus trachurus*) – current practice, conversion keys and recommendations. *Fisheries Research* 205: 57–64.
- HANSEN, M. J., L. CHAVARIE, A. M. MUIR, K. L. HOWLAND et C. C. KRUEGER. 2020. Variation in fork-to-total length relationships of North American lake trout populations. *Journal of Fish and Wildlife Management* 11: 263–272.
- HOLDEN, M. J. et D. F. S. RAITT. 1974. *Manual of fisheries science part 2: methods of resource investigation and their application*. Fishery resources and environment division. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Rome. 214 p. <https://www.fao.org/3/F0752F/F0752F03.htm#ch3>
- HOSSAIN M. Y., Z. F. AHMED, P. M. LEUNDA, S. JASMINE, J. OSCOZ, R. MIRANDA et J. OHTOMI. 2006. Condition, length–weight and length–length relationships of the Asian striped catfish *Mystus vittatus* (Bloch, 1794) (Siluriformes: Bagridae) in the Mathabanga River, southwestern Bangladesh. *Journal of Applied Ichthyology* 22: 304–307.
- IPFC. 1968. Some basic requirements for stock assessment studies. Fish stock evaluation branch, fishery resources and exploitation division, Department of Fisheries, FAO, Proceedings of the Indo-Pacific Fisheries Council 13: 47–50.
- KAHN, R. G., D. E. PEARSON et E. J. DICK. 2004. Comparison of standard length, fork length, and total length for measuring west coast marine fishes. *Marine Fisheries Review* 66: 31–33.
- KELL, L. T., C. MINTO et H. D. GERRITSEN. 2022. Evaluation of the skill of length-based indicators to identify stock status and trends. *ICES Journal of Marine Science* 79: 1202–1216.
- MARTINEZ, P. A., BERBEL-FILHO, W. M. et U. P. JACOBINA. 2013. Is formalin fixation and ethanol preservation able to influence in geometric morphometric analysis? Fishes as a case study. *Zoomorphology*, 132: 87–93.
- MAY, A. W. et F. D. MCCRACKEN. 1966. Fish length measurement and proposals for uniformity. International commission for the Northwest Atlantic fisheries. Res. Doc. 66-64. Serial No. 1672. 13 p.
- MEDITS working group. 2012. MEDITS. International bottom trawl survey in the Mediterranean. Instruction manual. Version 6. MEDITS-Handbook. Revision n. 6, April 2012, MEDITS working group. <https://archimer.ifremer.fr/doc/00117/22783/>
- MINISTÈRE DES FORÊTS, DE LA FAUNE ET DES PARCS. 2016. Plan de gestion du saumon atlantique 2016-2026, ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs, Direction générale de l'expertise sur la faune et ses habitats, Direction de la faune aquatique, Québec, 40 p.
- MUIR, A. M., M. J. HANSEN, C. R. BRONTE et C. C. KRUEGER. 2016. If Arctic charr *Salvelinus alpinus* is the most diverse vertebrate, what is the lake charr *Salvelinus namaycush*? *Fish and Fisheries* 17: 1194–1207.

- OGLE, D. H., T. O. BRENDEN et J. L. MCCORMICK. Growth estimation : growth models and statistical inference. Pages 265–359 dans M. C. Quist et D. A. Isermann, éditeurs. Age and growth of fishes : Principles and techniques. American Fisheries Society, Bethesda, Maryland.
- OGLE, D. H., J. C. DOLL, P. WHEELER et A. DINNO. 2022. FSA: Fisheries Stock Analysis. R package version 0.9.3. <https://github.com/fishR-Core-Team/FSA>
- OLSEN, J., A. GULLAND et B. B. PARRISH. 1966. International commission for the Northwest Atlantic fisheries. Report of Joint ICES/ICNAF sampling meeting, Rome, October 1965. ICNAF Res. Doc. 66–13.
- ÖNSOY, B., A. S. TARKAN, H. FÎLIZ et G. BILGE. 2011. Determination of the best length measurement of fish. North-Western Journal of Zoology 7: 178–180.
- PAGE, K. S., G. C. GRANT, P. RADOMSKI, T. S. JONES et R. E. BRUESEWITZ. 2004. Fish total length measurement error from recreational anglers: causes and contribution to noncompliance for the Mille Lacs walleye fishery. North American Journal of Fisheries Management 24: 939–951.
- PAHLKE, K. 1989. Length conversion equations for Sockeye, Chinook, Chum, and Coho Salmon in Southeast Alaska. Fishery Research Bulletin no. 89–02. 25 p.
- POL, M. V., M. J. SZYMANSKI, D. M. CHOSID et D. SALERNO. 2011. Fork length–total length conversions for haddock and pollock. North American Journal of Fisheries Management 31: 427–430.
- QUINN, M. C., et R. B. DERISO. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, Oxford, UK.
- RIBEY, S. C., K. R. MUNKITTRICK, M. E. MCMASTER, S. COURTENAY, C. LANGLOIS, S. MUNGER et G. WHITLEY. 2002. Development of a monitoring design for examining effects in wild fish associated with discharges from metal mines. Water Quality Research Journal 37: 229–249.
- R CORE TEAM (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- RICKER, W. E. et D. MERRIMAN. 1945. On the methods of measuring fish. Copeia 4: 184–191.
- SANDSTROM, S., M. RAWSON et N. LESTER. 2013. Manual of instructions for broad-scale fish community monitoring using North American (NA1) and Ontario Small Mesh (ON2) Gillnets. Ontario Ministry of Natural Resources. Peterborough, Ontario. Version 2013.2 35 p. + appendices.
- SERVICE DE LA FAUNE AQUATIQUE. 2011. Guide de normalisation des méthodes d’inventaire ichtyologique en eaux intérieures, Tome I, Acquisition de données, ministère des Ressources naturelles et de la Faune, Québec, 137 p.
- SOLOTA, V. A., C. A. CRAIG, P. J. PFAFF, J. D. MAIKOETTER, N. H. MARTIN et T. H. BONNER. 2019. Effect of preservation on fish morphology over time: Implications for morphological studies. PLoS ONE 14: e0213915.
- ZALE, A. V., D. L. PARRISH et T. M. SUTTON. 2012. Fisheries techniques. 3<sup>rd</sup> edition. American Fisheries Society. Bethesda, Maryland, USA.

**Environnement,  
Lutte contre  
les changements  
climatiques,  
Faune et Parcs**

**Québec** 