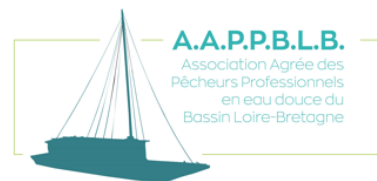




STATION MARINE
DINARD



Suivi et estimation du flux d'échappement des anguilles argentées de la Loire fluviale de 2002 à 2020.

**Focale sur les saisons 2017-18, 2018-19 et 2019-20 et
retour d'expériences sur le repeuplement**

RAPPORT TECHNIQUE

Décembre 2021

Bastien Bourillon, Mathieu Bodin, Anthony Acou, Laure-
Sarah Virag, Thomas Trancart, Catherine Boisneau, Éric
Feunteun



Citation :

Bourillon, B., Bodin, M., Acou, A., Virag, L-S., Trancart, T., Boisneau C. & Feunteun, E. (2021). Suivi et estimation du flux d'échappement des anguilles argentées de la Loire fluviale de 2017 à 2019 et retour d'expériences sur le repeuplement. Rapport du Muséum National d'Histoire Naturelle (MNHN) de la Station Marine de Dinard.

Les auteurs :

Bastien Bourillon : assistant d'étude scientifique, Muséum National d'Histoire Naturelle, laboratoire BOREA, Centre de Recherche et d'Enseignement sur les Systèmes Côtiers, station de biologie marine de Dinard.

Mathieu Bodin : Association agréée des pêcheurs professionnels en eau douce du bassin Loire-Bretagne (AAPPBLB).

Anthony Acou : docteur, Office Français pour la Biodiversité, UMS OFB-CNRS-MNHN PatriNat, Centre de Recherche et d'Enseignement sur les Systèmes Côtiers, station de biologie marine de Dinard.

Laure-Sarah Virag : ingénieur d'étude, Muséum National d'Histoire Naturelle, laboratoire BOREA, Centre de Recherche et d'Enseignement sur les Systèmes Côtiers, station de biologie marine de Dinard.

Thomas Trancart : docteur, Muséum National d'Histoire Naturelle, laboratoire BOREA, Centre de Recherche et d'Enseignement sur les Systèmes Côtiers, station de biologie marine de Dinard.

Catherine Boisneau : docteure, UMR 7324 CItés, TERitoires, Environnement et Sociétés, Université de Tours.

Éric Feunteun : professeur, Muséum National d'Histoire Naturelle, laboratoire BOREA, Centre de Recherche et d'Enseignement sur les Systèmes Côtiers, station de biologie marine de Dinard.

Avant-propos

Cette étude est portée par le Muséum National d'Histoire Naturelle (Laboratoire BOREA & UMS OFB-CNRS-MNHN PatriNat, Centre de Recherche et d'Enseignement sur les Systèmes Côtiers, station de biologie marine de Dinard), représenté par Feunteun Éric et Anthony Acou, et est exécuté par l'Association Agréée des Pêcheurs Professionnels en eau douce du Bassin Loire-Bretagne (AAPPBLB), représenté par Bodin Mathieu, avec la collaboration de Catherine Boisneau de l'Université de Tours. Ce rapport s'inscrit dans le cadre de l'appel à projet migrateur de la DREAL Centre-Val de Loire et répond aux termes de l'article 9 de l'arrêté SEEF – pêche 2019 n°24 (DDT Maine-et-Loire) et de l'arrêté n°2017/SEE-Biodiversité/2331 (DDTM Loire-Atlantique) concernant le rapportage des opérations réalisées. L'étude est cofinancée par l'Agence de l'Eau Loire Bretagne (9 avenue Buffon - CS 36339 45063 Orléans cedex 2 ; numéro de dossier 170100401) et les Fonds Européens de Développement Régional (FEDER ; numéro de dossier EX001553). Ce rapport présente les résultats de trois années de suivi du flux d'anguilles argentées sur la Loire fluviale (2017-18, 2018-19 et 2019-20) en comparaison avec ceux obtenus lors des suivis précédents (saisons de dévalaison 2001-02 à 2004-05 , 2008-09 et 2012-13 ; Acou et al. (2015). Nous remercions les différentes instances régionales, nationales et européennes ayant financé cette étude (AELB, FEDER) et délivré les autorisations réglementaires de prélèvement et de marquage des anguilles, notamment l'Office Français pour la Biodiversité (OFB), la DDTM Loire-Atlantique (Direction départementale des territoires et de la mer) et la DDT Maine-et-Loire (Direction Départementale des Territoires). Nous souhaitons remercier chaleureusement l'ensemble des pêcheurs professionnels d'anguilles argentées de la Loire pour leur collaboration et implication. Nous tenons à remercier les différents opérateurs exécutifs (autres que les auteurs de ce rapport) pour leur aide précieuse sur le terrain, leur disponibilité et leurs expertises en laboratoire, notamment Christophe Boinet (MNHN), Valentin Danet (MNHN), Antoine Dervaux (MNHN), Morgane Druet (MNHN), Marie-Caroline Husset (MNHN), Jézabel Lamoureux (MNHN), Alice Lemonnier (AAPPBLB), Antoine Proust (AAPPBLB), Emma Robin (MNHN). Nous apprécions l'aide ponctuelle précieuse des nombreux étudiants pour les manipulations en laboratoire, comme R. Gadais, Y. Grugerolles, H. Hamel, L. Huot, L. Le Goff, A. Le Noan, J. Magne, M. Radureau et K. Sarraj. Enfin, nous remercions vivement Aurélie Cazoulat qui a coordonné et administré les fonds de cette étude.

Table des matières

<i>Avant-propos</i>	2
<i>Table des matières</i>	3
1. Introduction	6
2. Matériels et méthodes	13
Bilan des captures et caractérisation des anguilles en dévalaison	13
2.1.1. Localisation des pêcheries	13
2.1.2. Technique de pêche	16
2.1.3. Acquisition des données des pêcheries	17
2.1.4. Suivis biométriques, du sex ratio et sanitaire des anguilles en dévalaison	18
Flux d'échappement en période réglementaire de pêche	19
2.1.5. Capture-Marquage-Recapture	19
2.1.6. Sous-échantillonnage du flux d'anguilles pour la CMR	20
2.1.7. Marquage	22
2.1.8. Recapture	26
2.1.9. Estimation du flux d'échappement en période réglementaire	27
2.1.10. Lien entre le flux d'échappement et l'indice d'abondance ?	28
2.1.11. L'importance de la relève hebdomadaire (RH) le week-end ?	29
Intensité du flux d'échappement en période post-fermeture	35
2.1.12. Pêches scientifiques	35
2.1.13. Estimation de l'intensité du flux en période non réglementaire	38
Suivi du repeuplement au stade argenté	39
2.1.14. Estimation de l'âge, taux de croissance et marques de fluorescence	40
2.1.15. Tentative d'estimation de la contribution du repeuplement à l'abondance d'anguilles argentées ...	44
2.1.16. Evolution du taux de recapture post-repeuplement	46
3. Résultats	46

Bilan des captures et caractérisation des anguilles en dévalaison entre 2017-18 et 2017-20 ...	46
3.1.1. Effort de pêche.....	47
3.1.2. Bilan des captures	47
3.1.3. Suivis biométriques, du sex ratio et sanitaire des anguilles en dévalaison	48
3.1.4. Indice d'abondance.....	49
Flux d'échappement en période réglementaire de pêche	51
3.1.5. Biométrie des anguilles marquées	51
3.1.6. Taux de recapture	55
3.1.7. Flux d'échappement	57
3.1.8. Taux d'exploitation des pêcheries	59
3.1.9. Lien entre le flux d'échappement et l'indice d'abondance ?	61
3.1.10. L'importance de la relève hebdomadaire le week-end ?	63
Intensité du flux d'échappement en période post-fermeture.....	73
3.1.11. Profil hydrologique.....	73
3.1.12. Composition des captures	75
3.1.13. Captures en anguilles argentées.....	77
3.1.14. Autres captures.....	80
3.1.15. Estimation de l'intensité de migration de l'anguille européenne	83
Suivi du repeuplement au stade argenté	87
3.1.16. Biométrie des anguilles échantillonnées	87
3.1.17. Âge et taux de croissance	91
3.1.18. Cohortes cibles et marques de fluorescence.....	93
3.1.19. Taux de recapture	96
3.1.20. Tentative d'estimation de la contribution du repeuplement à l'abondance d'anguilles argentées	101
3.1.21. Évolution du taux de recapture post-repeuplement	102
3.1.1. Repeuplement et traits d'histoire de vie ?	104
4. Conclusions :	105
Suivi à long terme de la dévalaison.	106

4.1.1. Une baisse de 35 % de l'Indice d'Abondance (CPUE) des anguilles argentées	106
4.1.2. Une diminution de 66% de l'abondance l'abondance des anguilles argentées.	108
4.1.3. Une baisse des taux d'exploitation	108
4.1.4. Baisse de la taille des femelles et augmentation de la proportion de mâles et baisse de la fertilité individuelle.....	109
Dix pourcents des anguilles argentées migrent en dehors des périodes de pêche réglementaires.....	110
Le repeuplement en civelles contribue à 11% des mâles et 3,4% de tout le flux d'anguilles argentées durant la saison 2019-2020.....	110
Un observatoire des migrations d'anguilles unique en Europe, à pérenniser pour mieux gérer l'anguille.	111
4.1.5. Poursuivre le suivi de l'étude CMR et des IA	111
4.1.6. Intégrer le suivi de la contamination des anguilles pour agir sur la qualité de l'eau en Loire	111
4.1.7. Engager l'estimation des caractéristiques des anguilles argentées de l'estuaire et de ses affluents.	111
5. Références	112
6. Annexes 1	121
7. Annexes 2 :	132
Suivi 2017-18, 2018-19, 2019-20 de la migration des anguilles d'avalaison du bassin de la Loire dans le cadre de la contribution à la gestion de l'espèce et de ses habitats. 29 pages.....	132

1. Introduction

L'anguille européenne *Anguilla anguilla* (Linnaeus, 1758) est une espèce semelpare (une reproduction unique) à catadromie facultative présentant un cycle de vie complexe et réalisant parmi les plus grandes migrations du monde animal (Righton et al., 2016; Tesch, 2003). Le cycle de vie complexe de cette espèce explique en partie sa large répartition dans une grande variété d'habitats (eaux douces, saumâtres et salées), du Nord de l'Afrique au Nord-Est de l'Europe (Tesch, 2003). Les larves leptocéphales éclosent dans la zone de confluence Atlantique (Chang et al., 2020; Schmidt, 1923) et atteignent les côtes européennes pour coloniser les futurs habitats de croissance continentaux sous les stades de vie successifs de civelles, d'anguillettes puis d'anguilles jaunes (Cresci, 2020; Feunteun et al., 2003; Miller et al., 2015; Tesch, 2003). Après une période très variable de croissance (3 à 35 ans), les anguilles jaunes s'argentent pour s'adapter à la migration transocéanique vers la zone de reproduction (Aroua et al., 2005; Bruijs and Durif, 2009; Rousseau et al., 2009; Sudo and Tsukamoto, 2015). Le déclenchement du comportement de dévalaison (migration depuis la zone de croissance vers l'estuaire et le milieu océanique), entre août et mars principalement, est associé à des facteurs intrinsèques aux individus (quantité de lipides et taux de croissance, Larsson et al. (1990); Yokouchi et al. (2018)) mais également à divers facteurs environnementaux. La migration de dévalaison intervient en général lors des nuits de faible luminosité et dans des conditions de basse pression atmosphérique propices aux inondations, accompagnées d'une baisse des températures, d'une augmentation du débit et de la turbidité de l'eau (Bruijs and Durif, 2009; Teichert et al., 2020; Trancart et al., 2018).

Depuis les années 1980, le recrutement en juvéniles d'anguilles (stade civelle) a drastiquement diminué pour atteindre aujourd'hui entre 1 et 10 % du niveau historique (période 19670-1980) depuis le début des années 2000 (ICES, 2020). Aujourd'hui, l'anguille européenne est classée comme espèce en danger critique d'extinction selon l'Union Internationale pour la Conservation de la Nature (UICN) et est listée dans la plupart des conventions internationales de conservation de la nature (Bonn, OSPAR et les protocoles de Barcelone) (Jacoby et al., 2015; Pike et al., 2020).

Les causes du déclin de la population d'anguille européenne sont multiples, multi-échelles et supposées synergiques, impliquant les effets globaux du changement climatique actuel, les fluctuations des régimes des courants océaniques et de la productivité océaniques, la dégradation du continuum écologique (fragmentation), la perte d'habitats favorables, les prélèvements domestiques et commerciaux, l'introduction de nouvelles maladies et parasites (comme le parasite hématophage de la vessie gazeuse *Anguillicola crassus*) ainsi que l'augmentation des contaminants et la dégradation générale de la qualité de l'eau (Arevalo et al., 2020; Belpaire et al., 2016; Bonhommeau et al., 2008; Bruslé, 1994, 1991; Dekker, 2003; Drouineau et al., 2018; Geeraerts and Belpaire, 2009; Jacoby et al., 2015; Kettle et al., 2008, 2011; Kirk, 2003; Knights, 2003; Lassalle and Rochard, 2009; Miller et al., 2016; Richards et al., 2020; Robinet and Feunteun, 2002; Trancart et al., 2020).

Pour faire face à ce déclin, la commission européenne a dressé en 2007 une série de recommandations, sous la forme du règlement R(CE) 1100/2007, afin de réduire les principaux facteurs de mortalité de l'anguille et d'assurer « un taux d'échappement vers la mer d'au moins 40 % de la biomasse pristine d'anguilles ». Ce règlement a ensuite été décliné à l'échelle de l'ensemble des pays membres de l'Union Européenne.

En France, le règlement européen a pris la forme d'un « Plan National de gestion de l'Anguille » (PNA) décliné au sein de neuf sous-régions de gestion (UGA : Unité de Gestion Anguille). Ce plan de gestion a identifié quatre objectifs principaux : (i) les mesures pour diminuer et encadrer la mortalité par pêche (professionnelle et récréative) sur tous les stades, (ii) les mesures pour diminuer et encadrer la mortalité liée à d'autres considérations que la pêche (continuité écologique, pollutions, habitats, etc.), (iii) la mise en place de dispositifs pour déterminer l'échappement au sein de sites index et (iv) les mesures de reconstitution telles que le repeuplement (Feunteun and Prouzet, 2020; MEEDM, 2018).

En France, la capture commerciale est globalement contingentée par des licences spécifiques délivrées par stade de vie (civelles, jaunes et argentées) et par des restrictions temporelles (saison de pêche) et spatiales (uniquement au sein des unités de gestion anguilles). Par exemple, la capture d'anguilles argentées en Loire (UGA Loire, côtiers vendéens et Sèvre niortaise) est autorisée entre le 1^{er} octobre de l'année *N* et le 15 février de l'année *N+1*. À partir de 2008, la mise en application des « relèves hebdomadaires » (RH), relatives à l'interdiction des captures d'anguilles argentées par les pêcheries à partir du samedi (18h00) au lundi (6h00) de chaque semaine, a par exemple permis la diminution de 28 % des efforts hebdomadaires de pêche à l'anguille argentée en Loire fluviale. Des actions ponctuelles de repeuplement en civelles ont également démarré à partir de 2011 dans la Loire dans le but de soutenir les abondances d'anguilles dans ce bassin.

L'évaluation de l'efficacité de ces mesures de gestion nécessite la mise en place de suivis afin d'estimer le flux d'anguilles argentées subadultes quittant les bassins versants pour réaliser la migration de reproduction (« flux d'échappement »). L'estimation de tels flux est nécessaire pour déterminer la capacité d'un bassin versant

à produire un stock de futurs reproducteurs essentiel à la pérennité de l'espèce. De plus, ces estimations permettent de mieux relativiser les pressions anthropiques (notamment les prélèvements commerciaux) sur les sous-populations d'anguilles en France.

De par sa taille (> 110 000 km², 20 % du territoire français métropolitain), sa position privilégiée par rapport au courant marin *gulf stream* et à l'arrivée de juvéniles sur les côtes, ainsi qu'à sa pêche fluviale au guideau unique en Europe, le bassin versant de la Loire est un site d'intérêt pour l'étude des flux d'échappement en anguilles argentées. Dans le passé, la pêche en place a permis la mise au point de l'indice d'abondance IA (Université de Tours ; Boisneau, 2020) ainsi que de plusieurs estimations du flux d'anguilles dévalantes par capture-marquage-recapture (CMR) sur six saisons, détaillées par Boury et Feunteun, 2005 (saisons 2001-02, 2002-03, 2003-04, 2004-05), Acou et al., 2010 (saison 2008-09) puis Acou et al., 2015 (saison 2012-13). Une analyse complète de l'ensemble de ces six saisons de migration (Acou et al., 2015) a montré une chute de moitié des effectifs dévalant en 2003, passant de 350 000 – 380 000 anguilles entre 2001 et 2003 à 130 000 – 160 000 individus entre 2004 et 2013. En outre, ces suivis du flux de dévalaison ont permis i) une meilleure caractérisation des anguilles en dévalaison, tant sur leurs paramètres biométriques (taille, poids) que sanitaires (prévalence et abondance en nématode parasite hématophage *A. crassus*) et ii) de confirmer le déclin de la sous-population d'anguilles argentées sur la Loire, l'un des plus grands fleuves dans l'Europe de l'Ouest.

Le premier volet de la présente étude étudiera de la caractérisation des captures d'anguilles argentées à partir des données issues des pêcheries (capture, CPUE, biométrie et prévalence du parasite *Anguillicola crassus*).

Le **second volet de cette étude fournira les estimations de flux en anguilles argentées par CMR pour les trois saisons légales de pêches 2017-18, 2018-19 et 2019-20**. Les nouvelles estimations seront comparées à celles disponibles sur la Loire avant la saison 2012-2013 (Acou et al., 2015) et permettront d'estimer le taux d'exploitation du réseau de pêcheries en place en Loire fluviale. Dans ce deuxième volet, le lien entre l'estimateur d'abondance par CMR et l'indice d'abondance IA sera analysé et nous déterminerons l'importance relative des relèves hebdomadaires (RH, pêche du week-end) pour ces deux indices.

Des observations de pêcheurs professionnels indiquent qu'il existe un échappement non quantifié en anguilles argentées avant (mâles dévalant plus précocement que les femelles) et après (lors des crues printanières) la saison réglementaire, c'est-à-dire entre le 16 février et le 30 septembre. De ce fait, l'estimation de l'échappement réalisée lors de la période réglementaire de pêche sous-estimerait probablement le flux réel et annuel en anguilles d'avalaison. Pour améliorer l'estimation, il a été mis en place entre le 16 février 2019 et le 30 septembre 2019 une pêcherie de « capture post-fermeture » (CPF), dont l'objectif est de quantifier par simple capture et remise à l'eau, un flux tardif ou précoce de dévalaison en anguilles argentées ainsi que la composition du peuplement ichtyologique en place. **Le troisième volet de ce rapport est de présenter les résultats de ce suivi post-fermeture et d'estimer la part relative du flux sortant en anguilles argentées lors de la période de pêche non réglementaire par rapport à la période réglementaire pour l'année 2019.**

Enfin, le bassin versant de la Loire a fait l'objet de sept opérations de repeuplement entre 2011 et 2014, avec 9 632 000 civelles déversées en Loire fluviale, 876 000 dans la Creuse et 4 088 000 dans l'Erdre plus en aval de l'UGA. Une partie des civelles

repeuplées (environ 30 %, soit 2 782 400 pour la Loire fluviale) a été marquée à l'aide du fluorochrome ARS (Alizarine Red S). Ce fluorochrome se fixe sur certaines structures calcifiées des individus marqués telles que les otolithes, permettant un suivi à long terme des individus repeuplés. À partir de l'année 2017, les individus survivants et issues de ces opérations de repeuplement devraient être âgés entre trois et sept ans. Or, selon Feunteun et al., (2000), une femelle resterait en moyenne une dizaine d'années dans le bassin versant de la Loire avant d'initier sa migration de dévalaison. De ce fait, les plus jeunes femelles et les jeunes mâles issus du repeuplement pourraient avoir terminés leurs phases de croissance continentale et initier leur dévalaison au stade argenté au cours de la saison de dévalaison 2017-18.

Ainsi, l'objectif du **quatrième volet est d'échantillonner des anguilles argentées sur la Loire, en parallèle des opérations de CMR, afin de déterminer la part des individus provenant du repeuplement** et de mieux comprendre l'évolution du taux de recapture entre les différents suivis du repeuplement réalisés sur la Loire et l'Erdre. Quelques traits de vie seront également comparés entre les individus marqués issus du repeuplement et les autres individus non marqués pour observer ou non un effet du marquage sur la qualité de la phase de croissance des anguilles.

Les différents volets de cette étude s'inscrivent dans le cadre de la mise en œuvre du plan de gestion anguilles de l'UGA Loire et sont les suivants (**Tableau 1**):

- **Volet 1** : bilan des pêcheries au guideau pour les saisons de pêche 2017-18, 2018-19 et 2019-20 et caractérisation biométrique et sanitaire du flux (basés sur les suivis interannuels de l'AAPPBLB).
- **Volet 2** :

- Estimation du flux d'échappement en anguilles argentées en Loire fluviale pour les saisons 2017-18, 2018-19 et 2019-20 (du 1^{er} octobre au 15 février de chaque année), à partir de la méthode de capture marquage recapture (CMR).
 - Estimation du taux d'exploitation du réseau de pêcheries professionnelles.
 - Détermination du lien entre les estimations d'abondances par CMR et l'indice d'abondance IA.
 - Détermination de l'importance des relèves hebdomadaires (RH) dans l'estimateur d'abondance par CMR et l'indice d'abondance IA.
- **Volet 3 :**
- Estimation de l'intensité de migration des anguilles argentées en période non réglementaire de pêche (16 fév. – 30 sept) pour la saison 2018-19.
- **Volet 4 :**
- Recherche d'anguilles issues des opérations de repeuplement en Loire
 - Tentative d'estimation de la contribution relative du repeuplement lors des saisons 2017-18, 2018-19 et 2019-20
 - Comparaison des taux de recapture lors des suivis post-repeuplement (SPR) à 6 mois, 12 mois, 36 mois et à l'argenture.

Le calendrier des opérations réalisées est présenté ci-dessous.

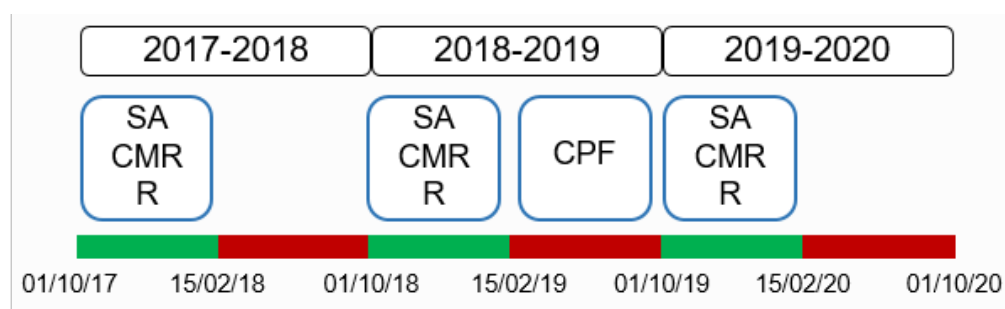


Figure 1 | Calendrier des grandes phases exécutives sur le terrain de l'étude. La période réglementaire de pêche professionnelle pour l'anguille au stade argenté (du 1^{er} octobre année *N* au 15 février année *N* + 1) est représentée en vert et la période d'interdiction de pêche (non réglementaire) en rouge. Phases exécutives : **SA** (suivi interannuel AAPPBLB – volet 1 de l'étude), **CMR** (opération de capture-marquage-recapture pour l'estimation de l'abondance – volet 2 de l'étude), **CPF** (Capture Post-Fermeture pour l'analyse de l'intensité du flux d'échappement en période d'interdiction de pêche – volet 3 de l'étude), **R** (échantillonnage pour la recherche d'individus issus du repeuplement, volet 4 de l'étude).

2. Matériels et méthodes

L'ensemble des analyses de données et de la représentation graphique développées dans ce rapport a été réalisé conjointement à l'aide du logiciel Office Excel (v. 2016) et RStudio (v. 4.0.2, 64-bit, R Core Team, 2020).

Bilan des captures et caractérisation des anguilles en dévalaison

2.1.1. Localisation des pêcheries

Avec plus de 117 000 km², le bassin versant de la Loire représente 20 % du territoire français métropolitain et constitue l'un des plus grands bassins hydrographiques de l'Europe de l'ouest. Le bassin versant est traversé par le fleuve Loire, long de 1012 km, depuis sa source (Mont-Gerbier-de-Jonc) jusqu'à un large estuaire situé à Saint-Nazaire. La zone d'étude utilisée depuis les premières estimations d'abondance par CMR en 2001 est localisée sur la Loire fluviale et s'étend principalement sur une section d'environ 100 km entre Les Ponts-de-Cé (départ. Maine-et-Loire) en amont et Ancenis en aval (départ. Loire-Atlantique) qui marque la limite de la marée dynamique (**Figure 2 | a**) Localisation de la zone d'étude dans le bassin versant de la Loire. L'encadré noir désigne une zone de concentration de pêcheries à l'anguille argentée (agrandissement en figure b), deux pêcheries se trouvent en dehors de cette zone (sites A en amont de Tours et F sur la Mayenne). **b**) La zone principale de pêche est localisée sur la Loire entre Ancenis et l'Est des Ponts-de-Cé, de 115 à 220 km de l'estuaire, respectivement. Les engins de pêche affichés ont participé à l'effort de pêche pendant au moins une saison parmi les neuf réalisées sur la Loire fluviale. SR : site de relâche uniquement. La mesure du débit est réalisée en continue sur la station M530001010 à Montjean-sur-Loire.). Cette portion de la Loire est caractérisée par la présence d'un réseau unique en Europe de pêcheries professionnelles qui intercepte

les anguilles argentées en migration de dévalaison produites de la partie amont de la Loire fluviale mais également de ses différents affluents (Allier, Cher, Indre, Vienne et la Maine). La pêcherie la plus en aval est située à environ 115-120 km de l'estuaire. Le bassin versant en amont des pêcheries représente de ce fait environ 88,4 % du bassin versant de la Loire. Le nombre d'engins impliqués dans l'expérience de marquage-recapture variait entre 5 (en 2017-18) et 12 (en 2001-02) (**Tableau 1**). L'identifiant des engins de pêches est arbitraire (de A à P, depuis l'amont vers l'aval) et ne désigne pas le nom officiel des lots de pêches afin de conserver l'anonymat des pêcheries. Les débits mesurés dans la zone de pêcherie (station hydrométrique M530001010 de Montjean-sur-Loire) indiquent un module moyen calculé entre 1863 et 2019 de $841 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$. La période d'étiage se situe entre juillet ($356 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$) et septembre ($262 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$), avec un débit minimal enregistré à $100 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$. Les derniers étiages les plus sévères ont été enregistrés en 1949 et 2003 (Moatar and Dupont, 2016). Les crues entre septembre et août affichent un débit journalier moyen maximal de $2710 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$, pour une valeur maximale enregistrée de $6310 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$ en 1982 (DREAL Pays-de-Loire, 2020). Les températures moyennes passent de $4,1^\circ\text{C}$ en hiver à $25,5^\circ\text{C}$ en été (Moatar and Dupont, 2016).

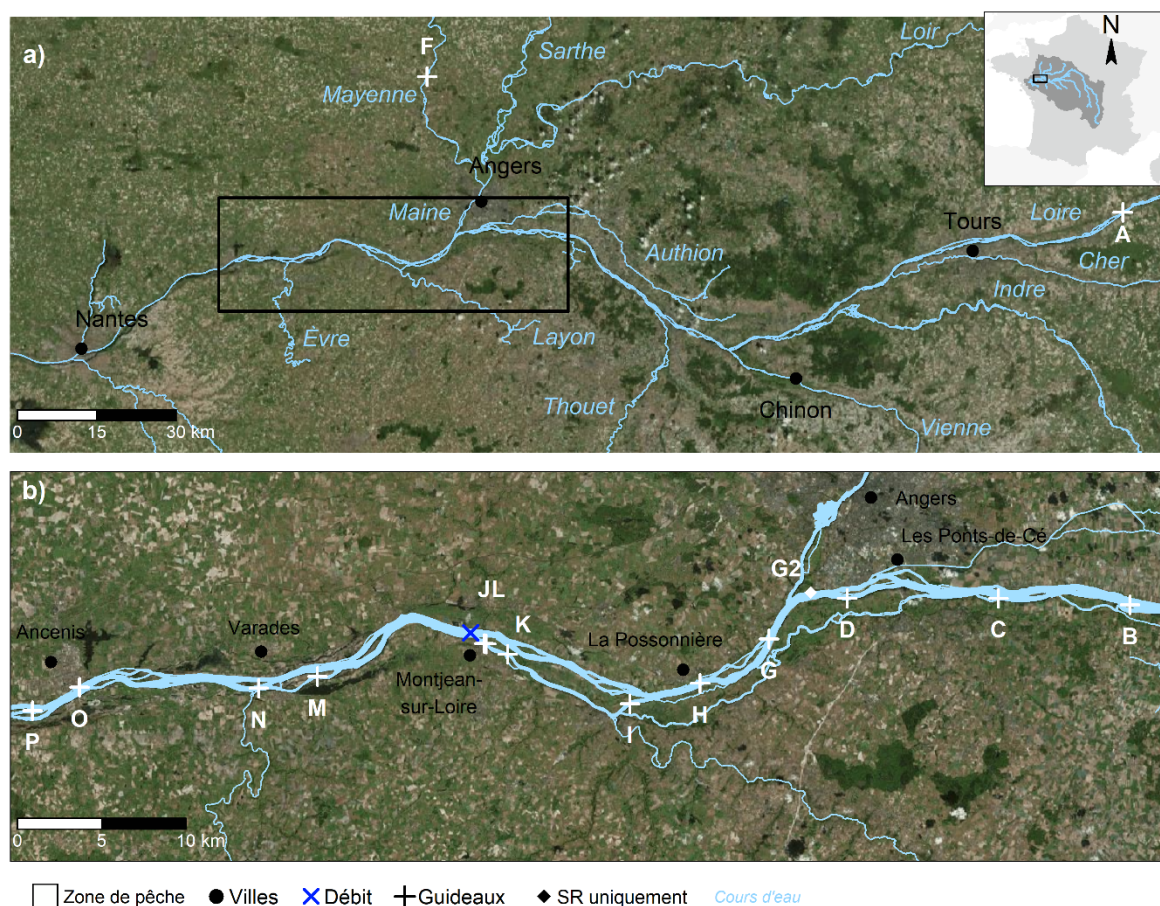


Figure 2 | a) Localisation de la zone d'étude dans le bassin versant de la Loire. L'encadré noir désigne une zone de concentration de pêcheries à l'anguille argentée (agrandissement en figure b), deux pêcheries se trouvent en dehors de cette zone (sites A en amont de Tours et F sur la Mayenne). **b)** La zone principale de pêche est localisée sur la Loire entre Ancenis et l'Est des Ponts-de-Cé, de 115 à 220 km de l'estuaire, respectivement. Les engins de pêche affichés ont participé à l'effort de pêche pendant au moins une saison parmi les neuf réalisées sur la Loire fluviale. SR : site de relâche uniquement. La mesure du débit est réalisée en continue sur la station M530001010 à Montjean-sur-Loire.

Tableau 1 | Bilan des pêcheries pour les neuf saisons de dévalaison suivies.

Saisons	N_g	N_{gmax}	Opérationnalité	N_{nuit}	C_{saison}	P_{saison}	CPUE	CPUE
			μ				μ	min-max
2001-02	12	12	39,1 (38)	608	48 642	48 642	84 (196)	0 - 1360
2002-03	10	10	28,4 (35)	365	40 450	40 450	82 (103)	0 - 379
2003-04	9	9	31,5 (32,8)	361	43 956	43 956	90 (151)	0 - 730
2004-05	8	7	28,9 (23,2)	294	19 097	19 097	42 (103)	0 - 673

2008-09	8	7	20,6 (21,7)	214	17 345	13 072	60 (92)	0 - 579
2012-13	8	7	36,8 (29)	382	27 060	21 175	44 (77)	0 - 403
2017-18	5	4	39,9 (32,1)	251	9946	8035	29 (58)	0 - 293
2018-19	7	6	39,4 (30,4)	327	11 946	8040	23 (44)	0 - 240
2019-20	7	7	29,1 (30,9)	262	10 118	7190	29 (63)	0 - 467
R ²	68,4	62,1	0	33,1	77,1	-	78,8	-
P	0,004	0,007	0,754	0,06	0,001	-	0,001	-

Ng: nombre de pêcheries opérationnelles ; Ng_{max}: nombre maximum de guideaux en pêche ; N_{nuit} : nombre cumulé de nuits de pêches pour l'ensemble des pêcheries ; Opérationnalité : nombre moyen quotidien ($\mu \pm$ écart type, en %) de guideaux opérationnels divisé par le nombre total de guideaux disponibles ; C_{saison} : nombre d'anguilles argentées capturées par l'ensemble des pêcheries ; P_{saison} : nombre d'anguilles prélevées et consommées (une partie des anguilles ont été remises à l'eau lors des relèves hebdomadaires à partir de l'année 2008) ; CPUE : Capture Par Unité d'Effort, exprimé en nombre d'anguilles capturées par nuit et par guideau (μ : la moyenne $\pm$ écart-type : min-max : nombre minimal et maximal). L'évolution des variables caractérisant l'effort de pêche (de Ng à la moyenne de CPUE) au cours des 9 saisons d'avalaison est testée grâce à des tests de corrélations linéaires de Pearson (en gras : P < 0,05).

2.1.2. Technique de pêche

La technique de pêche employée dans cette étude est unique en Europe et s'appuie sur l'utilisation d'un filet similaire à un chalut appelé guideau (ou « dideau »). Le bateau (ou « toue ») est solidement amarré aux berges et au fond par des câbles et soutient par un treuil le guideau, maintenu immobile au milieu de la colonne d'eau face au courant (**Figure 3**; CSP, 2003). L'entrée du guideau est large de 9 à 10 mètres et haut de 2 à 5 mètres maximum et reste ouvert grâce à deux poteaux métalliques horizontaux pour recueillir les anguilles en dévalaison passant dans la colonne d'eau. Le maillage du guideau décroît progressivement depuis l'ouverture (120 mm) jusqu'à

l'autre extrémité (10 mm) qui est prolongée par une poche amovible accueillant les anguilles piégées. L'ensemble du guideau mesure entre 22 et 25 mètres de long.

Durant la période légale de pêche (1^{er} oct. – 15 fév.), le guideau a été essentiellement déployé la nuit, notamment en période de crues, de Nouvelles Lunes et/ou de fortes nébulosités et d'épisodes dépressionnaires, durant lesquelles le flux d'anguilles est plus important (Acou et al., 2009; Trancart et al., 2013). Les pêcheurs ont régulièrement relevé leurs guideaux durant les nuits de pêche afin de retirer les débris organiques (feuilles, branches, arbres entiers) et les déchets plastiques qui viennent encombrer le filet. Selon Acou et al., (2015), la capacité de capture d'un même guideau est uniquement conditionnée par la proportion d'eau filtrée par le guideau (c.à.d. le débit), dans la mesure où les caractéristiques techniques du guideau restent inchangées dans le temps.



Figure 3 | a) Illustration du principe de capture par un guideau (CSP, 2003). **b c, d)** Opération de relève sur un guideau. **e)** Poche amovible à l'extrémité du guideau lors du nettoyage après une relève.

2.1.3. Acquisition des données des pêcheries

Les pêcheurs ont renseigné dans un carnet de pêche le nombre d'anguilles argentées capturées par nuit de pêche, qui s'étend depuis la mise à l'eau du guideau le soir jusqu'au lendemain matin lors de la relève (les jours sans captures sont distingués des jours sans pêche). Ces données permettent ensuite de calculer les captures par unité d'effort (CPUE) à l'échelle d'une saison de dévalaison et de l'ensemble des pêcheries,

qui désignent l'ensemble des captures quotidiennes pondérées par le nombre de guideaux en pêche, et s'expriment en nombre d'anguilles capturées par nuit et pour un guideau.

Dans le cadre du règlement européen sur l'anguille, la **mise en application en 2008 des relèves hebdomadaires** (RH, c.à.d. l'interdiction de pêche en fin de semaine, du samedi 18H au lundi 6H) **a provoqué une diminution de 28 % l'effort global de pêche**. Cette mesure de gestion présente de ce fait un risque de sous-estimation du flux d'anguilles en migration vers le milieu océanique calculé sur la période réglementaire. Pour limiter ce biais, des pêches dites scientifiques ont été mises en place lors de ces jours de week-end. Ces pêches consistent à capturer des anguilles argentées migrantes fin d'estimer des CPUE le week-end avec cependant une remise à l'eau obligatoire et immédiate des individus capturés. Les données CPUE couvrent ainsi complètement la période de 138 jours du 1^{er} octobre de l'année *N* au 15 février de l'année *N+1* pour les saisons de migration analysées dans cette étude (2017-18 à 2019-20). L'effort de pêche en nombre de nuits cumulées sur l'ensemble des pêcheries par saison a été calculé à partir des carnets de pêches, ainsi que l'opérationnalité qui représente le nombre moyen par jour de guideaux opérationnels divisé par le nombre total de guideaux disponibles pour une saison de pêche. Les données de captures sont essentielles pour l'estimation de l'indice d'abondance IA et l'estimateur d'abondance par CMR.

2.1.4. Suivis biométriques, du sex ratio et sanitaire des anguilles en dévalaison

Les analyses biométriques, du sex ratio et le diagnostic parasitaire ont été réalisés par l'AAPPBLB selon les méthodes qui sont détaillées en annexes 1, 2 et 3 du présent

rapport. Après avoir été endormies dans un bain anesthésiant (benzocaïne, 150 mg/L), les anguilles sont mesurées à l'aide d'un réglet et pesées à l'aide d'une balance dont la précision est de 5g, les unités utilisées étant le mm pour la longueur et le g pour la masse. Lors de chaque relève du guideau, le pêcheur dénombre les anguilles capturées en différenciant les femelles (taille $\geq 460\text{mm}$) des mâles. À partir de ces données fournies par l'ensemble des pêcheurs au guideau, le rapport des sexes de la population d'anguilles d'avalaison capturées est calculé. La caractérisation du stade de développement des anguilles capturées a été déterminée à partir de la présence d'une ligne latérale, d'un contraste de couleur entre les faces ventrales et dorsales et le diamètre oculaire selon Pankhurst (voir annexes 1, 2 et 3).

Flux d'échappement en période réglementaire de pêche

2.1.5. Capture-Marquage-Recapture

Le flux d'échappement peut être défini comme la quantité totale d'anguilles argentées produite par un système hydrographique durant une période de migration. Son estimation en Loire pour les saisons réglementaires 2017-18, 2018-19 et 2019-20 a été réalisée à partir d'une technique de capture-marquage-recapture (CMR), déjà employée sur la Loire lors de six précédentes saisons réglementaires (2001-02 ; 2002-03 ; 2003-04 ; 2004-05 ; 2008-09 ; 2012-13 ; Acou et al., 2015).

Lors d'une opération de CMR, des anguilles argentées sont prélevées aléatoirement parmi un nombre inconnu d'individus, puis marquées et ensuite relâchées dans le milieu dans lequel elles auront été capturées. Les opérations de captures se poursuivent dans le temps afin de capturer de nouveaux individus ou pour recapter des individus déjà marqués. La recapture d'individus permet de calculer un

pourcentage de recapture τ_{session} à l'échelle des sessions CMR, c.à.d. le nombre d'individus recapturés de la session n de capture sur le nombre d'individus marqués et relâchés de la session $n-1$ de capture, multiplié ensuite par 100. À l'échelle des saisons, le taux de recapture τ_{saison} est calculé par la moyenne par saison des taux de recapture τ_{session} . Le taux de recapture est essentiel pour faire le lien entre une population connue d'individus marqués et la population totale existante dans le système. Dans cette étude, la CMR utilise les données de capture des guideaux (=flux d'anguilles mesuré par un engin de pêche sur des pas de temps donnés) pour estimer la quantité totale d'anguilles en dévalaison pendant la période réglementaire de 4,5 mois.

2.1.6. Sous-échantillonnage du flux d'anguilles pour la CMR

Les opérations de CMR ont été réalisées lors de périodes favorables à la dévalaison des anguilles argentées, notamment lors d'évènements hydrologiques remarquables telles que les crues. Les pics de crues ont été anticipés par la cellule de veille opérationnelle de la station marine de Dinard et l'association AAPPBLB (via le site internet *vigicrues* sur la prévention nationale des crues et le contact permanent de l'AAPPBLB avec les pêcheurs). Lors des pics de crues, des anguilles argentées ont été sous-échantillonnées aléatoirement au sein des saisons et des pêcheries opérationnelles les plus en amont en Loire fluviale (sites D à L) (tableau 2).

Lors des trois dernières saisons, six opérations de marquages ont été réalisées (majoritairement au mois de décembre) avec respectivement 275 anguilles (soit 156 kg), 427 anguilles (soit 201 kg) et 116 anguilles (soit 48,4 kg) sous-échantillonnées pour les saisons 2017-18, 2018-19 et 2019-20. Le nombre d'anguilles capturé est inférieur à l'objectif prévisionnel de capture (initialement estimé à 1000 anguilles par

saison), en raison des conditions hydrologiques rencontrées, peu favorables à la capture.

Pour les trois dernières saisons, la pêcherie du site D habituellement utilisée n'était pas opérationnelle ou présentait un nombre insuffisant de captures pour alimenter les opérations de marquages en anguilles, nécessitant une capture des individus dans une zone plus en aval (sites I, J, K et L, tableau 3). Pour la bonne démarche des opérations de recapture, les anguilles ont été transportées sur un site de relâche situé en amont des sites de captures (site H en 2017-18 et site G2 en 2018-19 et 2019-20). Le transport, le prélèvement d'anguilles et la manipulation d'anguilles argentées ont été autorisés pour cette étude par l'arrêté n °2017/SEE-Biodiversité/2331(Annexe 4). Le site de relâche en 2017-18 était situé sur le port de la commune de la Possonnière (H; **Figure 2a**), à 4,6 km du site de pêche I. Pour la seconde et la troisième saison étudiées, le site de relâche a été placé plus en amont sur la commune de Sainte-Gemmes-sur-Loire (G2, Figure 2a), à environ 13,2 km de la première pêcherie opérationnelle.

Une fois sur le site de relâche, les anguilles ont été stabulées dans de grands viviers remplis d'eau provenant de la Loire et oxygénées par des bulleurs (Figure 4). Les anguilles ont été anesthésiées (benzocaïne, 150 mg/l, 5 à 10 minutes, sous bulleurs), leurs critères d'argenture vérifiés (contraste sombre-clair entre le dos et le ventre, ligne latérale différenciée et hypertrophie oculaire, selon Acou et al., 2005) et une biométrie complète a été réalisée : taille totale (mm), poids (g), diamètres oculaires horizontaux et verticaux (mm) et longueur des nageoires pectorales (mm). Les anguilles argentées présentaient les caractéristiques d'argenture décrites par Acou et al., (2005). Le sexe des anguilles argentées a été estimé à partir des tailles en considérant 100 % de mâles

pour les individus inférieurs à 460 mm de longueur totale, et 100% de femelles au-delà de 470 mm. Ce lien taille-sexe est basé sur un échantillon de 130 anguilles argentées provenant de la Loire et d'autres sites (Acou, 2006) pour lesquelles le sexe a été déterminé par observation macroscopique des gonades selon les critères décrits par Syrski (1976) pour les mâles et Colombo et al. (1984) pour les femelles.

2.1.7. Marquage

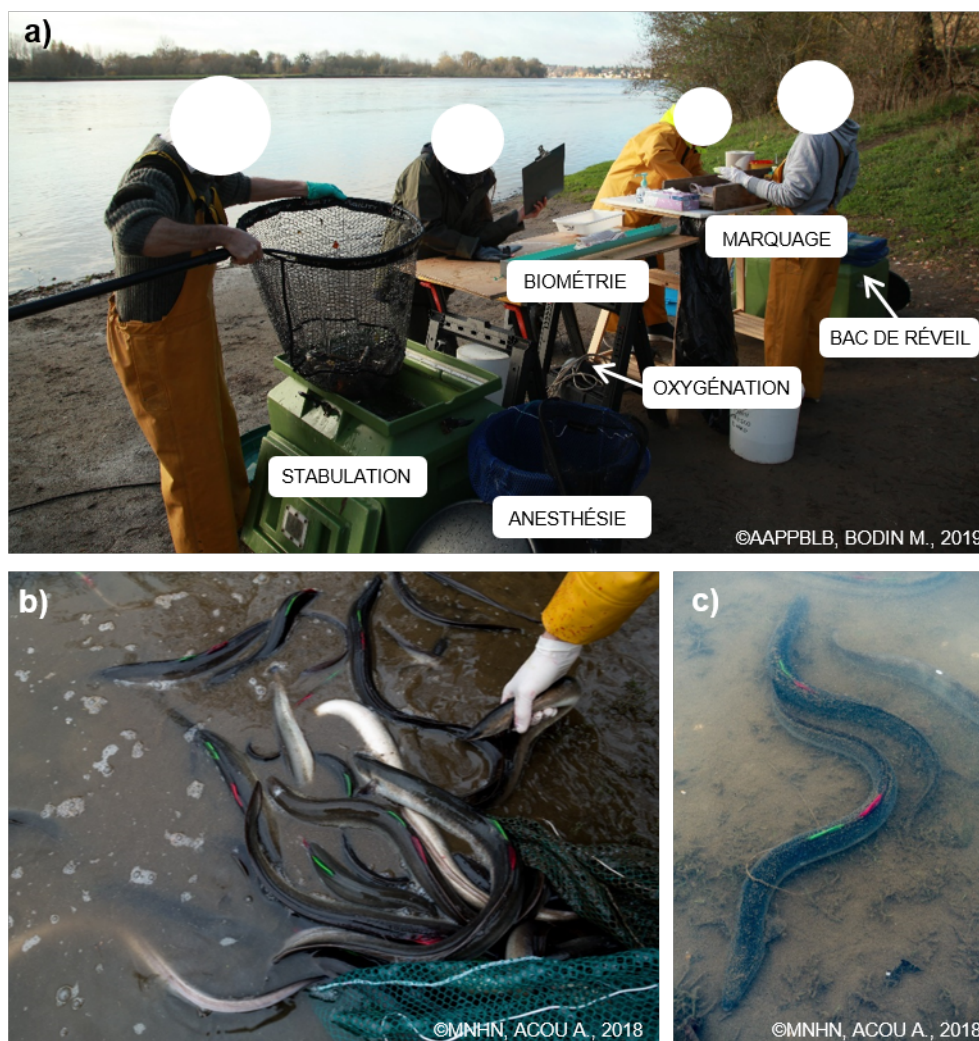


Figure 4 | a) Opération de marquage d'anguilles argentées lors de la saison 2019-20 sur le site de relâche de Sainte-Gemmes-sur-Loire par des agents du MNHN et de l'AAPPBLB. **b, c)** Relâché d'anguilles argentées après une opération de biométrie et de marquage. Les marques de couleurs à l'aplomb de la nageoire dorsale sont bien visibles par les pêcheurs lors des dix jours de recapture suivant les sessions de marquages.

Après la biométrie complète, les anguilles argentées anesthésiées ont reçu une double injection (extra-musculaire) de peintures acryliques à l'aplomb de la nageoire dorsale (**Figure 4b, c**). Des tests en bassin n'ont montré aucune perte de marque après 150 jours post-marquages (durée de la période réglementaire de pêche) et aucun effet des deux peintures utilisées sur la survie post-marquage (Bourry, 2001) sans complication de types inflammations ou nécroses. Les deux couleurs utilisées étaient le vert (Royal Talens, peinture acrylique Van Gogh, vert permanent clair 618, pigments PG7/PY74) et le rouge (Magic color, liquid acrylic colour, Process magenta, speedry, MC620, semi-transparent). La combinaison de couleurs variait selon les sessions et les saisons (Tableau 2). Cette méthode a été développée sur la Loire et a été par la suite utilisée pour estimer l'échappement d'anguilles dans la lagune de Bages-Sigean dans le sud de la France (Amilhat et al., 2008). Outre un coût relativement faible, l'utilisation d'une telle marque respecte les hypothèses des CMR, à savoir, une marque visible sans perte possible durant la durée d'étude et ne modifiant en aucun cas la mortalité des individus ou son comportement.

Une fois marqués, les individus ont été relâchés en rive droite de la Loire sur les sites H (2017-18) et G2 (2018-19 et 2019-20) après une période de 15 à 20 minutes de réveil dans un vivier oxygéné et sans anesthésiant. Les pêcheurs professionnels ont ensuite été prévenus de la tenue des opérations de marquages afin qu'ils puissent débuter la pêche de recapture.

Tableau 2 | Principaux résultats des opérations de capture-marquage-recapture (CMR) à l'échelle des sessions et des saisons en Loire fluviale.

Saisons	Sessions	Date	Marques	Sites	M _{session}	R _{session}	T _{session}	C _{saison}	M _{saison}	R _{saison}	T _{saison}	N _{Chapman}
2001-02	1	12/10/2001	V	D	141	22	15,6	48 642	1 649	251	14,5 (3,5)	318 495 (18 383,5)
	2	24/10/2001	V	D	159	20	12,6					
	3	26/10/2001	R	G	341	70	20,5					
	4	27/10/2001	VR	H	341	58	17					
	5	04/12/2001	V	D	254	36	14,2					
	6	05/12/2001	VR	H	205	24	11,7					
	7	05/12/2001	R	G	208	21	10,1					
2002-03	1	25/10/2002	RV	F	151	22	14,6	40 450	1 201	152	12,9 (6,4)	317 791 (23 877,8)
	2	28/10/2002	R	G	200	46	23					
	3	05/11/2002	VR	H	200	34	17					
	4	12/11/2002	V	D	250	20	8					
	5	13/11/2002	R	G	200	16	8					
	6	14/11/2002	VR	H	200	14	7					
2003-04	1	05/11/2003	V	D	255	33	12,9	43 956	1 071	128	12,2 (3,5)	365 285 (30 004,2)
	2	01/12/2003	R	G	300	42	14					
	3	02/12/2003	VR	H	299	21	7					
	4	04/12/2003	RV	F	217	32	14,7					
2004-05	1	06/11/2004	V	D	358	48	13,4	19 097	503	70	14,3 (1,2)	135 568 (14 781,3)
	2	07/11/2004	VR	H	145	22	15,2					

2008-09	1	29/10/2008	V	D	222	21	9,5	17 345	967	104	10,5 (6,6)	159 913 (14 621,2)
	2	30/10/2008	R	D	204	29	14,2					
	3	21/01/2009	RR	IJKL (G)	187	36	19,3					
	4	22/01/2009	R	JKL (G)	161	3	1,9					
	5	23/01/2009	RV	I (G)	193	15	7,8					
2012-13	1	23/10/2012	V	G	99	11	11,1	27 060	675	140	19,7 (6,9)	129 738 (9660,4)
	2	23/10/2012	VV	I	176	44	25					
	3	07/11/2012	R	I	200	34	17					
	4	07/12/2012	RR	D	200	51	25,5					
2017-18	1	14/12/2017	RR	IJKL (H)	135	15	11,1	9946	275	22	8,1 (4,3)	119 363 (23 300,8)
	2	21/12/2017	VV	IJKL (H)	140	7	5					
2018-19	1	06/12/2018	VV	IJKL (G2)	156	16	10,3	11 946	427	45	10,5 (1,6)	111 158 (15 288,6)
	2	26/12/2018	RR	IJKL (G2)	139	17	12,2					
	3	05/02/2019	VR	IJKL (G2)	132	12	9,1					
2019-20	1	29/11/2019	VV	IJKL (G2)	116	10	8,6	10 118	116	10	8,6	107 628 (29 557,2)

Marques : couleurs des marques de peintures réalisées sur les anguilles (V : vert, R : rouge), Sites : sites de marquage (voir figure 2), M : nombre d'anguilles argentées sous-échantillonnées pour le marquage à l'échelle des sessions et des saisons, R : nombre d'anguilles argentées marquées et recapturées par le réseau de pêche à l'échelle des sessions et des saisons (moyenne $\pm$ écart-type), C: nombre d'anguilles argentées capturées par le réseau de pêche professionnelle à l'échelle des saisons (anonymat à l'échelle des sessions); τ : taux de recapture (%) à l'échelle des sessions et moyennés à l'échelle des saisons (moyenne $\pm$ écart-type) ; N_{Chapman} : estimateur d'abondance à l'échelle des saisons (estimateur groupé de Petersen avec la correction de Chapman).

2.1.8. Recapture

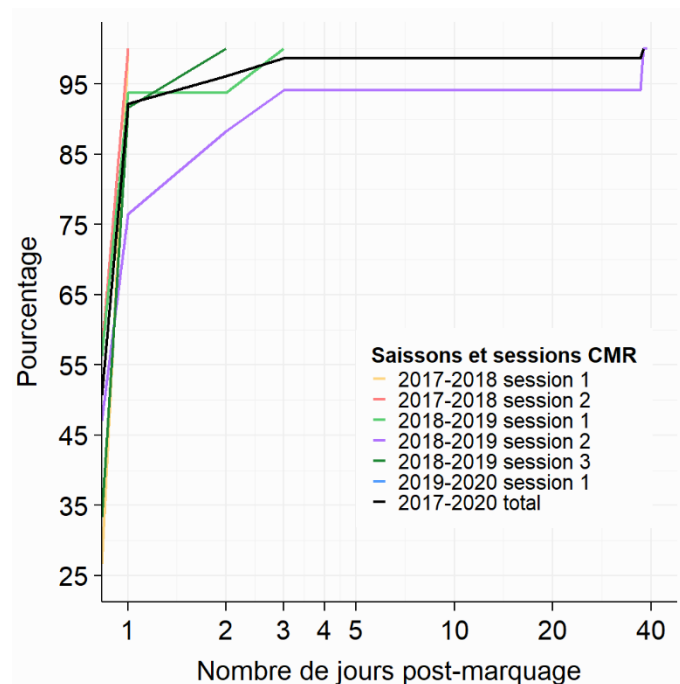


Figure 5 | Recapture cumulée (en %) en fonction du nombre de jours suivant l'opération de marquage (échelle logarithmique).

Les opérations de marquage ont immédiatement été suivies d'opérations de pêche pendant dix jours consécutifs (jours et nuits) par les guideaux situés à l'aval des sites de relâche (**Figure 5**) afin de recapturer des individus marqués. Acou et al. (2015) montrent que les dix jours de pêche post-marquage étaient suffisant pour recapturer près de 90 ± 11 % des anguilles marquées. Les anguilles marquées et recapturées ont été congelées par les pêcheurs avant d'être récupérées par le MNHN afin de valider la présence de la marque et pour étudier leurs traits d'histoires de vie. Le pourcentage de recaptures (nombre total d'anguilles recapturées / nombre total d'anguilles marquées $\times 100$) a été calculé par session de marquage et par saison de dévalaison.

2.1.9. Estimation du flux d'échappement en période réglementaire

Le flux d'échappement en anguilles argentées a été estimé à plusieurs échelles (session de marquage, saisons et entre des guideaux consécutifs) à partir de l'estimateur groupé de Pooled-Petersen, avec la correction de Chapman : $N_{\text{Chapman}} = \left[\frac{(M+1)(C+1)}{(R+1)} \right] - 1$ (équation 2.2 de Krebs (1999)), avec M le nombre d'anguilles marquées, C le nombre d'anguilles captures et R le nombre d'anguilles recapturées. Cet estimateur a été utilisé lors des précédentes saisons pour lesquelles l'estimation a été réalisée en Loire fluviale (2001-02, 2002-03, 2003-04, 2004-05, 2008-09, 2012-13, Acou et al., 2015) mais également en lagunes méditerranéennes (Amilhat et al., 2008; Charrier et al., 2012) ou encore dans le fleuve Saint-Laurent pour l'anguille américaine *Anguilla rostrata* (Caron et al., 2000). Basé sur la théorie du maximum de vraisemblance, l'estimateur N_{Chapman} utilise les taux de recapture (CMR) ainsi que les données de captures des pêcheurs regroupés en strates pour estimer la taille de la population. Les strates correspondent aux événements hydrologiques (étiage, rupture d'étiage, crues) identifiées durant la saison de pêche. Les estimateurs moyens par saison avec intervalles de confiance ($\alpha = 5\%$) ont été calculés à partir du logiciel RStudio (v. 4.0.2, 64-bit, R Core Team, 2020) avec le package BTSPAS (v. 2020.9.1). Le package BTSPAS constitue une adaptation sur R du logiciel SPAS aujourd'hui obsolète pour les explorateurs Windows actuels.

L'utilisation de l'estimateur N_{Chapman} admet certaines conditions d'applications que nous respectons : 1) une population d'anguilles argentées considérée fermée (les individus marqués ont une probabilité non-nulle d'être recapturés dans les différentes strates, cette hypothèse a été vérifiée par la suite dans les résultats), 2) l'ensemble des anguilles (marquées ou non) ont la même probabilité de capture, 3) les marques ne provoquent pas de mortalité, ne sont pas perdues durant la période de migration,

et sont facilement identifiables par les pêcheurs professionnels, et enfin 4) les anguilles relâchées sur un site se diluent suffisamment dans le flux d'anguilles dévalantes (cette hypothèse a été vérifiée par la suite dans les résultats). Les taux annuels d'exploitation de la pêcherie ont été calculés pour les trois saisons étudiées en divisant le nombre d'anguilles prélevées et consommées (c.à.d. sans les anguilles capturées le week-end) par les estimations annuelles de flux d'échappement.

Les flux d'échappement et les taux d'exploitation des trois saisons étudiées (2017-18, 2018-19 et 2019-20) seront comparés avec les six saisons CMR précédentes (2001-02, 2002-03, 2003-04, 2008-09, 2012-13).

2.1.10. Lien entre le flux d'échappement et l'indice d'abondance ?

Nous avons analysé le lien entre les deux indicateurs d'abondances disponibles sur la Loire fluviale : les estimations du flux d'échappement par CMR (N_{Chapman}) développées pour neuf saisons de dévalaison par l'AAPPBLB et le MNHN ainsi que l'indicateur d'abondance (IA) en anguilles argentées développé par l'Université de Tours et l'AAPPBLB (Boisneau, 2020) pour les saisons de pêche de 1987 à aujourd'hui.

Cet indice est une moyenne des valeurs quotidiennes « $\log_{10}(\text{CPUE}+1)$ » de quatre pêcheries sur l'ensemble de la période réglementaire de pêche. Les pêcheries associées au calcul de l'IA ont été nommées A, B, C et D pour conserver leur anonymat (ces identifiants sont différents de ceux attribués arbitrairement pour la localisation des guideaux sur la carte en **Figure 2**). Plusieurs modèles ont été utilisés afin de comprendre la relation entre N_{Chapman} et l'IA, notamment un modèle linéaire simple (test de Pearson), un GLM (modèle linéaire généralisé) suivant une distribution binomiale négative (NB) et quasipoisson afin de réduire la sur-dispersion des modèles, et enfin

un modèle additif généralisé (GAM) suivant une distribution binomiale négative. Le GAM NB intègre l'IA comme prédicteur non linéaire [code : `s(IA, bs = "tp", k = 5)`]. Dans le GAM, la sélection du paramètre de lissage optimale est réalisée par l'algorithme de maximum de vraisemblance restreint (method = « REML »).

2.1.11. L'importance de la relève hebdomadaire (RH) le week-end ?

À partir de la saison 2008-09, une mesure de conservation a été mise en place pour réduire l'impact du réseau de pêcheries sur le flux d'échappement en anguilles argentées sur la Loire. Cette mesure consiste à réduire le temps de pêche à l'échelle hebdomadaire en interdisant la pêche du samedi (18h00) au lundi (6h00) de chaque semaine. Cette interdiction concerne près de $28,3 \pm 1,0$ % du temps de pêche disponible lors d'une saison de pêche réglementaire (représentant entre 38 et 40 jours de week-end). Pour compenser la perte de données de capture lors des périodes de week-end, des pêches scientifiques (aussi appelées RH : relèves hebdomadaires) ont été encadrées à partir de 2008 afin de comptabiliser (avec remise à l'eau) le flux d'anguilles argentées par les différents guideaux opérationnels. L'objectif de cette section est de mesurer l'effort de pêche entre la période RH et hors RH, l'importance des périodes RH sur les CPUE, sur l'estimateur d'abondance N_{Chapman} et sur l'indicateur d'abondance IA.

2.1.11.1. Effort de pêche et CPUE

Pour mesurer l'importance relative des RH dans l'activité de pêche, nous avons calculé la contribution relative des jours de pêches en semaine, les jours de pêche lors des RH, les jours sans pêche en semaine et enfin les jours sans pêche lors des RH. Pour cela, le nombre de jours selon les conditions précédentes (avec ou sans pêche, en RH

ou en semaine) a été simplement divisé par le nombre total de jours dans une saison de pêche. Pour déterminer si la contribution du nombre de jours avec de la pêche lors des RH est constante au cours des neuf saisons étudiées, un test de corrélation linéaire de Pearson a été réalisé (après acceptation des conditions d'application d'un test paramétrique). De plus, la différence de contribution moyenne entre le nombre de jours avec de la pêche lors des RH ou en période de semaine a été testée à l'aide de tests non appariés de Student pour chaque saison. De la même manière, l'effort de pêche en nombre de guideaux lors des RH et en semaine a été testé pour chaque saison à partir de tests de rangs de Mann-Whitney-Wilcoxon. Ce même test statistique a été utilisé pour comparer les CPUE en RH et hors RH pour chaque saison.

2.1.11.2. Effet des RH pour l'estimateur d'abondance et le taux d'exploitation

Pour estimer l'abondance avec ou sans les périodes de relèves hebdomadaires, le nombre d'anguilles capturées pour chaque saison par les pêcheries a été séparé en deux parts, l'une attribuée aux captures de la semaine et l'autre pour la période de RH. L'estimateur N_{Chapman} a ensuite été calculé de la même manière que pour l'estimation initiale (voir section 2.2.5), mais à ceci près qu'il a été choisi de considérer un taux de recapture similaire entre la période de pêche et de RH (un nombre d'anguilles marquées puis recapturées similaire). Ce postulat est justifié par les résultats obtenus après l'analyse de la différence d'effort de pêche et de CPUE entre la période RH et hors RH (voir section 3.2.6.1).

La contribution en pourcentage des RH à l'estimateur N_{Chapman} s'exprime par le ratio : $N_{\text{Chapman-RH}} / (N_{\text{Chapman-RH}} + N_{\text{Chapman-hors RH}}) \times 100$, avec $N_{\text{Chapman-RH}}$ et $N_{\text{Chapman-hors RH}}$ les abondances respectives en anguilles estimées lors des relèves hebdomadaires et hors

des relèves hebdomadaires. L'effet de la mise en place des RH sur le taux d'exploitation a été testé en calculant un taux d'exploitation τ_{exp} sans management $[C_{\text{saison}} / (N_{\text{Chapman-RH}} + N_{\text{Chapman-hors RH}}) \times 100$; avec C_{saison} le nombre total (RH et hors RH) d'anguilles argentées capturées au cours d'une saison] et avec gestion $[P_{\text{saison}} / (N_{\text{Chapman-RH}} + N_{\text{Chapman-hors RH}}) \times 100$; avec P_{saison} le nombre d'anguilles argentées uniquement prélevées en dehors des périodes de RH] (voir Tableau 2 pour les données de C_{saison} et P_{saison}).

2.1.11.3. Effet des RH dans la précision de l'indicateur IA

L'objectif de cette section est la modélisation prédictive des captures pendant la relève hebdomadaire. En particulier, l'étude devra permettre de déterminer dans quelle mesure l'utilisation des données de captures prédites (vs observées) pendant la relève hebdomadaire (RH) impacte la précision de l'indicateur d'abondance développé par l'AAPPBLB.

Pour cela, les données observées (entre 1987 et 2020) de captures d'anguilles en semaine par les quatre pêcheries impliquées dans la construction de l'IA ont été utilisées pour construire des modèles tentant de prédire les captures lors des RH. Outre les facteurs intrinsèques des anguilles (quantité de lipides et taux de croissance), la dévalaison est généralement observée lors de périodes de basses pressions atmosphériques favorables à la création d'évènements de crues dans les bassins versants : précipitations, vents, augmentation de la turbidité et du débit des cours d'eau et baisse des températures (Acou et al., 2009; Bruijs et Durif, 2009; Haro, 2003; Tesch, 2003). Dans une préoccupation de simplicité et d'efficacité opérationnelle sur le terrain, nous avons choisi dans le processus de modélisation d'intégrer des prédicteurs faciles à obtenir. Dans un article récent, Teichert et al. (2020) ont produit

un modèle qui prédit pour plusieurs bassins versants la probabilité de dévalaison des anguilles argentées. Ce modèle utilise des prédicteurs simples principalement basés sur l'hydrologie et la lunaison. Les auteurs montraient par ailleurs l'importance de la variation du débit à un, trois et sept jours sur la probabilité de migration de dévalaison. Nous avons choisi d'utiliser des prédicteurs de l'IA, relativement faciles à obtenir (débit et lunaison) ainsi que ceux préconisés par Teichert et al. (2020).

Nous avons réalisé un modèle additif généralisé (GAM, package *mgcv* v.1.8-33) suivant la distribution binomiale négative (GAM NB) pour chaque pêcheurie impliquée dans le calcul de l'IA (soit quatre modèles). Dans chaque modèle, les prédicteurs étaient les suivants : le débit quotidien (ou « *daily_flow* », en $\text{m}^3.\text{s}^{-1}$), la variation du débit à un jour ($\text{delta1} = \text{débit}_{\text{jour } X} - \text{débit}_{\text{jour } X-1}$), les variations du débit à trois (delta3) et sept jours (delta7) (calculées comme la somme des variations successives des débits sur trois et sept jours), la phase lunaire, le mois et la saison. Les débits quotidiens mesurés à Montjean-sur-Loire (station M530001010, **Figure 2**) ont été obtenus sur le site <http://hydro.eaufrance.fr/>. Les phases lunaires au format factoriel ont été extraites quotidiennement sous Rstudio à partir du package *HelpersMG* v. 4.6 via la fonction *moon.info*. Ces phases comprennent la Pleine Lune (FM), la Nouvelle Lune (NM), et les premier (FQ) et le dernier (LQ) quartiers.

Pour chaque pêcheurie, des modèles ont été ajustés en ajoutant à chaque étape un prédicteur, soit avec un lien linéaire (sans fonction de lissage) ou un lien non linéaire (avec une fonction de lissage). La sélection du paramètre de lissage optimale est réalisée par l'algorithme de maximum de vraisemblance restreint (*method* = « REML »). À chaque étape, l'effet de l'ajout d'un prédicteur sur la déviance du modèle a été testé et le critère d'information AIC calculé. Lorsque cet effet était significatif et que le critère AIC diminuait, le prédicteur était conservé. Pour chaque pêcheurie, le

modèle final intègre les prédicteurs suivants (format code R): `gam( capture ~ s(daily_flow, bs = "tp") + s(delta1, bs = "tp") + s(delta3, bs = "tp") + s(delta7, bs = "tp") + tag_season + mois + phase_lunaire, data = data_pecherie, family = nb, method = "REML", control = list(maxit = 500), silent = TRUE)`.

Les prédicteurs des saisons (*tag_season*), des mois et des phases lunaires étaient discrets (catégories), tandis que les autres prédicteurs étaient continus. Des modèles sans l'effet saisonnier et mensuel ont également été ajustés mais ces derniers produisaient des IA très éloignés et avec une très grande variation par rapport à l'IA obtenu à partir des données observées. Un modèle unique avait également été construit en intégrant un prédicteur associé aux différentes pêcheries. Cependant, une grande majorité de la variabilité du modèle était expliquée par la différence entre les quatre pêcheries. C'est pour cette raison qu'il a été décidé de réaliser un modèle pour chacune des quatre pêcheries (afin de plus facilement intégrer l'effet du comportement individuel des pêcheurs face aux différentes variations de débits et les caractéristiques propres de chaque site de capture).

Pour chaque modèle et chaque prédicteur, la fonction de lissage utilisée représente la fonction par défaut de la fonction *gam* du package *mgcv* (*bs* = « *tp* », avec *tp* : *thin plate splines*). Pour chaque prédicteur avec une fonction de lien *s()*, le nombre de degrés de liberté maximum a été laissé par défaut (*k* = 10), sauf lorsque les tests indiquaient que cette valeur était trop faible. Ce faisant, les valeurs de *K* étaient respectivement de 30, 30, 10 et 30 pour les prédicteurs de débit, *delta1*, *delta3* et *delta7* pour la pêcherie A. La valeur de *K* était de 20 pour tous les prédicteurs pour la pêcherie B. Pour les pêcheries C et D, le prédicteur de débit quotidien avait une valeur de *K* = 15, contre *K* = 10 pour les autres prédicteurs.

La prédiction des données de captures lors des RH a été réalisée pour chaque pêcherie à partir de la fonction *predict()* du package *mgcv*, à partir des données hydrologiques et de lunaison durant les RH. L'AUC (*Area Under the Curve*) a été calculée à partir de la fonction *roc()* et *auc()* du package *pROC* v. 1.16.2, afin de mesurer la performance des modèles (mesure de prédictivité ou adéquation entre les données observées en RH et les données prédites en RH). Une valeur AUC < 0,5 désigne des prédictions liées davantage au hasard qu'aux prédicteurs utilisés (Fawcett, 2006). Il est important de noter que les prédictions ont été réalisées uniquement pour les jours en RH durant lesquels de la pêche est observée, afin de pouvoir ensuite comparer avec l'IA des jours pêchées en RH.

Une fois les prédictions réalisées pour les jours pêchés en RH, un nouvel indicateur d'abondance a été calculé à partir des données observées en semaine et des données prédites en RH, afin de pouvoir déterminer dans quelle mesure l'utilisation des données de captures prédites (vs observées) pendant la relève hebdomadaire (RH) impacte la précision de l'indicateur d'abondance. Ce faisant, trois indicateurs d'abondances seront comparés : un IA intégrant uniquement les données observées en semaine (« IA semaine »), un IA intégrant les données observées en semaine et en RH (« IA semaine + RH pêcheries ») et enfin un IA intégrant les données observées en semaine et prédites en RH (« IA semaine + RH prédites »). La comparaison a été réalisée sur **i)** la capacité des différents IA à mesurer une même tendance (tests de corrélations linéaires de Pearson et de rangs de Spearman en fonction des conditions de normalités des résidus) et **ii)** sur la différence de moyennes entre les IA (tests de rangs de Mann-Whitney-Wilcoxon ou tests de comparaison de moyennes de Student). Enfin, une analyse de différences relatives (en %) a été menée afin de comprendre la

contribution des données observées et des prédictions en RH à la variation de l'IA calculé sur la base des données observées en semaine, avec :

$$\text{Effet RH observées} = (\text{« IA semaine + RH pêcheries »} - \text{« IA semaine »}) / \text{« IA semaine »} \times 100 \quad (\text{effet 1})$$

$$\text{Effet RH prédites} = (\text{« IA semaine + RH prédites »} - \text{« IA semaine »}) / \text{« IA semaine »} \times 100 \quad (\text{effet 2})$$

$$\text{Effet RH prédiction vs. observées} = (\text{« IA semaine + RH prédites »} - \text{« IA semaine + RH pêcheries »}) / \text{« IA semaine + RH pêcheries »} \times 100 \quad (\text{effet 3})$$

L'analyse des tendances (tests de corrélations linéaires de Pearson et de rangs de Spearman) des effets 1, 2 et 3 permettra de déterminer respectivement 1) l'importance des RH observées sur la variation de l'IA en semaine, 2) l'effet des RH prédites sur la variation de l'IA en semaine et 3) l'apport de la modélisation (prédiction) par rapport aux pêcheries (observation) lors des RH.

Intensité du flux d'échappement en période post-fermeture

2.1.12. Pêches scientifiques

Le flux d'échappement (estimateur N_{Chapman}) a été obtenu à partir de données de captures des pêcheries opérationnelles pendant la période légale de pêche, c'est-à-dire du 1^{er} octobre de l'année n au 15 février de l'année $n+1$. L'estimateur est contraint par la réglementation et n'intègre pas le flux existant potentiellement en dehors des périodes d'ouvertures de la pêche à l'anguille argentée. L'estimateur N_{Chapman} est en ce sens biaisé et pourrait sous-estimer le flux réel d'anguilles argentées.

L'objectif de ce volet est de quantifier à partir d'un seul guideau un flux tardif ou précoce de dévalaison en anguilles argentées en dehors de la période de réglementation afin d'estimer l'intensité du biais. Cette étude apportera de plus des informations complémentaires sur la composition du peuplement ichthyologique capturable par le guideau sélectionné (sélectivité).

JOURS	ANNEE 2019							
	FEV.	MARS	AVR.	MAI	JUIN	JUIL.	AOÛT	SEPT.
1	vend.	vend.	lun.	mer.	sam.	lun.	jeu.	dim.
2	sam.	sam. DP	mar. 12	jeu. 20 21 + DP	dim.	mar. 39	vend. DP	lun.
3	dim.	dim.	mer. 13	vend. DP	lun.	mer. 40	sam.	mar.
4	lun.	lun.	jeu. DP	sam.	mar. 30	jeu. DP	dim.	mer. 54
5	mar.	mar. 3	vend. DP	dim.	mer. 31	vend. DP	lun.	jeu.
6	mer.	mer. 4	sam.	lun.	jeu.	sam.	mar.	vend. DP
7	jeu.	jeu. DP	dim.	mar. 22	vend. DP	dim.	mer. 49	sam.
8	vend.	vend. DP	lun.	mer. 23	sam.	lun.	jeu. 50	dim.
9	sam.	sam.	mar. 14	jeu. DP	dim.	mar. 41	vend. DP	lun.
10	dim.	dim.	mer. 15	vend. DP	lun.	mer. 42	sam.	mar.
11	lun.	lun. 5	jeu. DP	sam.	mar. 33	jeu. DP	dim.	mer. 55
12	mar.	mar. 6	vend. DP	dim.	mer. 33/34	vend. DP	lun.	jeu. DP
13	mer.	mer. 7	sam.	lun.	jeu.	sam.	mar.	vend. DP
14	jeu.	jeu. DP	dim.	mar. 24	vend. DP	dim.	mer. 51	sam.
15	vend.	vend. DP	lun.	mer. 25	sam.	lun.	jeu.	dim.
16	sam.	sam.	mar. 16	jeu. DP	dim.	mar. 43	vend. DP	lun.
17	dim.	dim.	mer. 17	vend. DP	lun.	mer. 44	sam.	mar. 56
18	lun.	lun.	jeu. DP	sam.	mar. 35	jeu. DP	dim.	mer. 57
19	mar.	mar. 8	vend. DP	dim.	mer. 36	vend. DP	lun.	jeu.
20	mer.	mer. 9	sam.	lun.	jeu. DP	sam.	mar.	vend. DP
21	jeu.	jeu. DP	dim.	mar. 26	vend. DP	dim.	mer. 52	sam.
22	vend.	vend. DP	lun.	mer. 27	sam.	lun.	jeu.	dim.
23	sam.	sam.	mar. 18	jeu. DP	dim.	mar. 45	vend. DP	lun.
24	dim.	dim.	mer. 19	vend. DP	lun.	mer. 46	sam.	mar. 58
25	lun.	lun.	jeu. DP	sam.	mar. 37	jeu. DP	dim.	mer. 59
26	mar.	mar. 10	vend. DP	dim.	mer. 38	vend. DP	lun.	jeu.
27	mer.	mer. 11	sam.	lun.	jeu. DP	sam.	mar.	vend.
28	jeu.	jeu. DP	dim.	mar. 28	vend. DP	dim.	mer. 53	sam.
29	X	X	vend. DP	lun.	mer. 29	sam.	lun.	dim.
30	X	X	sam.	mar.	jeu.	dim.	mar. 47	vend. DP
31	X	X	dim.	X	vend. DP	X	mer. 48	sam.

Week-end
 Relèves (n° X, durée d'une relève: 12h le jour j à 12h pour le jour j+1)
 Limites d'autorisation
 DP Déclarations de pêche (article 8 de l'arrêté)

Figure 6 | Calendrier des pêches scientifiques autorisées du guideau du site K pour l'estimation de l'intensité du flux d'échappement des anguilles argentées en période non-réglementaire de pêche. N = 59 sessions de 24 heures.

Pour ce faire, entre le 16 février 2019 et le 30 septembre 2019, la pêcherie du site K a été autorisée (AP SEEF PÊCHE 2019 n°7) à capturer le peuplement ichthyologique (avec remise à l'eau sans marquage) chaque semaine pendant 48 heures

consécutives (calendrier en **Figure 6**) du mardi 12h00 au jeudi 12h00. Initialement, la pêche ciblée pour cette étude complémentaire à la CMR était la pêche M, mais l'ensablement de la zone en février 2019 du site M (et N) a nécessité de choisir un autre guideau pour l'étude.

Le calendrier de pêche a été adapté (**Figure 6**) afin d'échantillonner au mieux les événements hydrologiques (crues) survenant à Montjean-sur-Loire (via une vigilance des débits sur le site internet VIGICRUES) et de ce fait, d'optimiser l'effort de pêche lors des pics probables de captures d'anguilles. Chaque fin de semaine, les pêches scientifiques de la semaine suivante étaient organisées selon les prévisions hydrologiques et déclarées préalablement auprès des institutions en charge de la réglementation de l'activité de pêches.

Lors des relèves du guideau (1 relève représente environ 24 heures de pêche), les anguilles capturées étaient stabulées dans des viviers adaptés dans l'attente de la biométrie (critères morphologiques d'argenture de Acou et al., (2005), longueur totale, poids, diamètres oculaires horizontaux et verticaux et longueur des nageoires pectorales) réalisée le jour même des relèves ou jusqu'à une semaine maximum après leur capture. Les autres poissons (migrateurs ou non) ont été identifiés jusqu'à l'espèce lorsque cela était possible, puis dénombrés, mesurés (longueur totale) puis immédiatement relâchés à la fin de chaque relève.

La contribution relative de chaque espèce de poisson est calculée en divisant le nombre de captures d'une espèce par le nombre total des captures de poissons. Pour chaque espèce capturée, la cinétique des captures est obtenue en étudiant l'évolution dans le temps des captures cumulées.

Le poids et la taille des anguilles capturées lors de la période réglementaire ont été comparés aux mesures biométriques des anguilles capturées en période réglementaire de pêche, afin de comprendre la dynamique de ces paramètres au cours d'une année complète (test non paramétrique de Kruskal-Wallis et test post-hoc de Dunn, package *stats* v.4.0.2).

2.1.13. Estimation de l'intensité du flux en période non réglementaire

L'intensité des captures en anguilles argentées est fortement influencée par le débit et les phases lunaires (Teichert et al., 2020). Pour prédire, à partir des données observées de captures, la quantité d'anguilles argentées lors des jours non pêchés lors de la période réglementaire et non réglementaire de pêche, un modèle similaire à celui construit pour l'effet des RH sur l'IA a été utilisé (voir section 2.2.7.3)

L'utilisation d'une distribution binomiale négative est justifiée par le fait que pour les périodes de pêche réglementaire (opérations CMR) et non réglementaire (opérations CPF), les données moyennes de captures quotidiennes ($\mu_{\text{CMR}} = 1,8$ anguilles et $\mu_{\text{CPF}} = 45,6$ anguilles) augmentent moins vite que la variance des captures ($\text{Var}_{\text{CMR}} = 10,8$ anguilles et $\text{Var}_{\text{CPF}} = 5258,9$ anguilles). Le risque de cette sur-dispersion est qu'une distribution de Poisson (habituellement utilisée pour les données de comptage) pourrait sous-estimer la variance. Pour réduire la surdispersion, la distribution négative binomiale intègre un paramètre de sur-dispersion ϕ lors de l'estimation de la variance des captures. La sélection du paramètre de lissage optimale est réalisée par l'algorithme de maximum de vraisemblance restreint (method = « REML »). Les prédictions de la quantité d'anguilles argentées lors des jours non pêchés en période réglementaire et non réglementaire sont réalisées avec la fonction *predict()* du

package *mgcv* v.1.8-33. Enfin, l'intensité du flux d'anguilles argentées lors de la période non réglementaire de pêche est obtenu par le ratio (en pourcentage : $\times 100$) entre les prédictions du nombre d'anguilles en période réglementaire et celles en période non réglementaire. Cette intensité permet par ailleurs de corriger l'estimateur N_{Chapman} et le taux d'exploitation pour l'ensemble de l'année 2019.

Suivi du repeuplement au stade argenté

Des opérations de repeuplement ont été réalisées en Loire entre 2011 et 2014 (**Figure 7**) et sur l'Erdre en 2014. Entre 6 et 8 ans de croissance continentale sont suffisants pour produire des anguilles argentées (notamment chez les individus mâles). Il est de ce fait attendu qu'une fraction d'anguilles dévalant entre 2017 et 2019 soit issue de ces différentes opérations de repeuplement. L'objectif du suivi du repeuplement au stade argenté est de confirmer cette hypothèse et de tenter d'estimer la contribution du repeuplement au flux d'anguilles argentées.

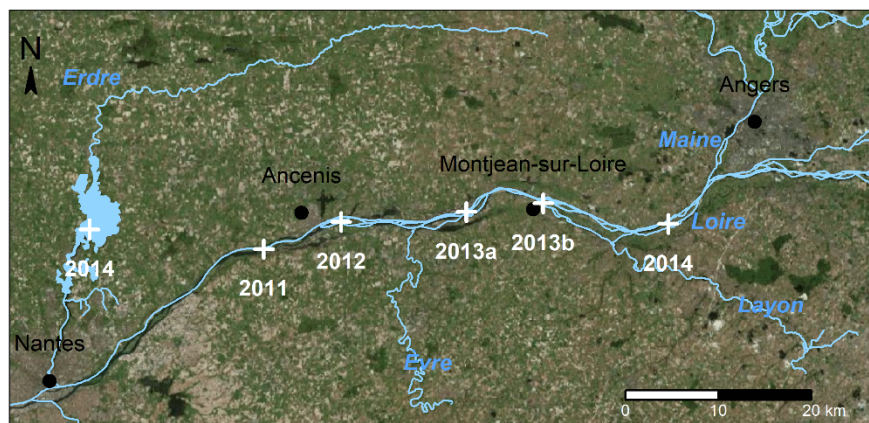


Figure 7 | Sites de déversements de civelles lors des opérations de repeuplement sur la rivière Erdre [2014 : 2 864 000 civelles (824,75 kg), 30 % marquées ARS] et le fleuve Loire entre 2011 et 2014 [2011 : 536 000 civelles (150 kg), 10 % marquées ARS ; 2012 : 2 915 000 civelles (962 kg), 30 % marquées ARS ; 2013a : 1 000 000 civelles (350 kg), 30 % marquées ARS ; 2013b : 1 000 000 civelles (350 kg), 30 % marquées ARS ; 2014 : 4 088 000 civelles (1160 kg), 30 % marquées ARS]. D'après les données du bureau d'étude *Fish Pass*.

Sur la Loire fluviale, 9 632 000 civelles ont été déversées (2972 kg) dont 2 782 400 marquées au fluorochrome ARS (Alizarine Red S) sur les otolithes (90 % de marquage en 2011 puis 30 % en 2012, 2013 et 2014). Sur l'Erdre, l'opération en 2014 a contribué au repeuplement de 2 864 000 civelles (824,8 kg) avec 30 % de marquage à l'ARS (859 200 civelles, 250 kg). La taille moyenne des civelles recrutées en Loire était de $69,49 \pm 0,97$ mm. Le suivi du repeuplement au stade argenté nécessite l'analyse des otolithes sagittaux d'anguilles argentées dont l'âge se rapproche au mieux des cinq à huit ans de croissance continentale au regard des dates de repeuplement (probablement de jeunes mâles argentés).

2.1.14. Estimation de l'âge, taux de croissance et marques de fluorescence

Un otolithe est une concrétion d'aragonite (forme cristallisée du carbonate de calcium) au sein l'oreille interne des poissons téléostéens dont la croissance s'effectue par l'addition de couches minérales et organiques de manière concentrique (Fig. 8 ; Acou et al., 2013). Le rythme d'accroissement journalier, saisonnier et annuels des otolithes permet ainsi l'estimation de l'âge. Cette estimation est réalisée par le dénombrement de bandes annuelles (ou *annuli*) chacune divisée en zone hyaline (hiver) et zone opaque (été) et se terminant généralement par une discontinuité structurale marquant l'interruption d'un accroissement saisonnier (**Figure 8**).

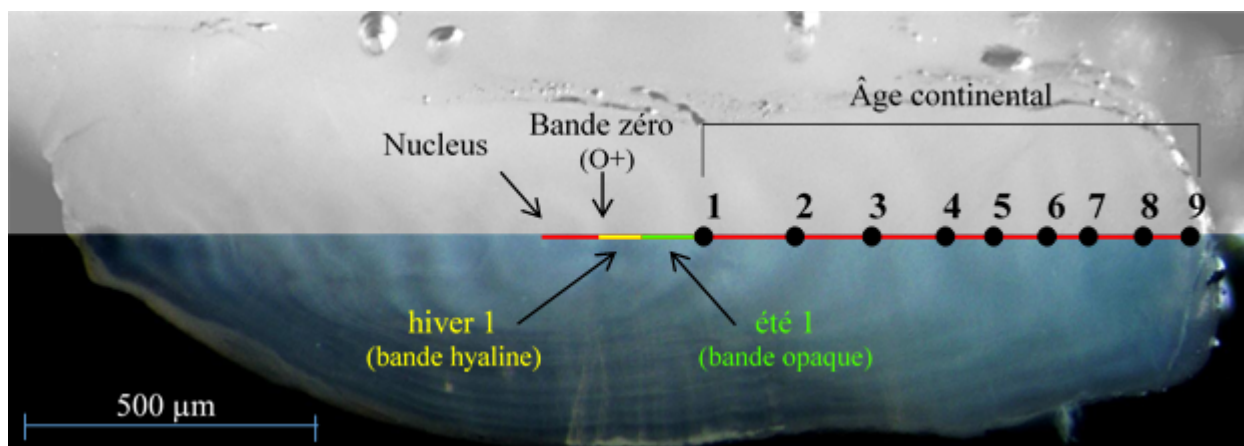


Figure 8 | Principe de l'estimation de l'âge d'une anguille argentée à partir d'une coupe sagittale d'otolithe observée en lumière visible à la loupe binoculaire (image adaptée de Acou et al., 2013, © MNHN, CRESCO, Virag L., 2013).

Cependant, la relation entre la taille des anguilles et l'âge estimé en Loire n'est pas très bien établie. Il reste de ce fait difficile de cibler efficacement les cohortes présentant la bonne classe d'âge pour être issu des opérations de repeuplement. Ainsi, lors de la saison 2017-18, une partie des individus pour le volet repeuplement a été échantillonnée parmi les anguilles capturées pour les séances de CMR et de manière à ce que toutes les classes de tailles soient représentées afin d'établir une clé taille – âge opérationnelle. Cette clé aura permis pour la saison 2018-19 et 2019-20 de cibler plus efficacement les anguilles susceptibles d'être issues du repeuplement (taille < 420 mm). Pour chaque saison, les anguilles recapturées lors de la CMR ont été âgées afin de compléter cette clé taille – âge pour des plus grandes gammes de taille.

Les anguilles échantillonnées lors des opérations de CMR ont été anesthésiées (150 mg.L⁻¹ de benzocaïne) puis euthanasiées (> 400 mg.L⁻¹ de benzocaïne) sur le lieu de capture. Pour les anguilles échantillonnées en dehors de opérations de CMR, l'anesthésie et l'euthanasie ont été réalisées par les pêcheurs professionnels. Ensuite,

les anguilles ont été transportées à la station de biologie marine de Dinard, avec une autorisation de transport conforme aux espèces figurants sur l'annexe de la CITES.

L'analyse des otolithes a été réalisée par Laure Virag, biologiste du MNHN spécialisée en sclérochronologie à la station marine de Dinard. Après extraction, les otolithes ont été successivement nettoyés, asséchés, inclus dans une résine d'araldite, puis progressivement poncés sur le plan sagittal à l'aide de divers disques abrasifs (Virag et al., 2016). Sauf en cas de détérioration, ce sont les otolithes droits qui ont été sélectionnés pour réaliser l'estimation de l'âge et la révélation de la fluorescence. Le nombre d'annuli des otolithes poncés a été ensuite déterminé sous loupe binoculaire équipée d'un système de photographie. Lorsque l'estimation de l'âge était difficile (présence de vaterite), les otolithes ont été soumis à une attaque acide (EDTA) puis colorés au bleu de toluidine.

Le taux annuel de croissance de la taille totale des anguilles (TC, en mm/an) lors de la phase de croissance continentale a été calculé par le rapport entre la taille dite post-recrutement des individus et l'âge continental estimé par otolithométrie : $TC = (LT - 69,49 \text{ mm}) / AGE$. La taille post-recrutement correspond à la différence entre la longueur totale des individus (LT, mm) et la taille moyenne lors du recrutement au stade civelle en Loire entre 2011 et 2014 fixée à 69,49 mm. L'estimation de l'âge permet également d'identifier l'année de recrutement théorique de chaque individu, par la différence entre l'année de capture et l'âge estimé. L'année de recrutement permet ainsi de distribuer les individus échantillonnés dans différentes cohortes de recrutement et d'identifier ainsi l'appartenance des anguilles marquées à l'ARS à une opération spécifique de repeuplement.

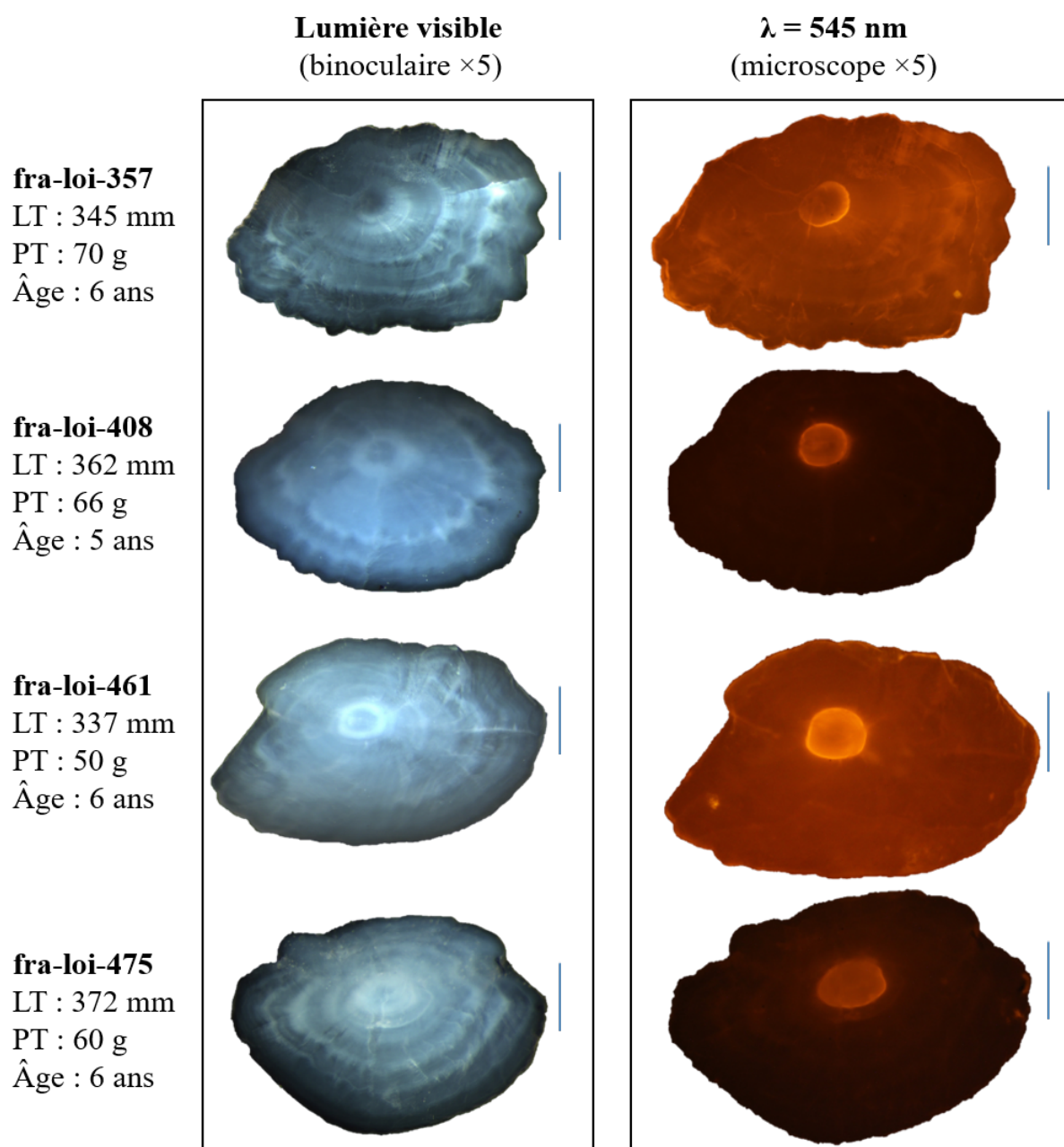


Figure 9 | Photographies en lumière visible réfléchi (panneau gauche, observation à la loupe binoculaire) et en lumière transmise et filtrée dans la longueur d'onde d'excitation du fluorochrome ARS (panneau droit, $\lambda = 545 \text{ nm}$, ARS : Alizarine Red Z) des otolithes sagittaux des anguilles argentées échantillonnées en Loire et présentant une marque de fluorescence à l'ARS proche de la bande zéro. L'échelle (500 μm) est représentée par une barre verticale sur la droite de chaque photographique. © MNHN, CRESCO, 2018, 2019, 2020, 2021.

La présence ou non de fluorochrome ARS après la bande zéro (bande de recrutement, à 150-180 µm du nucléus, **Figure 9**) a été évaluée en observant les otolithes poncés sous microscope à épifluorescence avec une lumière d'excitation dans le vert (545 ± 12.5 nm) pour une émission dans le rouge (605 nm environ). Chaque otolithe présentant une marque ARS a été photographié sous une lumière filtrée ou non.

Pour chaque opération de recrutement, un taux de recapture des anguilles marquées à l'ARS (τ_{ARS}) a été calculé par le ratio (en pourcentage, $\times 100$) entre le nombre d'anguilles marquées à l'ARS appartenant à une cohorte de recrutement correspondant à une opération de repeuplement et le nombre total d'anguilles appartenant à cette cohorte. Seule une fraction β connue des anguilles repeuplées a été marquée à l'ARS (30 % en moyenne, sauf pour l'opération de 2011 sur la Loire avec 10 % de marquage, donc $\beta = 30$ ou 90). Il est de ce fait possible de calculer un taux de recapture théorique des anguilles issues du repeuplement (marquées ou non à l'ARS), avec pour chaque opération de repeuplement : $\tau_{repeuplement} = \tau_{ARS} \times 100 / \beta$.

2.1.15. Tentative d'estimation de la contribution du repeuplement à l'abondance d'anguilles argentées

La contribution (%) des anguilles mâles issus du repeuplement au flux de mâles argentées ($F_{mâles-repeuplés_t}$) et au flux total d'anguilles argentées (mâles et femelles ; $F_{repeuplement_t}$) estimés par CMR est donnée pour chaque saison étudiée t (2017 à 2020) par les équations 1 et 2 respectivement:

$$F_{mâles-repeuplés_t} = \frac{N_{mâles-repeuplés_t}}{N_{mâles_t}} \times 100 \quad (\text{équation 1})$$

$$F_{repeuplement_t} = \frac{N_{mâles-repeuplés_t}}{N_{Chapman_t}} \times 100 \quad (\text{équation 2})$$

Avec,

- $N_{Chapman_t}$: l'abondance en anguilles argentées estimée par CMR chaque saison t , $N_{mâles_t}$: l'abondance en mâles dans le flux de dévalaison pour chaque saison t (équation 3),
- $N_{mâles-repeuplés_t}$: l'abondance en mâles issus du repeuplement dans le flux de dévalaiaosn pour chaque saison t (équation 4).

Le nombre de mâles dans le flux d'anguilles argentées peut s'estimer pour chaque saison t de la manière suivante :

$$N_{mâles_t} = N_{Chapman_t} \times \frac{SR_t}{100} \quad (\text{équation 3})$$

Avec SR_t le sexe ratio moyen (%) pour chaque saison de dévalaison t . Le sexe ratio a été estimé à partir des données quotidiennes de débarquement des pêcheurs professionnels pour les guideaux B, C, D, I et J dont la constance dans les efforts de pêche est maximale. Le SR a été calculé par le rapport moyen annuel en pourcentage entre le nombre de petites anguilles (< 460 mm) associées à des mâles et le nombre total d'anguilles capturées (anguilles < 460 et > 460 mm).

Le nombre des mâles issus du repeuplement dans le flux de dévalaison pour chaque saison t peut s'écrire de la manière suivante :

$$N_{mâles-repeuplés_t} = \sum_{i=2011}^{2014} (N_{mâles_t} \times \frac{F_{cohorte_i}}{100} \times \frac{\tau_{repeuplement_i}}{100}) \quad (\text{équation 4})$$

Dans l'équation 4, le nombre $N_{mâles_t}$ de mâles dans le flux de dévalaison pour chaque saison t est multiplié par 1) le taux de recapture estimé des anguilles issues du repeuplement pour chaque cohorte de recrutement i ($\tau_{repeuplement_i}$) et 2) par la contribution relative (%) de la distribution des cohortes i dans chaque saison t ($F_{cohorte_i}$). La contribution $F_{cohorte_i}$ représente le rapport multiplié par 100 entre le nombre d'anguilles échantillonnées appartenant à une cohorte i (année de

recrutement de 2014 par exemple) pendant la saison d'étude t et le nombre total d'anguilles échantillonnées pendant cette même saison t .

2.1.16. Evolution du taux de recapture post-repeuplement

Différentes opérations de survie post-repeuplement (SPR) des anguilles marquées à l'ARS ont été réalisées après chaque opération de repeuplement : à 6 mois (SPR1, bureau d'étude Fish Pass), à 12 mois (SPR2, bureau d'étude Fish Pass), à 36 mois (SPR3, bureau d'étude Fish Pass) et à l'argenture (SPR4, MNHN et AAPPBLB). L'objectif de cette section est de déterminer si le taux de recapture à 6 mois est similaire à celui estimé pour le stade argenté.

Pour chaque SPR, un taux de recapture d'anguilles marquées à l'ARS (τ_{ARS}) a été calculé à partir du nombre d'anguilles marquées à l'ARS et le nombre total d'anguilles appartenant à la cohorte correspondant à l'année de repeuplement (voir section 2.2.1). Des tests de corrélation linéaires de Pearson (test paramétrique dont les conditions d'applications ont été vérifiées) ont été utilisés pour tester l'évolution moyenne et pour chaque opération de repeuplement du taux de recapture. Ces tests restent malheureusement peu robustes dans la mesure où, pour chaque opération de repeuplement, les données ne disposent que de quatre valeurs (de SPR1 à SPR4).

3. Résultats

Bilan des captures et caractérisation des anguilles en dévalaison entre 2017-18 et 2017-20

L'évaluation des données acquises par les pêcheurs (issues de leurs carnets de pêches) pour les saisons 2017-18, 2018-19 et 2019-20 a été réalisée par l'AAPPBLB au sein de trois rapports annuels fournis dans les annexes 2, 3 et 4. Pour l'effort de

pêche et le bilan des captures, les présentes analyses incluent également les données relatives aux 6 saisons antérieures, allant de 2001-02 à 2012-13. Pour les analyses biométriques, les caractéristiques d'argentures, le sexe ratio et le parasitisme par *Anguillicola crassus*, les résultats présentés ci-après se focalisent uniquement sur les trois dernières saisons de dévalaison suivies (de 2017-18 à 2019-20) sur la base des données disponibles dans les rapports annuels de l'AAPPBLB.

3.1.1. Effort de pêche

Entre les saisons 2000-01 et 2019-20, le nombre de pêcheries opérationnelles par saison (N_g) variait entre 5 (saison 2017-18) et 12 (saison 2001-02) guideaux. Le nombre de guideaux en pêche a significativement diminué entre 2001-02 et 2019-20 (Tableau 2). Ce résultat est également observé pour le nombre maximal quotidien de guideaux en pêche (N_{gmax}), qui variait de 4 (en 2017-2018) à 12 (2001-02) guideaux. Le nombre cumulé de nuits de pêche de la flotte (variant de 608 nuits en 2001-02 à 214 nuits en 2008-09) diminue significativement au cours des 9 saisons de pêches étudiées (Tableau 2). Cependant, l'opérationnalité moyenne de la flotte (voir matériels et méthodes) ne montre pas de différence significative entre chaque saison (entre $20,6 \pm 21,7$ % en 2008-09 et $39,9 \pm 32,1$ % en 2017-18, Tableau 2). Malgré une diminution de l'effort de pêche (nombre de nuits), l'opérationnalité ne varie pas significativement en fonction des années.

3.1.2. Bilan des captures

Le nombre d'anguilles argentées capturées les trois dernières saisons de dévalaison était de 9946 individus en 2017-18, 11 946 individus en 2018-19 et 10 118 individus en 2019-20 (Tableau 2). Lors des 9 saisons de dévalaison suivies, le nombre d'anguilles argentées capturées (C_{saison}) par la flotte a significativement diminué,

passant de 48 642 individus en 2001-02 à un minimum de 9946 individus en 2017-18 (Tableau 2). En comparant le nombre de captures en 2001-02 et en 2019-20, le nombre de capture a été divisé par 4,8 en moyenne. Cependant, une proportion non significative des individus capturées a été relâchée ($C_{\text{saison}} - P_{\text{saison}}$) à partir de la saison 2008-09 lors des périodes de relèves hebdomadaires (RH). À partir de cette saison, le nombre d'anguilles effectivement prélevées par la pêche variait de 21 175 individus (en 2012-2013) à 7190 individus (en 2019-20). L'importance des RH dans l'effort de pêche et les captures est analysée dans la section 3.2.6.1. Le nombre d'anguilles argentées capturées a été rapporté par unité d'effort (CPUE). Les CPUE moyennes variaient entre 90 ± 151 anguilles par nuit et par guideau en 2003-04 et 23 ± 44 anguilles par nuit et par guideau en 2018-19 (Tableau 2). Les CPUE maximales atteignaient 1360 anguilles en 2001-02 contre 240 anguilles en 2018-19. Les analyses ont montré que les CPUE moyennes ont significativement diminué entre 2001-02 et 2019-20 (Tableau 2). En comparant les valeurs de CPUE entre 2001-02 et 2019-20, les CPUE ont été divisées par 2,9 en moyenne. Des résultats plus précis pour les saisons 2017-18 à 2019-20 sont disponibles dans les rapports annuels élaborés par l'AAPPBLB (annexes 1, 2 et 3).

3.1.3. Suivis biométriques, du sex ratio et sanitaire des anguilles en dévalaison

Les résultats pour les saisons de dévalaison 2017-18 à 2019-20 sont disponibles dans les rapports annuels fournis par l'AAPPBLB (Figure annexes 1, 2 et 3). Brièvement, les anguilles sous-échantillonnées (soit 449, 496 et 244 individus respectivement pour les trois saisons) n'étaient pas au stade jaune. La proportion de petite anguilles, considérées comme des individus mâles (< 460 mm), était de 33 % en 2017-18 et en

2019-20 contre 40 % en 2018-19. La prévalence du parasite *A. crassus* (nombre d'anguilles présentant au moins 1 nématode) était de 67 % en 2017-18 (N = 128 anguilles), 87 % en 2018-19 (N = 70 anguilles) et 68 % en 2019-20 (N = 121 anguilles). Le nombre moyen de nématodes dans la vessie gazeuse variait entre 3,6 (2019-20) et 6,5 nématodes (2018-2019). Aucune anguille ne présentait une vessie gazeuse saine, sauf en 2019-20 (1 femelle sans nématode et une vessie gazeuse sans trace d'impact par le parasite).

3.1.4. Indice d'abondance

L'indice d'abondance indique une baisse constante des abondances en anguilles argentées entre 1988 et 2020 (**Figure 18**). Cette baisse se décompose cependant en deux périodes : entre 1988 et 2001 on note une relative stabilité des IA avec des fluctuations autour d'une valeur moyenne de 1,6 ; puis de 2001 à 2020 une baisse marquée de l'indice qui passe de 1,7 à 1,1 en perdant plus de 35%.

Au cours des trois saisons de dévalaison de la période d'étude, les débits se sont systématiquement trouvés en dessous du module interannuel (841 m³/s) avec une apparition des premières crues s'échelonnant entre la fin octobre (saison 2019-20) et le 11 décembre (saison 2017-18). Ces premiers épisodes de crue apparaissent tardifs et décalés de quasiment un mois par rapport aux références interannuelles. On observe entre 3 et 4 pics suivant les années, avec des débits maximums qui atteignent seulement 1500 m³/s en 2018-19 et jusqu'à environ 3000 m³/s pour les deux autres saisons (**Figure 10**).

Les premières captures sont observées entre le 20 octobre (2019-20) et le 2 novembre (2017-18), tandis que les dernières captures sont reportées entre le 13 janvier (2019-20) et le 3 février (2017-18) (**Figure 10**).

On observe un à trois pics de capture suivant les années, qui sont classiquement calés avec les périodes d'augmentation de débit (**Figure 10**). Les relations entre les données environnementales et les captures journalières sont modélisées pour le volet 3 de l'étude (estimation des productions d'anguilles argentées hors période de crue).

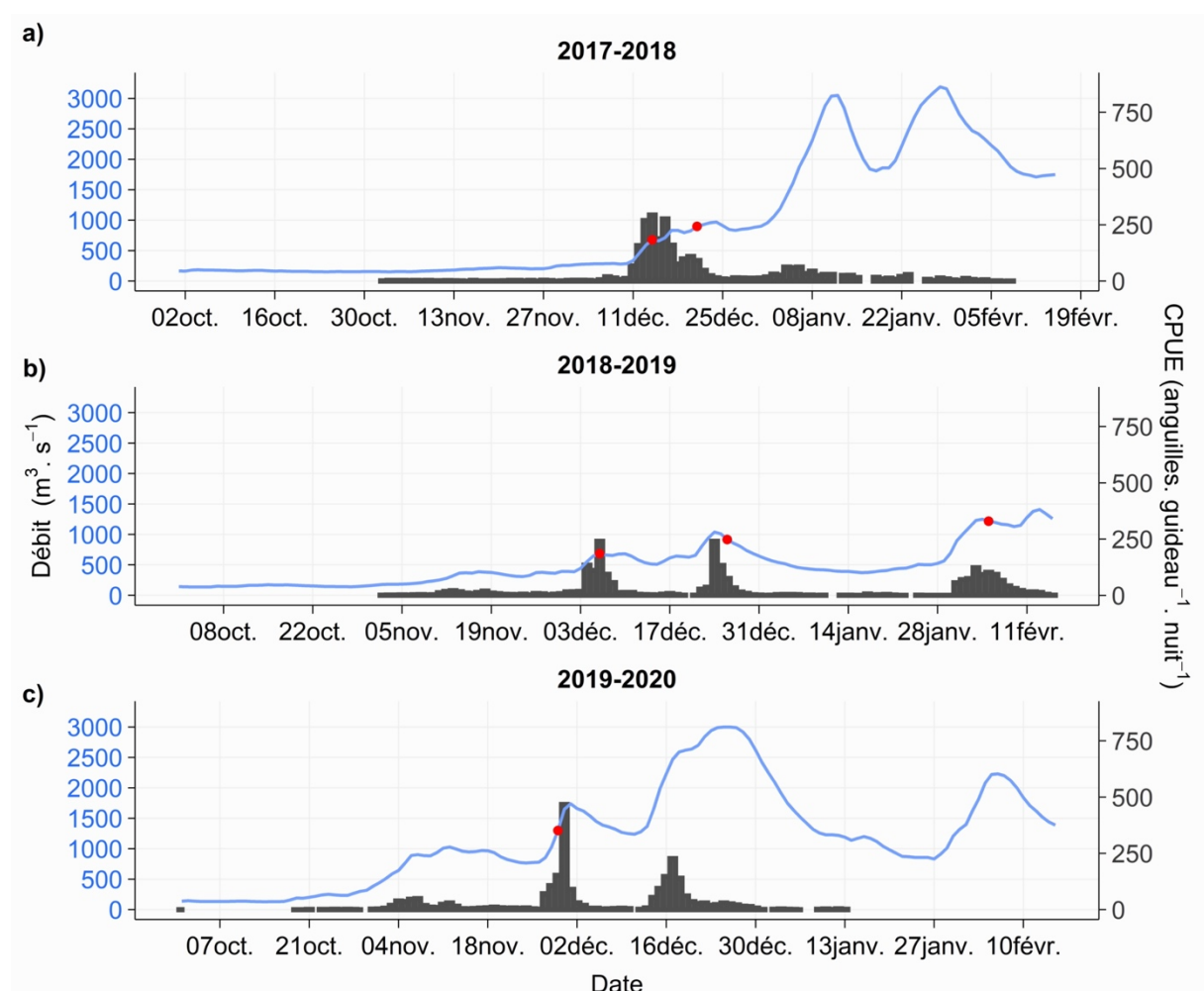


Figure 10 | Evolution des débits de la Loire à Montjean et des abondances d'anguilles argentées (CPUE) entre 2017 et 2020. a. 2017-2018. b. 2018-2019 et c. 2019-2020.

Flux d'échappement en période réglementaire de pêche

L'analyse des traits de vie (taille, âge, sexe) et les estimations d'abondances ont été réalisées à partir des données CMR des saisons 2017-2018 à 2019-2020, mais également à partir des données acquises lors d'opérations CMR précédant ce rapport (6 saisons : 2001-2002 à 2004-2005, 2008-2009 et 2012-2013, soit 34 sessions CMR) (Acou et al., 2015). Les principaux résultats des CMR sont données dans le Tableau 2. En neuf saisons de dévalaison, 6884 anguilles argentées ont été marquées, avec en moyenne 202 ± 66 anguilles par session (entre 99 et 358 anguilles par session). À l'échelle des saisons, le nombre d'anguilles marquées variait entre 116 (2019-2020) et 1649 (2001-2002), pour une moyenne de 765 ± 495 anguilles par saison.

3.1.5. Biométrie des anguilles marquées

3.1.5.1. 2017- 2020

Au cours des trois dernières saisons de CMR (soit 6 sessions), 818 anguilles ont été échantillonnées en dévalaison pour le marquage. Les effectifs en anguilles argentées par sexe et par saison ainsi que les données de tailles et de poids sont donnés dans le **Tableau 3** et la **Figure 11**. 100 % des anguilles échantillonnées montraient les critères d'argenture d'Acou et al., (2005).

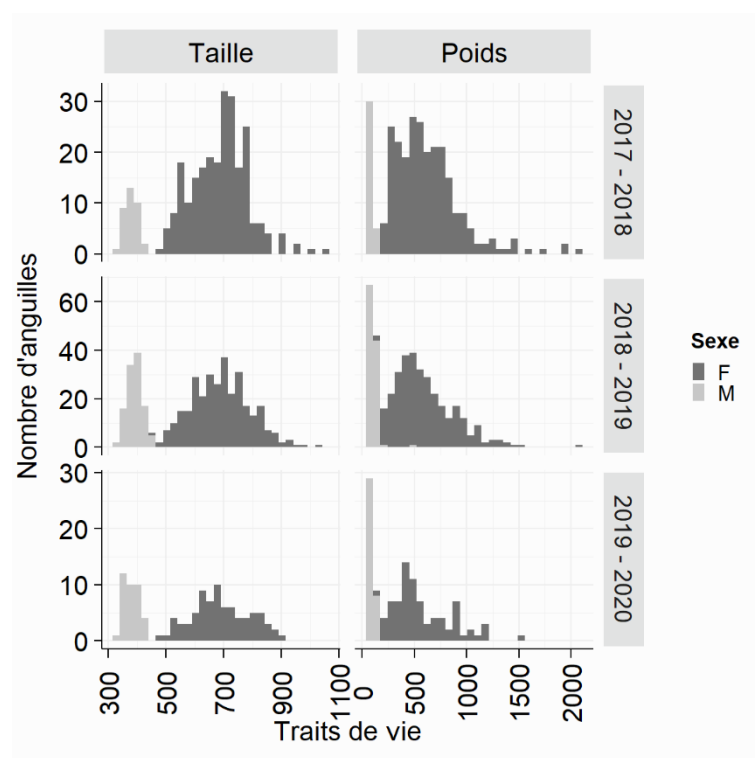


Figure 11 | Distribution de la taille (mm) et du poids (g) en fonction du sexe (F : femelle, M : mâle) des anguilles argentées marquées lors des opérations de CMR (capture-marquage-recapture) des saisons 2017-2018, 2018-2019 et 2019-2020.

Tableau 3 | Effectif par saisons d'échantillonnage et par sexe (F : femelle, M : mâle) et données biométriques [moyenne (μ) $\pm$ écart-type (ET) et minimum – maximum (min – max)] de la taille (mm) et du poids (g) des anguilles argentées marquées lors des opérations CMR des saisons 2017-2018, 2018-2019 et 2019-2020.

Saison	Effectif (saison)	Sexe	Effectif (sexe)	Traits	μ (ET)	min - max
2017 - 2018	275	F	240	Taille	689 (98)	480 - 1050
				Poids	633 (317)	197 - 2053
		M	35	Taille	381 (23)	338 - 431
				Poids	81 (19)	44 - 121
2018 - 2019	427	F	314	Taille	691 (101)	462 - 1035
				Poids	602 (282)	155 - 2053
		M	113	Taille	392 (27)	322 - 460
				Poids	104 (43)	56 - 486
2019 - 2020	116	F	79	Taille	690 (100)	465 - 915
				Poids	573 (280)	162 - 1540
		M	37	Taille	382 (25)	338 - 430
				Poids	86 (20)	57 - 141

La taille moyenne des mâles marqués variait entre 322 et 460 mm pour une moyenne de 388 ± 26 mm. Pour les femelles, la taille moyenne était de 690 ± 99 mm (min – max

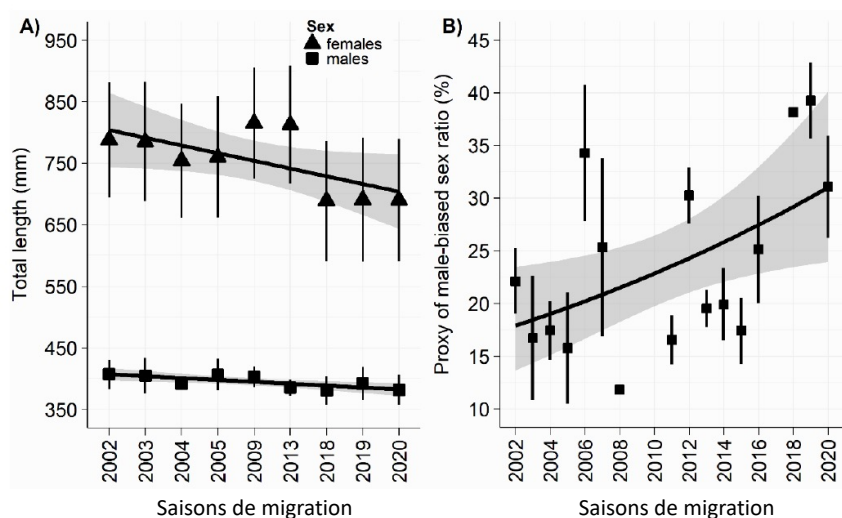
= 462 – 1050 mm). Les rangs de la taille des mâles étaient significativement plus petits que ceux de la taille des femelles (test non apparié de Wilcoxon-Mann-Whitney, $N_{\text{femelles}} = 633$, $N_{\text{mâles}} = 185$, $W = 117\,105$, $P = 2,7 \times 10^{-95}$).

Le poids moyen des mâles marqués était de 96 ± 37 g pour un minimum de 44 g et maximum de 486 g. Chez les femelles, le poids variait entre 150 et 2053 g, pour une moyenne de 610 ± 296 g. Le test de comparaison montre que le poids des mâles est significativement plus faible que celui des femelles (test non apparié de Wilcoxon-Mann-Whitney, $N_{\text{femelles}} = 633$, $N_{\text{mâles}} = 185$, $W = 116\,842$, $P = 1,9 \times 10^{-94}$).

Au sein de la population mâle, alors que la taille des individus ne montraient aucune différence entre les saisons d'échantillonnage (tests de Dunn, $P > 0,08$), les individus échantillonnés en 2017-2018 et en 2019-2020 montraient un poids significativement plus faible que celui des individus échantillonnés en 2018-2019 (tests de Dunn, comparaison 2017-2018 et 2018-2019, $z = -4,4$, $P = 3,4 \times 10^{-5}$; comparaison 2019-2020 et 2018-2019, $z = 3,5$, $P = 1,5 \times 10^{-3}$). Chez les femelles, les comparaisons multiples entre les saisons ne montraient pas de différences significatives pour la taille et pour le poids (tests de Dunn, $P > 0.3$).

3.1.5.2. 2000 et 2020

Figure 12. A) Evolution de la longueur moyenne ($\pm$ standard deviation) des anguilles argentées mâles (<46 cm) et des femelles (>46 cm) échantillonnées durant les opérations de



CMR. Les corrélations significatives ($\pm$ 95 % intervalle de confiance) apparaissent pour les mâles (Spearman's test, $S = 5\,726\,288$, $r = -0.3$, $P = 5.2 \times 10^{-7}$) et les femelles (Spearman's test, $S = 5.8 \times 10^{10}$, $r = -0.1$, $P = 5.3 \times 10^{-11}$). **B)** Présentation du sex ratio (% de mâles) $\pm$ deviation standard) for 15 saisons de dévalaison entre 2002 and 2020 (avec une régression binomiale négative significative, intervalle de confiance $\pm$ 95 %, GLM: $\theta = 24.1 \pm 17.3$, $z = 2.4$, déviance expliquée = 27.5 %, $P = 0.01$). Le sex ratio est estimé pour les guideaux B, C, D, I, J and M comme le pourcentage des individus mâles (<46 cm) par rapport au nombre total des anguilles argentées capturées (Données sources fournies par l'AAPPBLB).

Les tailles moyennes des anguilles argentées femelles ont significativement baissé entre 2002 et 2020. Passant d'une moyenne de ≈ 80 cm en 2002 à ≈ 70 cm en 2020, elles ont perdu près de 10 cm en 10 ans. Les tailles des mâles ont également diminué significativement sur la même période en passant de 41 à 28 cm en moyenne. Ces pertes de taille constituent une baisse significative de la fertilité moyenne des anguilles au cours de la période, étant donné que le nombre d'œufs produits est proportionnel à la taille.

Durant la même période, le pourcentage de mâles a pratiquement doublé durant la période passant de 17% en 2002 à environ 32% en 2020. Cette augmentation de la proportion de mâles peut être interprétée soit comme le résultat d'une augmentation

du recrutement qui a été observée entre 2011 et 2014, soit une réponse à des variations environnementales, naturelles, locales ou globales.

3.1.6. Taux de recapture

Après la relâche des individus marqués, des opérations continues de pêches ont été réalisées par les pêcheries opérationnelles pendant les dix jours suivants le marquage. Le nombre moyen d'anguilles recapturées était de 27 ± 15 anguilles par session (min – max : 3 – 70 anguilles) ou de 102 ± 76 anguilles par saison (minimum : 10 anguilles en 2019-2020 ; maximum : 251 anguilles en 2001-2002) (Tableau 2).

Globalement, 92,2 % des recaptures ont été réalisées le lendemain des opérations de marquages et de relâche (**Figure 5**, section 2.2.1). Cette valeur est supérieure aux précédentes observations : environ 65 % pour les six saisons entre 2001 et 2013 (Acou et al., 2015). Cette différence pourrait être liée à la faible distance entre les sites de relâche et les guideaux en pêche par rapport aux autres saisons entre 2001 et 2013 et à des phénomènes de dévalaison plus courts étant donné la diminution des épisodes de dévalaison au fil des années (données non présentées).

Ces résultats permettent de déterminer les taux de recapture pour chaque guideau opérationnel à l'échelle des sessions de CMR et moyennés pour chaque saison. Les taux de recapture à l'échelle des sessions de CMR variaient entre 1,9 % (session 4 en 2008-2009) et 25,5 % (session 4 en 2012-2013), pour une moyenne de $13,1 \pm 5,4$ % par session. **Les taux moyens de recapture par saison variaient entre $8,1 \pm 4,3$ % (2017-2018) et $14,5 \pm 3,5$ % (2001-2002).**

La saison 2017-2018 montrait le plus faible taux de recapture, ce qui pourrait s'expliquer par différents facteurs, comme un nombre plus important de sessions de marquages lors des saisons précédant 2017, un nombre de guideaux opérationnels

plus important, avec des sites de relâches plus à l'amont et d'avantage éloignés des pêcheries ou encore à l'absence de transport précédents les opérations de marquages. Les taux moyens de recapture par saison de migration entre 2017-18 (8,1 %) et 2019-2020 (8,6 %) sont relativement similaires, malgré la différence de 9,0 km entre le site de relâche G2 (Sainte-Gemmes-sur-Loire) et H (La Possonnière) entre les deux saisons. Ce résultat suggère l'absence d'un effet important de l'augmentation de la distance entre les deux sites de relâche sur le taux moyen de recapture.

Dans le cas d'une sous-population ouverte d'anguilles argentées, le nombre d'anguilles entre deux guideaux successifs pourrait augmenter et réduire la variation du taux de recapture entre ces deux guideaux. Cependant, dans la zone d'étude, il n'existe pas de tendance significative entre la variation du taux de recapture entre les guideaux consécutifs (de l'amont vers l'aval) et la distance à la mer (test de corrélation linéaire de Pearson, $R^2 = 0,30$, $F = 4,0$, $P = 0,09$). La moyenne de la variation du taux de recapture était de $0,01 \pm 3,13$ % (N = 19 sessions, 15 sessions n'ont pas été incluses au calcul dans la mesure où les histoires de recapture étaient incomplètes). Ces résultats suggèrent que le flux d'anguilles argentées dans la zone d'étude peut être considéré, dans sa moyenne, comme une population fermée, renforçant l'utilisation de **l'estimateur groupé de Petersen qui prédit un échappement moyen annuel des anguilles argentées à la pêche au guideau compris entre 85,5% et 91,9 % suivant les années.**

3.1.7. Flux d'échappement

Les estimations suivantes représentent le flux en anguilles argentées produit dans les sous-bassins versants situés en amont de la zone d'étude. Le guideau le plus en aval est situé à environ 115-120 km de l'estuaire. Ainsi, les estimations d'abondance représentent la production de 88,4 % du linéaire du lit majeur de la Loire.

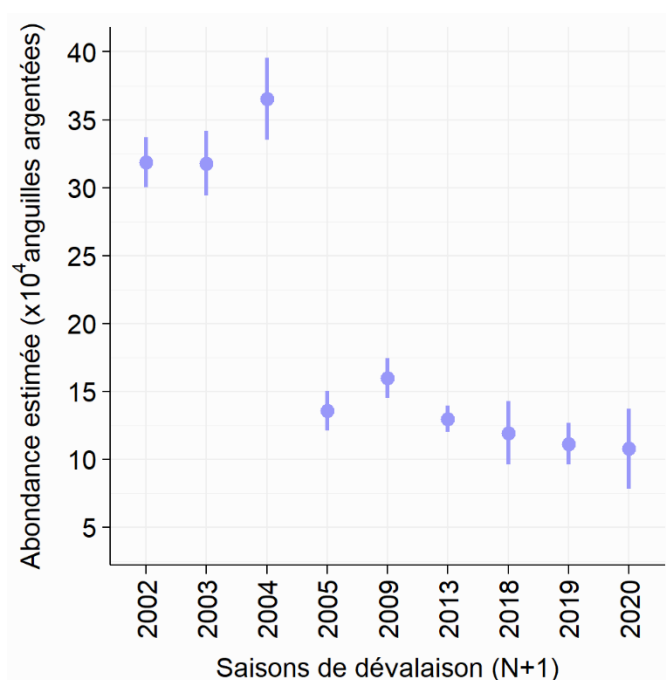


Figure 13 | Estimateur d'abondance $N_{\text{Chapman}} \pm$ erreur standard (estimateur groupé de Petersen avec une correction de Chapman) en fonction des saisons de dévalaison étudiées (2002 désigne la saison 2001-2002, et respectivement pour les autres saisons). L'estimateur est exprimé en milliers d'anguilles argentées.

L'estimation du flux d'échappement en anguilles argentées produites en Loire fluviale (amont d'Ancenis) était de $119\,363 \pm 23\,301$ individus pour la saison 2017-2018, de $111\,158 \pm 15\,289$ individus pour la saison 2018-2019 et de $107\,628 \pm 29\,557$ individus pour la saison 2019-2020 (Tableau 2, Figure 13). Le flux d'échappement en anguilles argentées en Loire fluviale entre 2017 et 2020 est stable (test de Spearman, $N = 3$, $S = 8$, $P=0,3$), avec une moyenne de $112\,716 \pm 22\,716$ individus.

Lors des neuf saisons d'études, les estimations d'abondance variaient entre $107\,628 \pm 29\,557$ individus (saison 2019-2020) et $365\,285 \pm 30\,004$ (saison 2003-2004). Les trois premières années d'étude entre 2001 à 2004 montraient une abondance stable (test de Spearman, $N = 3$, $S = 2$, $P = 1,0$) avec une moyenne de $333\,857 \pm 27\,220$ individus. Lors de la saison 2004-2005, l'abondance a chuté de 40,6 % par rapport à la moyenne des trois premières saisons (division par 2,6), en passant de $365\,285 \pm 30\,004$ individus en 2003-2004 à $135\,568 \pm 14\,781$ individus en 2004-2005.

L'abondance moyenne entre 2001-2004 était significativement plus élevée que celle entre 2004 et 2020 ($127\,228 \pm 19\,227$ individus) (test de Wilcoxon-Mann-Whitney, $N_{2001-2004} = 3$, $N_{2004-2020} = 6$, $W = 0$, $P = 0,02$), suggérant un point de bascule dans la dynamique de la sous-population d'anguilles entre 2004 et 2005. Bien que la dynamique du flux soit stable depuis 3 années, la tendance entre 2004 et 2020 était négative (test de Spearman, $N = 6$, $S = 68$, $P = 0,02$).

Globalement, les résultats indiquent une dynamique du stock en 3 phases : 1) une abondance stable entre 2001-2004 ($333\,857 \pm 27\,220$ anguilles), 2) une chute en 2004, 3) une abondance en légère baisse entre 2004 et 2020 (stable les trois dernières années) sans signe à l'heure actuelle de restauration du niveau avant l'année 2004.

À titre de comparaison, la production estimée dans la zone fluviale de la Loire est inférieure à celle du fleuve Rhin ($185\,000\text{ km}^2$) estimée à 2-3 millions de femelles (Breteler et al., 2006) et reste comparable au fleuve Saint-Laurent (400 000 anguilles, en 1996-1997) pour les saisons 2001 à 2004 (Caron et al., 2000). Cependant, l'abondance actuelle en Loire est similaire à celle d'hydrosystème plus petit comme la Meuse ($36\,000\text{ km}^2$, 145 000 anguilles) (Winter et al., 2007), suggérant que la Loire fluviale aurait perdu en productivité d'anguilles argentées par rapport à sa surface. Ce

résultat pourrait être expliqué par à un recrutement local de civelles appauvri et à une mortalité élevée au sein du bassin-versant de la Loire. L'appauvrissement en civelle semble une hypothèse incohérente au regard de la légère augmentation de l'indice de recrutement du groupe de travail WGEEL du Conseil International pour l'Exploration de la Mer (CIEM) (ICES, 2020). La dégradation de la qualité des habitats sur la Loire pourrait en ce sens être une piste de réflexion pour l'amélioration du stock d'anguilles en place et la restauration du flux d'échappement en anguilles argentées.

Cependant, l'estimation de la production en anguilles argentées en Loire fluviale reste une estimation basse dans la mesure où la zone d'étude n'inclut pas la production de l'estuaire, de l'Erdre, de la Sèvre Nantaise, du lac de Grand Lieu et des marais de la Brière [constituant de l'UGA Loire et des côtiers Vendéens (LCV)]. Ces deux derniers sites sont par ailleurs connus pour être très favorable à la production d'anguilles (Cucherousset et al., 2007; Mazel et al., 2016; Trancart et al., 2017). Le lac de Grand Lieu avait notamment produit jusqu'à 213 400 anguilles argentées en 2015-2016, avec une grande majorité d'individus mâles (Mazel et al., 2016). Des auteurs comme Briand et al. (2018) avaient estimé à l'aide de données issues de pêches électriques et de modèles d'argentures une production entre 369 780 (en 2015) et 522 846 (en 2008) anguilles argentées sur l'unité de gestion LCV. Les estimations (N_{Chapman}) réalisées en Loire fluviale entre 2004 et 2020 ($127\,228 \pm 19\,227$ individus) représenteraient de ce fait entre 24,3 % et 34,4 % du stock d'anguilles argentées estimé sur l'UGA LCV par Briand et al. (2018).

3.1.8. Taux d'exploitation des pêcheries

Le taux d'exploitation de la pêcherie sur le flux d'anguilles en dévalaison est estimé à $6,7 \pm 1,6$ % pour la saison 2017-2018, à $7,2 \pm 1,2$ % pour la saison 2018-2019 et à 6,7

$\pm 2,5$ % pour la saison 2019-2020 (**Figure 14**). Entre 2001 et 2020, les taux d'exploitation variaient entre $6,7 \pm 1,6$ % (2017-2018) et $16,3 \pm 1,3$ % (saison 2012-2013), pour une moyenne de $11,0 \pm 1,3$ %. Il existe une tendance linéaire négative entre le taux d'exploitation et le temps (test de corrélation linéaire de Pearson, $N = 9$, $F = 6,7$, $R^2 = 0,4$, $P = 0,04$), indiquant une baisse progressive de la contribution relative des pêcheries aux prélèvements dans le flux d'anguilles argentées.

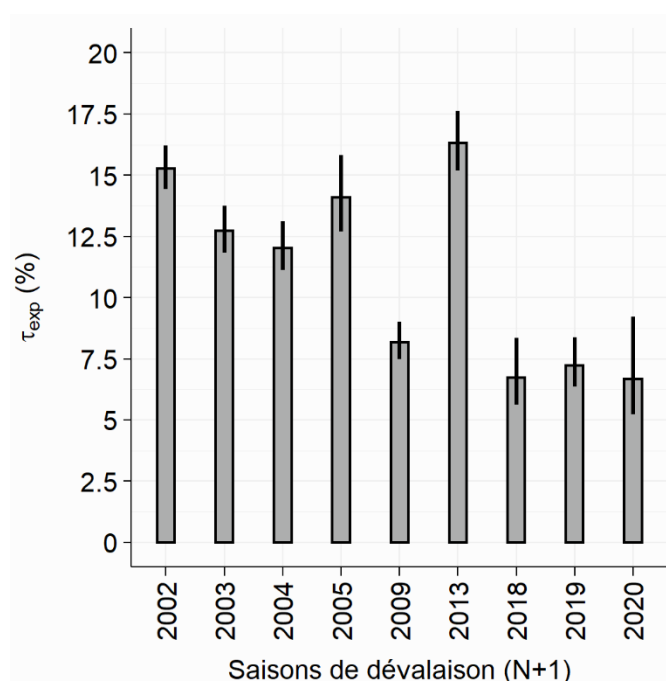


Figure 14 | Taux d'exploitation τ_{exp} (% , $\pm$ erreur standard) du flux d'échappement en anguilles argentées par le réseau professionnel de pêche en place sur la Loire fluviale. Les données concernant les saisons 2001-2002 à 2012-2013 sont adaptées de Acou et al. (2015) (2002 désigne la saison 2001-2002, et respectivement pour les autres saisons). Données exactes – 2001-2002 : $15,3 \pm 0,9$ % ; 2002-2003 : $12,7 \pm 1$ % ; 2003-2004 : $12,0 \pm 1,1$ % ; 2004-2005 : $14,1 \pm 1,7$ % ; 2008-2009 : $8,2 \pm 0,8$ % ; 2012-2013 : $16,3 \pm 1,6$ % ; 2017-2018 : $6,7 \pm 1,6$ % ; 2018-2019 : $7,2 \pm 1,2$ % ; 2019-2020 : $6,7 \pm 2,5$ %.

La réduction du taux d'exploitation au cours du temps pourrait s'expliquer par la diminution du nombre de guideaux opérationnels mais également par des conditions défavorables à la pêche de plus en plus fréquentes ces trois dernières années (étiages prolongés et déficits importants en débit par rapport aux modules). À titre de comparaison, le taux d'exploitation moyen sur la Loire (11,0 %) est inférieure à ceux

d'autres pêcheries connues sur le territoire métropolitain dans des hydrosystèmes plus petits, comme sur la lagune Bages-Sigean [20 %, Amilhat et al. (2008)] ou dans les marais de la Grande Brière Mottière [20,2 %, Cucherousset et al. (2007)] ou le lac de Grand Lieu [21%, Trancart et al. (Données non publiées)].

3.1.9. Lien entre le flux d'échappement et l'indice d'abondance ?

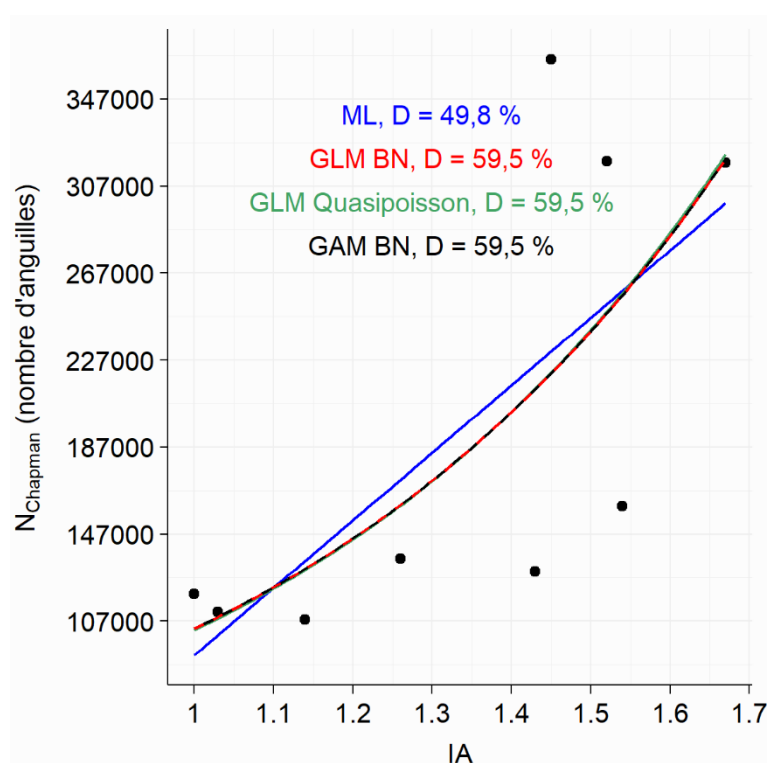


Figure 15 | Relations statistiques entre l'estimateur d'abondance N_{Chapman} (estimateur de Petersen avec la correction de Chapman) et l'indice d'abondance (IA) estimés pour neuf saisons de dévalaison (2001 à 2005, 2008-2009, 2012-2013 et de 2017 à 2020). ML : modèle linéaire ; GLM : modèle linéaire généralisé ; BN : distribution binomiale négative ; GAM : modèle additif généralisé ; D : déviance expliquée (%). Toutes les relations testées montrent des tendances significatives. Données : MNHN, AAPPBLB et Boisneau (2020).

L'indice d'abondance (IA) est un indicateur développé par l'Université de Bordeaux et fondé sur les données de CPUE (capture par unité d'effort) provenant les pêcheries les plus en aval et les plus anciennes (Boisneau, 2020). Quatre modèles différents ont été réalisés pour l'analyse du lien entre IA et l'estimateur d'abondance N_{Chapman} (voir

la section méthodes). Les résultats des modèles et leurs distributions sont donnés dans le **Tableau 4**.

Tableau 4 | Principaux résultats des modèles liant l'estimateur d'abondance N_{Chapman} (estimateur de Petersen avec la correction de Chapman) et l'indice d'abondance (IA) estimés pour neuf saisons de dévalaison (2001 à 2005, 2008-2009, 2012-2013 et de 2017 à 2020).

Modèles	Normalité des résidus		Dev. Exp.	a (ES)	b (ES)	P (pente)	P (lissage)	Sur-dispersion	Thêta	AIC
	W	P								
ML	0,96	0,83	49,84	310 189 (117 620)	-218 860,00 (159 579)	0,03	-	-		232,43
GLM BN	-	-	59,53	5,38 (1,57)	19 260,46 (1,85)	$1,98 \times 10^{-4}$	-	1,31	10,65	227,77
GLM Quasipoisson	-	-	55,53	5,48 (2,38)	18 766,08 (1,83)	0,03	-	27 707,48		-
GAM BN	0,96	0,84	59,50	-	182 816,50 (1,12)	2×10^{-16}	$9,76 \times 10^{-4}$	1,03	8,36	228,02

Dev. Exp. : déviance expliquée (%), a : pente estimée ; b : ordonnée à l'origine estimée ; ES : erreur standard ; P : résultat des tests statistiques (*P-value*) ; sur-dispersion : ratio déviance / degrés de liberté résiduels ; Thêta : paramètre de correction de la sur-dispersion lorsqu'il s'applique (distribution BN) ; ML : modèle linéaire paramétrique ; GLM : modèle linéaire généralisé ; BN : distribution binomiale négative ; GAM : modèle additif généralisé.

Les résultats ont montré l'existence d'une forte sur-dispersion des modèles et la nécessité d'employer la distribution d'erreur Quasi-poisson et binomiale négative. Pour chaque modèle, la relation est significative et la tendance est positive, avec une déviance expliquée relativement faible (entre 49,8 % pour le modèle linéaire et 59,5 % pour les GLM BN et GAM BN). Les relations observées restaient très similaires quel que soit le modèle parmi les GLM et GAM. Cependant, le faible effectif en saisons de dévalaison ($N = 9$) et une déviance expliquée inférieure à 60 % réduit la possibilité d'une prédiction robuste de l'estimateur d'abondance par CMR (N_{Chapman}) à partir de l'indice d'abondance (IA).

3.1.10. L'importance de la relève hebdomadaire le week-end ?

Cette section vise à déterminer dans quelle mesure l'utilisation des données de captures prédites (vs observées) pendant la relève hebdomadaire impacte la précision de l'indicateur d'abondance développé par l'AAPPBLB. Pour cela, nous avons utilisé le jeu de données existant pour comparer les CPUE avec ou sans relève hebdomadaire.

3.1.10.1. Effort de pêche et CPUE

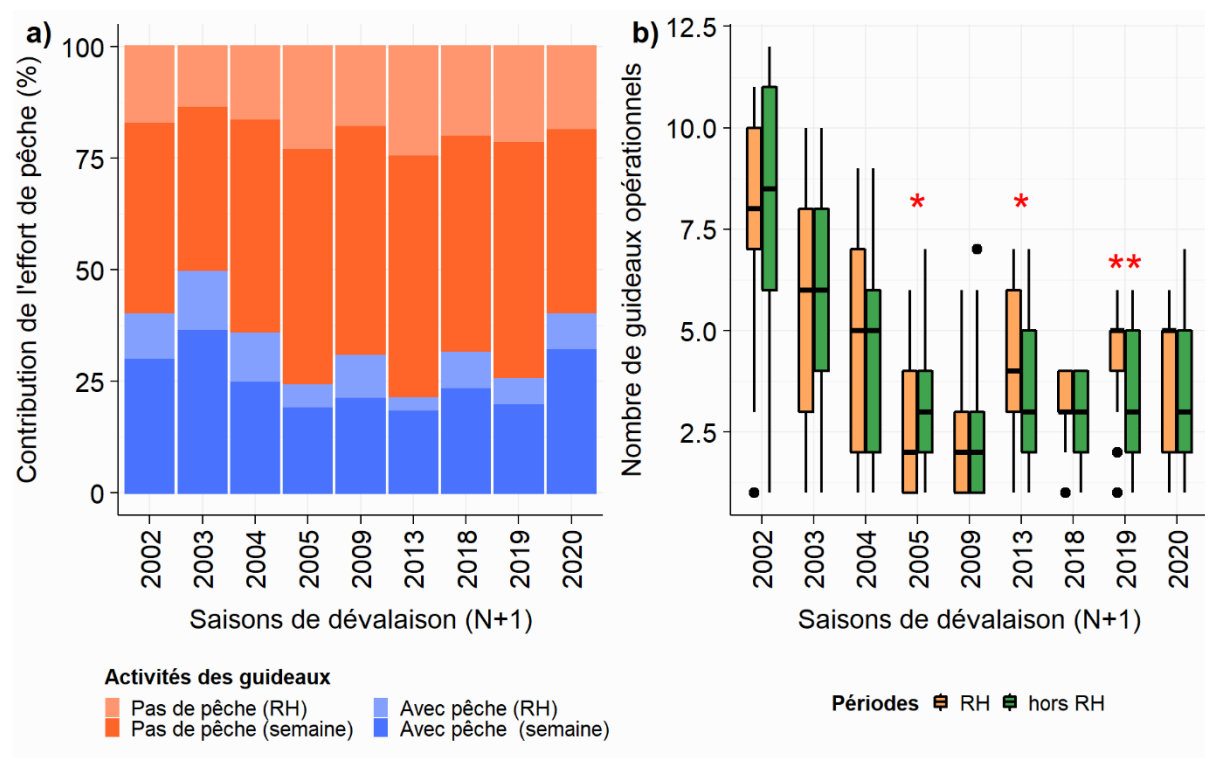


Figure 16 | a) Contribution relative (%) de l'effort de pêche (guideaux en pêche ou non) lors des périodes de relèves hebdomadaires (RH) et dans la semaine (hors RH). **b)** Nombre de guideaux opérationnels lors des périodes de RH et hors RH durant les saisons de dévalaison étudiées (2002 désigne la saison 2001-2002, et respectivement pour les autres saisons). Les astérisques indiquent les différences significatives entre les rangs du nombre de guideaux en pêche hors RH et en RH (tests de Mann-Whitney-Wilcoxon).

L'activité de pêche lors des relèves hebdomadaires contribuait entre 3,6 % (saison 2012-2013) et 13,8 % (saison 2002-2003) de l'ensemble de l'activité des guideaux durant les différentes saisons (**Figure 16a**). En moyenne, la pêche durant les RH représentait $8,9 \pm 3,2$ % de l'activité au sein d'une saison de pêche. À l'inverse, les RH non pêchées constituaient entre 16,7 % (saison 2003-2004) et 24,6 % (saison 2012-2013) des saisons, pour une moyenne de $19,4 \pm 3,4$ %. Le nombre de jours avec des guideaux en pêche lors des RH reste stable dans le temps (test de corrélation linéaire de Pearson, $R^2 = 0,2$, $P = 0,1$). Parmi les neuf saisons de dévalaison étudiées, la couverture moyenne des jours avec des guideaux en pêche avant ou après la mise en application de la RH en 2008 est similaire, que cela soit en RH ($10,5 \pm 3,4$ % avant 2008 et $7,5 \pm 2,5$ % après 2008) ou hors RH ($27,4 \pm 7,4$ % avant 2008 et $22,8 \pm 5,4$ % après 2008) (tests non appariés de Student, $P > 0,2$).

Le nombre de guideau en pêche variait entre 1 (toutes les saisons) et 12 (saison 2001-2002) lors des périodes hors RH et entre 1 (toutes les saisons) et 11 (saison 2001-2002) lors des périodes RH (**Figure 16b**). La distribution des rangs du nombre de guideaux en pêche entre les RH et hors RH est significativement différente pour les saison 2004-2005 (tests de Mann-Whitney-Wilcoxon, $W = 851,5$, $P = 3,1 \times 10^{-2}$; RH > hors RH), 2012-2013 ($W = 1552$, $P = 4,9 \times 10^{-2}$; RH < hors RH) et 2018-2019 ($W = 1482$, $P = 2,7 \times 10^{-3}$; RH < hors RH) (**Figure 16b**). Ce résultat suggère que l'investissement en effort de pêche en période de RH reste globalement constant par rapport à l'investissement en effort de pêche en dehors des RH (en semaine). La répartition dans l'effort de pêche entre la semaine et les RH n'a pas été affectée par la mise en place de l'interdiction de pêche lors des week-ends en 2008. Dans d'autres

termes, les pêches scientifiques ont été réalisées avec le même effort en nombre de guideau que lors des pêches en semaines.

Les tests de comparaisons ne montraient **aucune différence significative entre les CPUE en RH et hors RH pour chaque saison** (tests de Mann-Whitney-Wilcoxon, 2001-2002 : $W = 2466$, $p\text{-value} = 0,7$; 2002-2003 : $W = 1729,5$, $p\text{-value} = 1,0$; 2003-2004 : $W = 2997$, $p\text{-value} = 0,6$; 2004-2005 : $W = 3574,5$, $p\text{-value} = 0,6$; 2008-2009 : $W = 3423,5$, $p\text{-value} = 0,7$; 2012-2013 : $W = 3969,5$, $p\text{-value} = 0,9$; 2017-2018 : $W = 3124$, $p\text{-value} = 0,9$; 2018-2019 : $W = 3728,5$, $p\text{-value} = 0,9$; 2019-2020 : $W = 2277,5$, $p\text{-value} = 0,9$). Les CPUE en semaine (hors RH) représentaient en moyenne 52 ± 101 anguilles par guideau par nuit, contre 51 ± 125 anguilles par guideau par nuit en période de RH.

3.1.10.2. Effet des RH pour l'estimateur d'abondance et le taux d'exploitation

Parmi les 228 560 anguilles capturées par le réseau de pêcheries lors des neuf saisons durant lesquelles des CMR ont été réalisées, près de **27,6 % des captures ont été effectuées durant la relève hebdomadaire RH** (soit 63 168 individus). À l'échelle des différentes saisons étudiées pour les CMR, **les captures d'anguilles en RH représentaient entre 19,2 % (2017-2018, soit 1911 anguilles) et 41,8 % (2003-2004, soit 18370 anguilles) des captures totales d'anguilles**. En considérant que le taux de recapture est similaire lors de la semaine et lors des RH, l'estimation de l'abondance en anguilles argentées pendant les RH variait entre $22\,943 \pm 4457$ (saison 2012-2013) et $152\,663 \pm 12\,514$ anguilles (saison 2003-2004) (**Figure 17a**). En semaine, l'estimation d'abondance représente entre $74\,815 \pm 10\,280$ (saison 2018-2019) et $238\,431 \pm 13\,750$ anguilles (saison 2001-2002).

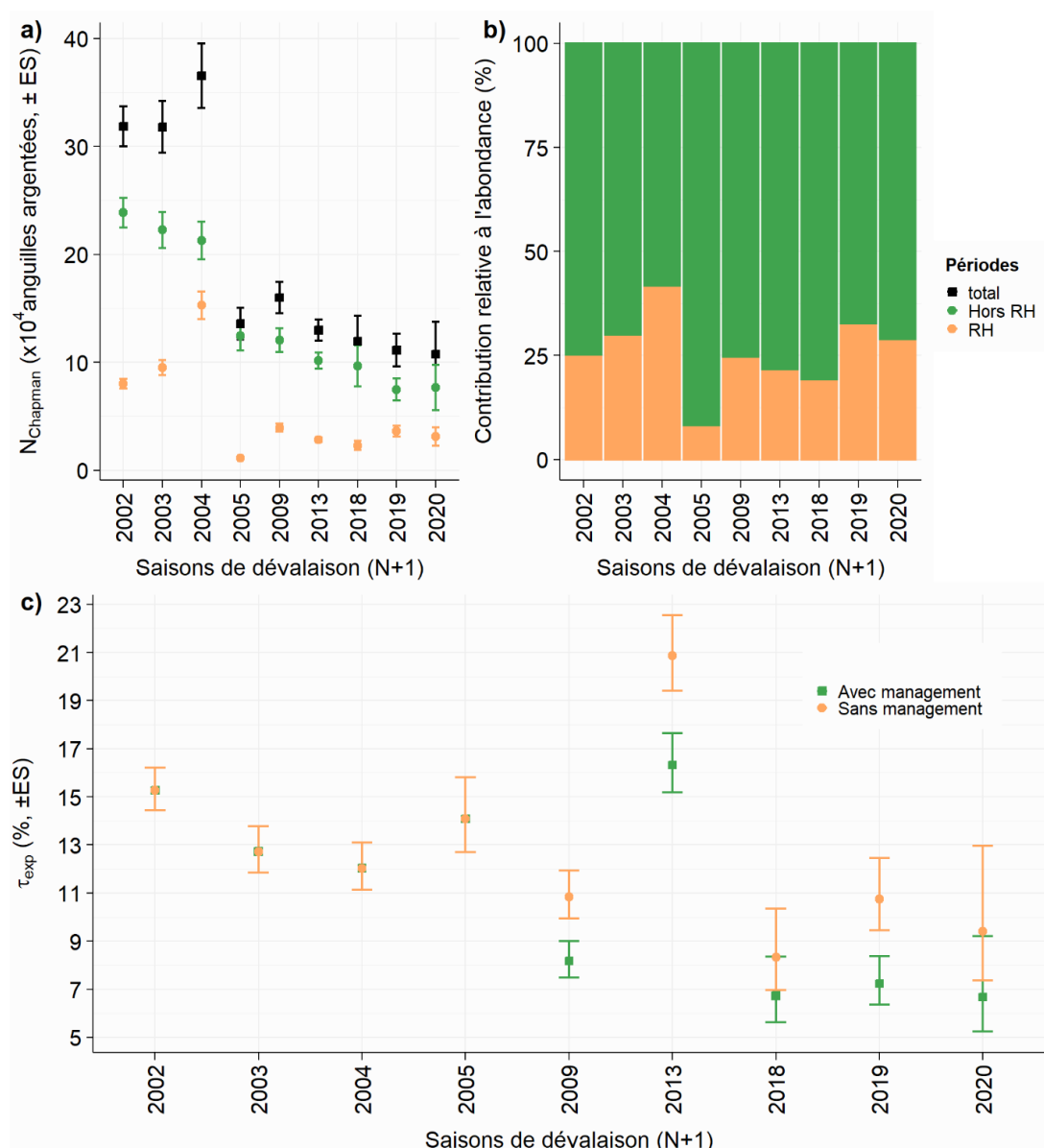


Figure 17 | Analyse de l'effet des relèves hebdomadaires (RH) lors de l'estimation de l'abondance par CMR. a) Estimateur d'abondance N_{Chapman} ($\pm$ ES erreur standard, en nombre d'anguilles) à partir des données de captures totales (RH et hors RH), lors des RH et hors RH (en semaine) pour les neuf saisons avec des opérations CMR. b) Contribution relative de l'estimation de l'abondance en RH et en semaine (hors RH) par rapport à l'estimation totale (RH et hors RH). c) Évolution du taux d'exploitation ($\pm$ ES erreur standard) de la pêche en Loire fluviale avec ou sans mesure de réduction des prélèvements lors de la période de relève hebdomadaire (2002 désigne la saison 2001-2002, et respectivement pour les autres saisons).

L'estimation de l'abondance lors de RH contribuait entre 19,2 % (saison 2017-2018) et 41,8 % (saison 2003-2004) de l'estimation totale de l'abondance (Figure

17b). L'absence des RH pour l'estimation du flux d'anguilles argentées suppose une sous-estimation globale de $25,8 \pm 9,4$ %. Cette sous-estimation pourrait représenter une abondance moyenne de $55\,222 \pm 45\,562$ anguilles argentées (fort écart-type à cause de la saison 2003-2004).

Le taux d'exploitation après 2008-2009 variait entre 6,7 % (saison 2017-2018) et 16,3 % (saison 2012-2013) dans une situation avec RH (avec les mesures de gestions) et entre 8,3 % (saison 2017-2018) et 20,9 % (saison 2012-2013) sans les RH (sans mesure de gestion) (**Figure 17c**). Le taux moyen d'exploitation après la saison 2008-2009 était de $9,0 \pm 4,1$ % avec les RH contre $12,0 \pm 5,0$ % sans les RH. **Ainsi, l'interdiction des prélèvements lors des RH à partir de la saison 2008-2009 a permis une diminution de 24,8 % en moyenne du taux d'exploitation.**

3.1.10.3. Effet des RH dans la précision de l'indicateur IA

L'objectif de cette section est de déterminer dans quelle mesure l'utilisation des données de captures prédites (vs observées) pendant la relève hebdomadaire (RH) impacte la précision de l'indicateur d'abondance (IA) développé par l'AAPPBLB et l'Université de Tours (Boisneau, 2020). A cette fin, un modèle GAM NB (modèles additif généralisé suivant la distribution binomiale négative) a été construit à partir des données de captures observées en périodes réglementaires afin de prédire les captures lors des périodes de RH. Ce modèle a été déployé pour chacune des pêcheries impliquées dans le calcul de l'IA. Les résultats des quatre modèles sont affichés dans le tableau annexe a1 et les figures annexes a1, a2, a3 et a4.

La déviance expliquée des modèles variait entre 47,9 % (pêcherie notée C) et 58,7 % (pêcherie A). Pour chaque pêcherie, les prédicteurs non linéaires associés au débit quotidien et à la variation de ce débit ($\Delta 1$, $\Delta 3$ et $\Delta 7$) montraient un effet significatif ($P < 0,05$) sur les captures observées. Pour des grandes valeurs de débits, $> 2500 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ pour le prédicteur du débit quotidien et $> 1000 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ pour la variation à sept jours du débit, les effets marginaux de ces prédicteurs indiquaient une diminution des captures. Ce résultat souligne le principe de saturation des guideaux lors des crues en automne et en hiver. Durant ces crues, les guideaux se chargent en déchets végétaux (dont des troncs massifs d'arbres), ce qui réduit la capturabilité des engins de pêches et nécessite l'augmentation de la fréquence des relèves pour le nettoyage manuel des guideaux.

L'effet saison s'est révélé important pour chacun des modèles, avec une influence linéaire négative dans le temps sur les captures (Figures a1, a2, a3, a4 et a5 ; Tableau a1). Cet effet varie en fonction des pêcheries et des différentes saisons. Le nombre de saisons ayant une influence significative sur les captures observées était de 17 pour la pêcherie A, 21 pour la pêcherie B, 24 pour la pêcherie C et 12 pour la pêcherie D. Globalement, les effets négatifs des saisons interviennent à partir de 1996 pour la pêcherie A, 1993 pour la pêcherie B, 2004 pour la pêcherie C et 2010 pour la pêcherie D. Cependant, les effets les plus importants semblaient intervenir lors des trois à dix dernières saisons. L'influence du mois d'échantillonnage était à noter, avec un effet significatif du mois de janvier pour les pêcheries A, B et C, ainsi que le mois de novembre pour la pêcherie A. Enfin, toutes les phases lunaires ont montré un effet significatif sur la variation des captures d'anguilles argentées, notamment pour les périodes de faibles luminosités (Nouvelles Lunes, premiers et derniers quartiers).

Ces modèles ont été utilisés pour tenter de prédire les captures lors des RH. Ces prédictions ont été réalisées uniquement sur les jours de RH pour lesquels des pêches ont eu lieu afin de pouvoir comparer un IA avec les données observées et un IA avec des données prédites. Malheureusement, le pouvoir de prédiction reste modéré avec une AUC entre 0,6 et 0,8, suggérant la difficulté de prédire les données de captures à partir du débit lors des RH. Il est possible que de grandes crues n'ayant pas eu lieu lors de la semaine aient opéré lors des RH et durant lesquels les pêcheries aient été obligées d'adapter les relèves aux conditions difficiles de pêche. De plus, les modèles peinent à prédire certaines captures lors de hautes valeurs de débits ou de variations de débits.

Après l'exercice de modélisation, trois IA ont été calculés : le premier intégrant uniquement les captures observées en semaine (IA semaine), le second intégrant les captures observées en semaine et lors des RH (IA semaine et RH pêcheries) et le troisième intégrant les captures observées la semaine et les captures prédites lors des jours pêchés des RH. Pour les trois indicateurs, les tendances négatives mesurées étaient similaires pour l'IA en semaine (tests de rang de Spearman ; $N = 33$ années ; $S = 10\,340$, $P = 3,7 \times 10^{-6}$, $\rho = -0,7$), l'IA semaine avec RH (test de corrélation linéaire de Pearson : $t = -6,6$, $P = 2,4 \times 10^{-7}$, $R^2 = -0,8$) et enfin pour l'IA semaine avec RH prédites par les modèles (tests de rang de Spearman ; $S = 10\,588$, $P = 1,0 \times 10^{-6}$, $\rho = -0,8$) (**Figure 18a**). L'indicateur IA semaine variait entre 0,75 et 1,76 (moyenne : $1,42 \pm 0,26$) avec un coefficient de variation (CV) de 18,41 %. Pour l'IA intégrant les RH observées, la valeur moyenne était de $1,41 \pm 0,28$ (min-max = 0,75 – 1,82) pour un CV de 19,79 %. La prédiction des captures en RH apporte un IA moyen de $1,49 \pm 0,27$ (min-max = 0,79 – 1,84) avec un CV de 17,87 %.

En calculant l'IA uniquement sur la période de RH (**Figure 18b**), l'utilisation des captures observées ou prédites fournissait des tendances négatives similaires (tests de rang de Spearman ; RH observées : $S = 10\,198$, $P = 8,98 \times 10^{-6}$, $\rho = -0,7$; RH prédites : $S = 10740$, $P = 6,37 \times 10^{-7}$, $\rho = -0,8$). Cependant, la moyenne de l'IA avec les RH observées ($1,40 \pm 0,34$; min-max = $0,74 - 1,95$; CV = 24,25 %) était significativement plus petite (test apparié de Mann-Whitney-Wilcoxon, $V = 0$, $P = 2,32 \times 10^{-10}$) que celle de l'IA avec les RH prédites ($1,66 \pm 0,30$; min-max = $0,90 - 2,13$; CV = 18,26 %). **Les prédictions produisent en moyenne des valeurs d'IA (calculées uniquement sur les périodes de RH, c'est-à-dire sans les données de captures en semaine) environ 15,81 % plus élevées que celles observées par les pêcheries.**

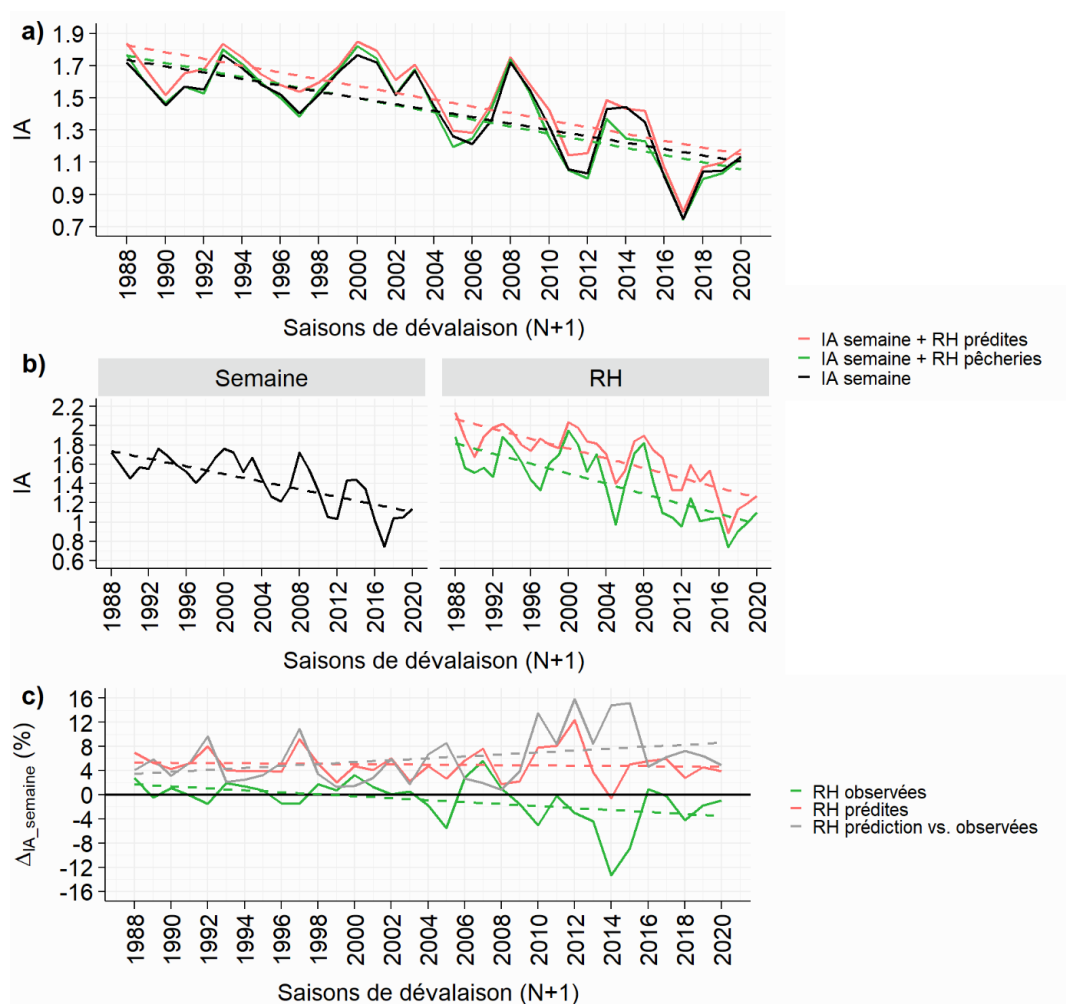


Figure 18 | a, b) Évolution des indicateurs moyens d'abondances calculés en fonction des saisons de dévalaison (a) et en fonction des périodes hebdomadaires de pêches (b) [pêche en semaine et lors des relèves hebdomadaires (RH)]. Les trois indicateurs d'abondance sont les suivants : IA semaine (données de captures observées en semaine), IA semaine + RH pêcheries (données de captures observées en semaine et en relèves hebdomadaires RH), et IA semaine + RH prédites (données de captures observées en semaine et prédites en RH par les modèles GAM). **c)** Variation de l'indicateur d'abondance en semaine (%) due à l'ajout des données de captures observées en RH et prédites en RH. La différence entre les IA calculés avec les données observées (IA semaine + RH pêcheries) et prédites (IA semaine + RH prédites) est également affichée (RH prédictions vs. observations). La droite $y = 0$ représente l'IA en semaine. Pour chaque tendance, une régression linéaire est affichée (avec ou sans significativité) pour favoriser la compréhension.

La différence entre l'IA en semaine (droite $y = 0$ sur la **Figure 18c**) et l'IA en semaine avec les RH observées par les pêcheurs montrait une relation linéaire significative et

négligable (test de rang de Spearman ; $S = 8776$, $P = 6,7 \times 10^{-3}$, $\rho = -0,5$). Ce résultat suggère que l'intégration des captures observées lors des RH par les pêcheries influence significativement la variation de l'IA basé uniquement sur les données de la semaine, démontrant l'importance des pêcheries en RH. L'ajout des captures observées en RH favorise la variation de -13 à +5 % (moyenne de $+ 1,04 \pm 3,92$ %) de l'IA calculé sur les données de captures observées en semaines.

À l'inverse, la différence entre l'IA en semaine et l'IA intégrant les données observées en semaine et prédites en RH ne montrait pas de relation linéaire significative (test de corrélation linéaire de Pearson : $t = -0,7$, $P = 0,6$). Ce résultat suppose que l'utilisation de données prédites lors des RH fournit un indicateur ayant la même variation que celui basé uniquement sur les données de semaines. Ce résultat n'est pas surprenant dans la mesure où les modèles ont été alimentés à partir des données de captures observées en semaines. Cependant, malgré une variation similaire dans le temps, **l'indicateur IA (semaine + RH prédites) restait $5,0 \pm 2,5$ % plus élevé que celui uniquement construit sur les données observées en semaine**, probablement lié au pouvoir de prédiction modéré des modèles.

Enfin, **la différence entre l'IA « semaine + RH observées » et l'IA « semaine + RH prédites » était en moyenne de $6,03 \pm 4,19$ % (min-max : 0,8 – 15,8 %)**. De plus, cette différence montrait une tendance modérée positive et significative (test de Spearman ; $S = 3856$, $P = 4,9 \times 10^{-2}$, $\rho = 0,35$). Ce résultat indique **i) que l'utilisation des données de captures prédites (vs observées) pendant la relève hebdomadaire (RH) impose un écart de + 6,03 % en moyenne à l'IA (semaine + RH observé) et que ii) cet écart tend à augmenter dans le temps**. En d'autres termes, l'utilisation de données prédites à la place de données observées pourrait fournir un IA dont la variation s'écartera de plus en plus des données observées par les

pêcheries. Les données observées en RH permettent probablement d'intégrer un effet « année » plus précis que les données observées de la semaine ne semblent pas suffisamment apporter. Il faut cependant garder à l'esprit que la relation linéaire supposant un écart croissant d'années en années entre les IA (semaine + RH observées) et IA (semaine + RH prédites) montraient un coefficient rho relativement faible (0,35) avec une valeur de P à la limite du seuil de significativité ($P = 0,049$, proche du seuil α fixé à 0,05). L'origine de cet écart reste difficile à identifier mais semble associée soit aux conditions hydrologiques spécifiques lors de certaines RH, soit par une modification des comportements de pêches en RH, soit par le pouvoir de prédiction des modèles. Le principe de saturation des guideaux à de fortes valeurs de débits pourrait également expliquer cet écart.

Intensité du flux d'échappement en période post-fermeture

L'objectif de ce volet est de déterminer l'intensité du flux d'anguilles argentées existant en dehors des périodes réglementaires de captures en 2019 (entre le 16 février 2019 et le 30 septembre 2019). Les captures post-fermeture (CPF) constituent une première tentative pour produire 1) un estimateur d'abondance en anguilles argentées non biaisé, c'est-à-dire couvrant l'ensemble d'une année et 2) un inventaire ichthyologique capturables par les guideaux.

3.1.11. Profil hydrologique

Lors des 59 relèves (soit 30 % des 227 jours de la période non réglementaire), les débits mesurés à Montjean-sur-Loire variaient entre 97 et 836 $\text{m}^3.\text{s}^{-1}$, avec une moyenne de $320 \pm 215 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$ (**Figure 19**). La variation du débit échantillonné est semblable à celle observée sur l'ensemble de la période non réglementaire (sur 227 jours : $361 \pm 210 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$), indiquant un effort satisfaisant de l'échantillonnage des

conditions hydrologiques. De la même manière que la période réglementaire, la pêche post-fermeture montre un déficit moyen de $57,4 \pm 11,6$ % par rapport au module calculé entre 1900 et 2019. Il est important de noter que l'étiage soutenu a permis le développement important d'algues filamenteuses dont l'action combinée au manque d'eau a très probablement diminué la capacité de pêche du guideau utilisé entre juillet et octobre 2019.

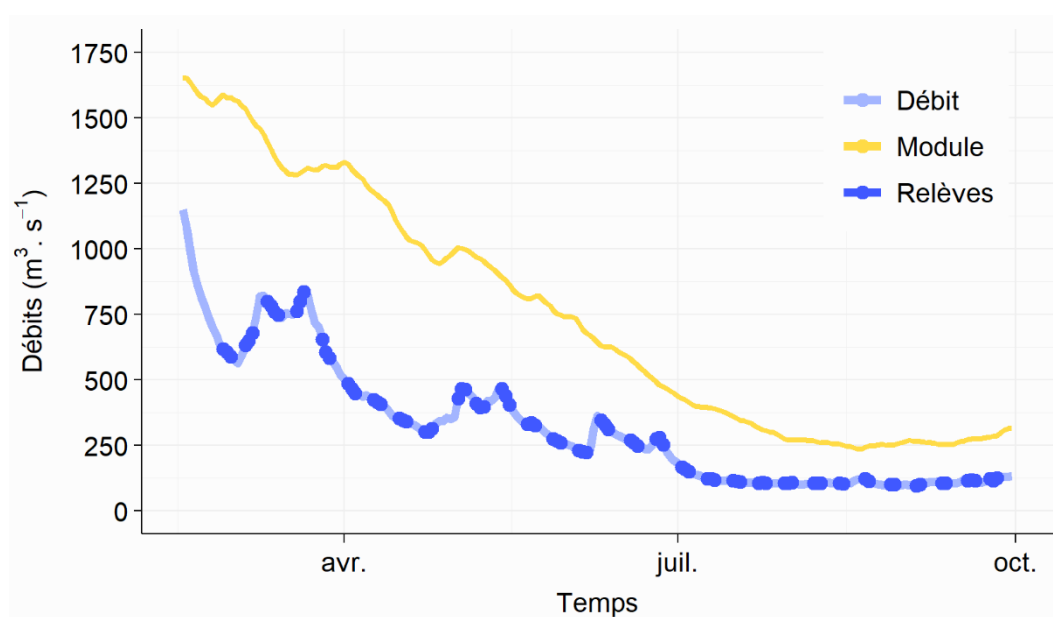


Figure 19 | Débit journalier et module ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) lors de la période non réglementaire de la saison 2018-2019 (16 février 2019 au 30 septembre 2019). Les jours de relèves (N = 59) sont indiqués par des points sur les données de débits. Données de débits et modules : DREAL Pays-de-Loire/HYDRO-MEDDE/DE.

3.1.12. Composition des captures

Tableau 5 | Bilan des captures post-fermetures au guideau. Espèces, effectif, CPUE (capture par Unité d'effort, en nombre d'individus par session pêche) et taille totale moyenne (en cm, moyenne $\mu \pm$ écart-type) des individus capturés lors des 59 sessions de 24 heures de pêche entre le 16 février et le 30 septembre 2019 sur le guideau du site K.

Espèces	Identifiants	Effectif	CPUE	Taille totale
<i>Salmo salar</i>	SAT	146	2.52	18.04 (1.78)
<i>Blicca bjoerkna</i>	BRB	102	1.76	16.82 (4.86)
<i>Anguilla anguilla</i>	ANG (A + J)	94	1.62	80.11 (13.12)
<i>Barbus barbus</i>	BAR	85	1.43	12.98 (9.57)
<i>Alburnoides bipunctatus</i>	SPI	51	0.88	9.39 (2.04)
<i>Abramis brama</i>	BRC	46	0.78	16.28 (5.45)
<i>Petromyzon marinus</i>	LPM	30	0.52	32.63 (28.22)
<i>Rutilus rutilus</i>	GAR	24	0.41	20.15 (7.45)
<i>Stizostedion lucioperca</i>	SAN	11	0.24	6.69 (4.47)
<i>Alburnus alburnus</i>	ABL	10	0.17	10.78 (0.92)
<i>Lampetra fluviatilis</i>	LPF	7	0.12	26.14 (3.29)
<i>Gymnocephalus cernuus</i>	GRE	6	0.1	10.17 (0.98)
<i>Chondrostoma nasus</i>	HOT	5	0.09	23.6 (11.04)
<i>Gobio gobio</i>	GOU	4	0.07	9.25 (1.26)
<i>Leuciscus cephalus</i>	CHE	4	0.07	12.5 (7.6)
<i>Silurus glanis</i>	SIL	4	0.07	59.5 (44.94)
<i>Perca fluviatilis</i>	PER	3	0.05	15.33 (2.31)
<i>Leuciscus leuciscus</i>	VAN	2	0.03	18.5 (6.36)
<i>Chelon ramada</i>	MLP	1	0.02	58 (-)
<i>Leuciscus idus</i>	IDM	1	0.02	50 (-)
<i>Oncorhynchus mykiss</i>	TRA	1	0.02	35 (-)
<i>Salmo trutta</i>	TRF	1	0.02	30 (-)
TOTAL		638	11	

Identifiants – Espèces non migratrices : ABL (ablette) ; BAR (barbeau fluviatile) ; BRB (brème bordelière) ; BRC (brème commune) ; CHE (chevaine) ; HOT (hotu) ; GAR (gardon) ; GOU (goujon) ; GRE (grémille) ; IDM (ide mélanote) ; PER (perche) ; SAN (sandre) ; SIL (silure glane) ; SPI (spirin) ; TRA (truite arc-en-ciel) ; TRF (truite fario) ; VAN (vandoise). Espèces amphihalines migratrices : ANGA (anguille argentée), ANGJ (anguille jaune) ; LPF (lamproie fluviatile) ; LPM (lamproie marine) ; MLP (mulet porc) ; SAT (saumon atlantique, smolt).

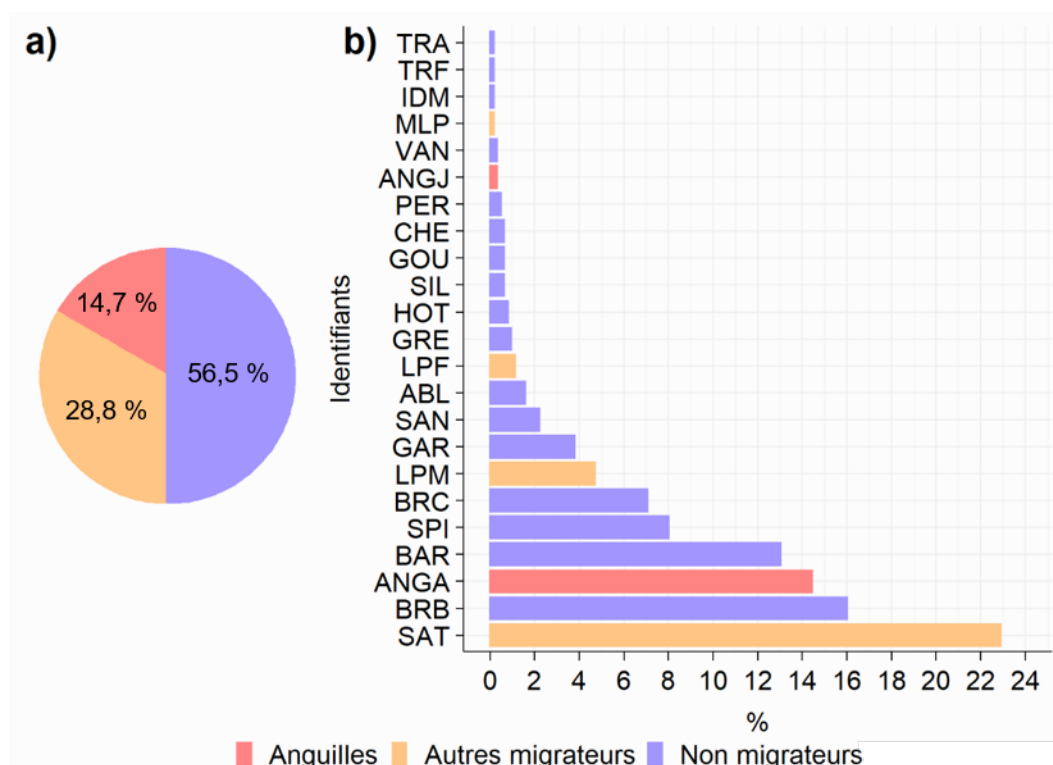


Figure 20 | Composition relative (en %) du peuplement ichthyologique capturé par le guideau du site B lors des 59 sessions de 24 heures durant la période non réglementaire de pêche. a) Contributions relatives aux captures totales des anguilles, autres migrateurs et non migrateurs. b) Contribution relatives aux captures totales des identifiants (N = 22) des espèces ou stades des individus échantillonnés (N = 638). Identifiants – Espèces non migratrices : ABL (ablette) ; BAR (barbeau fluviatile) ; BRB (brème bordelière) ; BRC (brème commune) ; CHE (chevaine) ; HOT (hotu) ; GAR (gardon) ; GOU (goujon) ; GRE (grémille) ; IDM (ide mélanote) ; PER (perche) ; SAN (sandre) ; SIL (silure glane) ; SPI (spirlin) ; TRA (truite arc-en-ciel) ; TRF (truite fario) ; VAN (vandoise). Espèces amphihalines migratrices : ANGA (anguille argentée), ANGJ (anguille jaune) ; LPF (lamproie fluviatile) ; LPM (lamproie marine) ; MLP (mulet porc) ; SAT (saumon atlantique, smolt).

Lors des relèves, 638 individus répartis dans 22 espèces (**Tableau 5**) ont été capturés, avec 56,5% de poissons non migrateurs, 28,8 % de poissons migrateurs autres que l’anguille (smolt de saumon atlantique, lamproie marine, lamproie fluviatile et mulet porc) et 14,7 % d’anguilles européennes (**Figure 20a**). Les poissons amphihalins constituaient près de la moitié des captures (43.6 %). Les captures étaient dominées par le saumon atlantique *Salmo salar* (22.9 % des captures dont 100% de smolt), la

brème bordelière *Blicca bjoerkna* (16 %), l'anguille européenne *Anguilla anguilla* (14.7 %) et le barbeau fluviatile *Barbus barbus* (13 %) (**Figure 20b**). Certaines espèces montraient une occurrence rare, aussi bien parmi les poissons non migrateurs tels que la truite fario (N=1), la truite arc-en-ciel (N=1), l'ide mélanote (N=1) et la vandoise (N=2), que les poissons migrateurs comme le mulot porc (N=1).

3.1.13. Captures en anguilles argentées

Les captures d'anguilles étaient dominées par des anguilles argentées (97.9 % des captures), avec 92 femelles argentées selon les critères de Acou et al., (2005), contre deux anguilles jaunes (probablement des mâles).

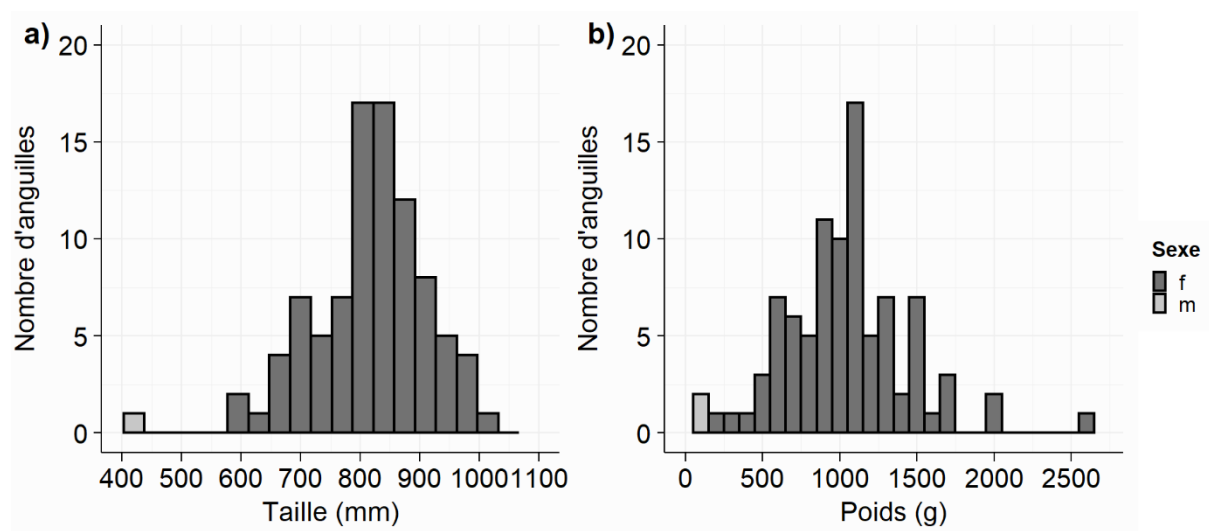


Figure 21 | Biométrie des anguilles argentées échantillonnées en période non réglementaire de pêche en Loire fluviale (16 fév. au 30 sept. 2019). a) distributions des classes de tailles (mm, 1 barre = 35 mm) et b) de poids (g, 1 barre = 100 g) en fonction du nombre d'anguilles argentées.

Les anguilles argentées femelles étaient de grande taille, avec une moyenne de $822 \pm 89,2$ mm (min : 584 mm ; max : 1006 mm), et pour un poids moyen de 1069 ± 389 g (min= 90 g ; max= 2607 g). La taille moyenne des mâles (N = 2) était de $389,5 \pm 30,4$ mm (min : 368 mm ; max : 411 mm) et un poids moyen de 115 ± 35 g (min : 90 g ; max : 140 g ; Figure 21).

La taille des anguilles femelles capturées en période non réglementaire ($822 \pm 89,2$ mm) de pêche est significativement plus élevée que celles capturées lors de la CMR (692 ± 100 mm) (Test de Kruskal-Wallis ; $X^2 = 92,5$, $df = 1$, $P < 0,001$). Les comparaisons entre les tailles des femelles de chacune des trois opérations de CMR et de l'opération CPF indiquent que la taille des femelles augmente au cours d'une saison de dévalaison (**Figure 22**).

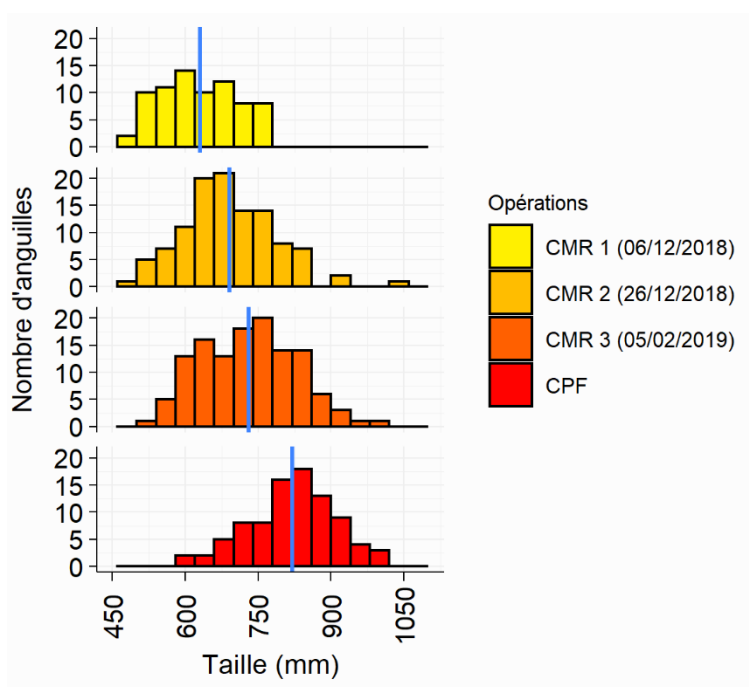


Figure 22 | Nombre d'anguilles argentées femelles échantillonnées lors des opérations de CMR (capture-marquage-recapture, période réglementaire) et de CPF (capture post-fermeture, période non réglementaire) en fonction des classe de tailles (1 barre = 40 mm). La valeur moyenne de chaque opération est indiquée par un segment vertical bleu. Les comparaisons non paramétriques (test de Dunn) montrent que les rangs de la taille des différentes opérations sont différents significativement, avec CMR1 - CMR2 : $z = -3,6$, $P = 1,8 \times 10^{-3}$; CMR1 - CMR3 : $z = -6,2$, $P = 3,6 \times 10^{-9}$; CMR2 - CMR3 : $z = -2,8$, $P = 3,2 \times 10^{-2}$; CMR1 - CPF : $z = -10,8$, $P = 1,7 \times 10^{-26}$; CMR2 - CPF : $z = -8,1$, $P = 2,7 \times 10^{-15}$; CMR1 - CPF : $z = -5,7$, $P = 6,4 \times 10^{-8}$.

Le nombre d'anguilles argentées par relève (CPUE) variait de 0 à 16 individus, avec en moyenne, 1,6 anguilles argentées par session de pêche (**Tableau 5**). Les deux anguilles jaunes ont été capturées lors des relèves du 9 au 11 avril 2019. De la même

manière que la période réglementaire, l'intensité des captures d'anguilles argentées est liée au débit (GAM : N=92 ; $R^2=0.6$; fonction de lissage significative, $P = 3.1 \times 10^{-9}$).

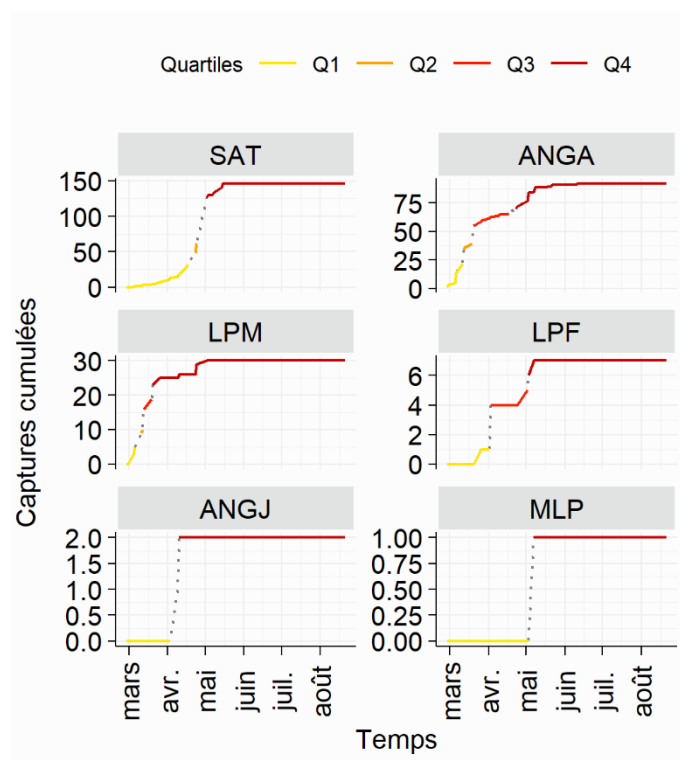


Figure 23 | Évolution des captures cumulées en nombre d'individus des espèces (ou stades) de poissons migrateurs échantillonnés durant la période non réglementaire de pêche (du 16 février au 30 septembre 2019) sur le guideau du site B en Loire fluviale (échantillonnage bihebdomadaire : 59 sessions de 24 heures de pêche). Les quartiles représentent respectivement 25 % (Q1), 50 % (Q2), 75 % (Q3) et 100 % (Q4) des données de captures cumulées. Les espèces sont arrangées par ordre de prévalence décroissante. Identifiants : SAT (smolt de saumon atlantique, N=146), ANGA (anguilles européennes argentées, N = 92), LPM (lamproie marine, N=30), LPF (lamproie fluviatile, N=7), ANGJ (anguilles européennes jaunes, N = 2), MLP (mulet porc, N=1).

Les dynamiques de capture en anguilles argentées et jaunes sont présentées en **Figure 23**. Lors de la saison, 65 % des captures ont été réalisées au mois de mars, avec un pic de capture le 21 mars 2019 (N = 16 anguilles). Aucune capture n'a été réalisée après le 12 juin 2019, lorsque le débit diminue ($< 300 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) et la température augmente, rendant possible la prolifération importante d'algues filamenteuses. Cette

absence de capture pourrait être associée soit aux conditions hydrologiques défavorables au comportement de migration soit à la réduction de l'efficacité de pêche du guideau en raison des algues filamenteuses. Ces résultats confirment malgré tout l'existence d'un flux tardif de migration d'anguilles argentées principalement en Mars et constitué de femelles et la présence d'un certain biais dans l'estimateur d'abondance.

3.1.14. Autres captures

Les dynamiques des autres espèces migratrices et non migratrices sont présentées respectivement dans les **Figure 24** et **Figure 25**. Nous décrivons la dynamique des espèces les plus capturées. Lors des relèves, 146 smolts de saumon atlantiques ont été capturés, dont la taille variait entre 15 et 23,5 cm (18 ± 2 cm). La taille des individus capturés est constante au cours des sessions de biométrie (test de corrélation de Spearman, $S = 378\,308$, $R^2 = 0,01$, $P < 0,001$). Le pic de capture du saumon atlantique est observé le 3 mai 2019 ($N = 64$), avec 86 % des captures observées avant cette date.

La brème bordelière montrait la deuxième plus forte occurrence dans les captures, avec 102 individus (taille moyenne = $16,8 \pm 4,9$ cm) dont le flux atteints 50 % le 4 avril 2019 puis 75 % un mois plus tard (le 5 mai 2019). Les captures de barbeaux fluviatiles ($N = 85$) montraient une taille comprise entre 3,2 et 38 cm (moyenne de $13,0 \pm 9,7$ cm) et ont été réalisées entre le 27 février 2019 et le 19 septembre 2019, avec un pic le 19 juin 2019 (26,5 % des captures ce jour). Les spirilins capturés étaient de petites tailles (entre 6 et 20 cm de longueur, pour une moyenne de $9,4 \pm 2,0$ cm). 50 % à 75 % des captures de spirilins sont atteintes respectivement le 22 mai 2019 et le 16 Juin 2019.

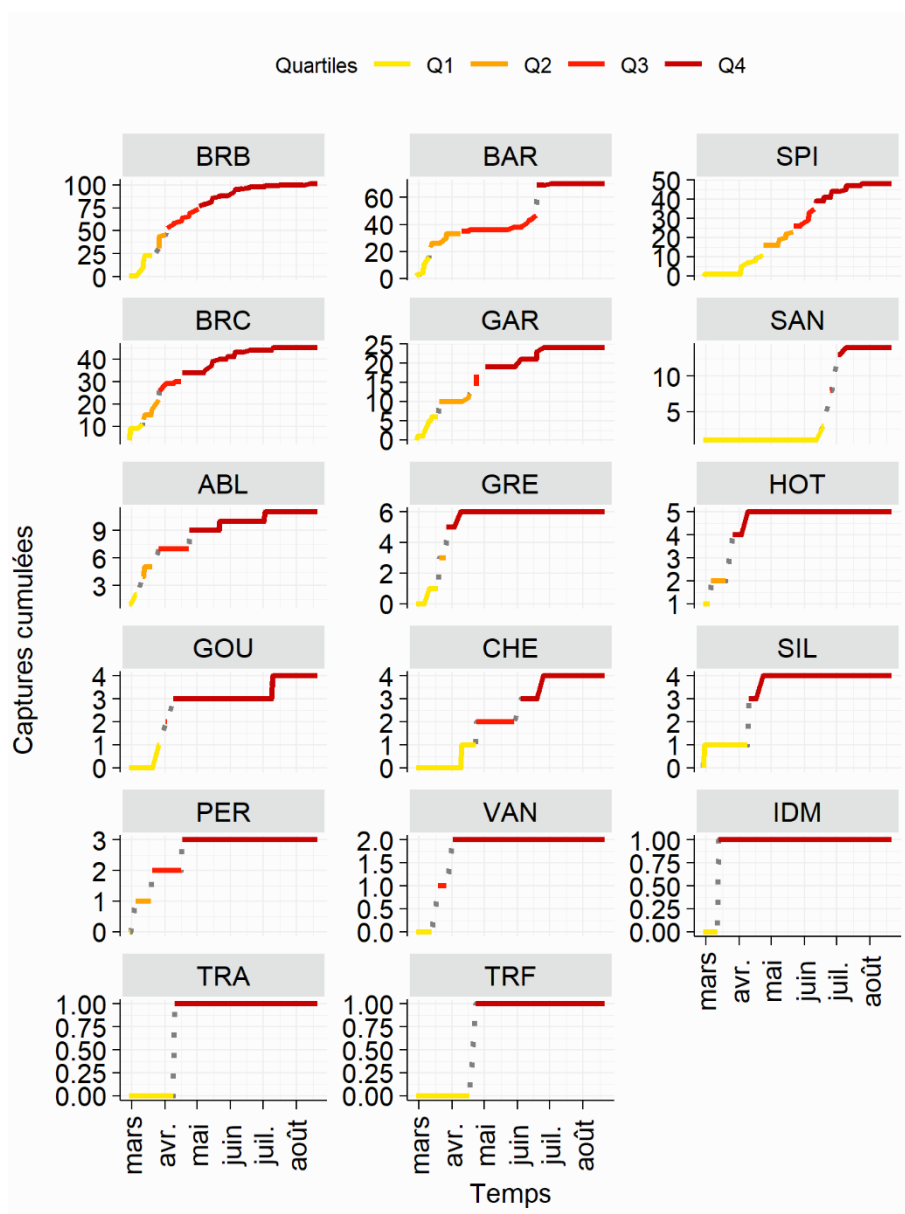


Figure 24 | Évolution des captures cumulées en nombre d'individus des espèces de poissons non migrateurs échantillonnées durant la période non réglementaire de pêche (du 16 février au 30 septembre 2019) sur le guideau du site B en Loire fluviale (échantillonnage bihebdomadaire : 59 sessions de 24 heures de pêche). Les quartiles représentent respectivement 25 % (Q1), 50 % (Q2), 75 % (Q3) et 100 % (Q4) des données de captures cumulées. Les espèces sont arrangées par ordre de prévalence décroissante. Identifiants : BRB (brème bordelière, N= 102) ; BAR (barbeau fluviatile, N=85) ; SPI (spirlin, N=51) ; BRC (brème commune, N=46) ; GAR (gardon, N=24) ; SAN (sandre, N=11) ; ABL (ablette, N=10) ; GRE (grémille, N=6) ; HOT (hotu, N=5) ; SIL (silure glane, N=4) ; GOU (goujon, N=4) ; CHE (chevaine, N=4) ; PER (perche, N=3) ; VAN (vandoise, N=2) ; IDM (ide mélanote, N=1) ; TRF (truite fario, N=1) ; TRA (truite arc-en-ciel, N=1).

Enfin, les captures en brèmes communes montraient une taille similaire aux brèmes bordelières ($16,3 \pm 5,5$ cm) avec un profil de capture au cours du temps également similaire (50 % et 75 % des captures obtenues respectivement le 26 mars et le 17 avril 2019). Globalement, le guideau du site K est capable de capturer des poissons entre 3,2 cm (petit barbeau) et 123 cm (silure), avec une taille moyenne de $17 \pm 11,3$ cm pour les captures.

Les débits et captures en anguilles argentées du site K durant les périodes réglementaires et non réglementaires de pêches sont retrouvés en **Figure 25** a et b. Les résultats des deux modèles additifs généralisés (loi de distribution binomiale négative) liant les conditions quotidiennes hydrologiques et lunaires aux captures d'anguilles argentées en période réglementaire ou en période non réglementaire sont affichés dans le tableau 6, les figures a5 et a6 (pour les effets marginaux des prédictors) et les **Figure 25** c et d (pour les prédictions des captures).

Le modèle en période non réglementaire de pêche estime un flux moyen de 596 individus (**Figure 25d**). Pour cette période, la déviance expliquée du modèle était de 85,4 % avec un effet linéaire significatif et positif pour le débit et les phases lunaires (à l'exception de la phase lunaire dernier quartier) mais sans aucun effet significatif pour les fonctions de lissages associant la variation de débit à un, trois et sept jours (**Tableau 6**, Fig. a6b).

3.1.15. Estimation de l'intensité de migration de l'anguille européenne

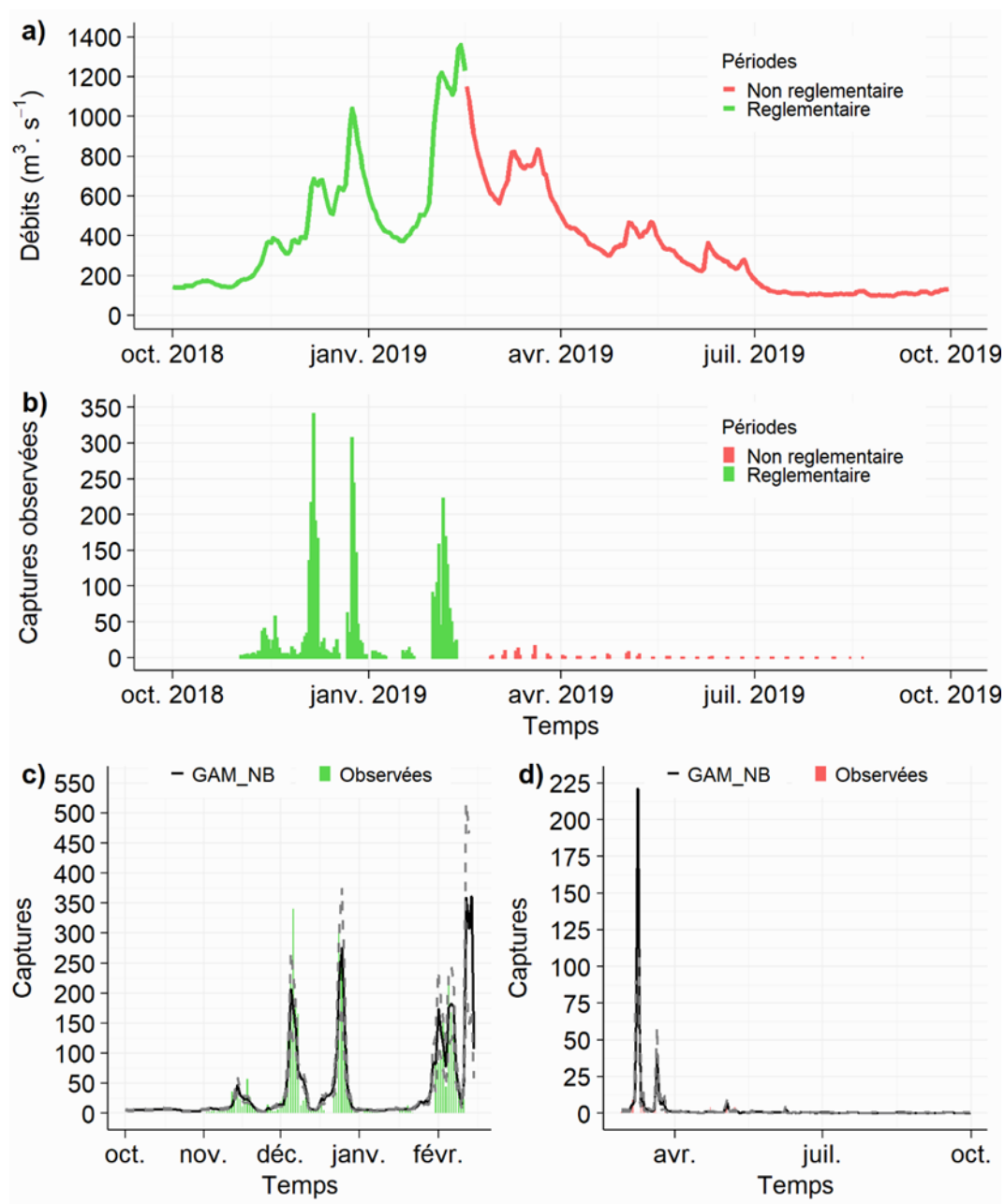


Figure 25 | Estimation de l'intensité du flux d'anguilles argentées en période non réglementaire de pêche en Loire fluviale. **a)** Débit journalier ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) et **b)** captures d'anguilles argentées par le guideau du site K lors de la période réglementaire (1^{er} octobre 2018 au 15 février 2019) et non réglementaire de pêche (16 février 2019 au 30 septembre 2019). Les évolutions des captures estimées [moyenne $\pm$ erreur standard, modèle additif généralisé (GAM), distribution NB (binomiale négative)] et observées sont données en **c)** pour la période réglementaire et en **d)** pour la période non réglementaire.

Tableau 6 | Principaux résultats des modèles GAM (modèle additif généralisé à distribution binomiale négative) pour l'estimation du nombre d'anguilles argentées capturées par le guideau du site K lors de la période réglementaire (1^{er} octobre 2018 au 15 février 2019) et non réglementaire de pêche (16 février 2019 au 30 septembre 2019).

		Prédicteurs linéaires			Prédicteurs lissés		Dev. Exp.	Theta φ
		Estimation	ES	P	EDF	P		
Période réglementaire	Ordonnée à l'origine	2,1	0,3	$3,7 \times 10^{-12}$	-	-		
	Débit	$1,7 \times 10^{-3}$	$4,1 \times 10^{-4}$	$2,9 \times 10^{-5}$	-	-		
	Phase lunaire FM	-0,5	0,2	$5,6 \times 10^{-2}$	-	-		
	Phase lunaire LQ	$-4,7 \times 10^{-2}$	0,2	0,8	-	-	85,4	1,1
	Phase lunaire NM	-0,1	0,2	0,5	-	-		
	s(delta1)	-	-	-	5,5	$6,0 \times 10^{-3}$		
	s(delta3)	-	-	-	2,3	$8,8 \times 10^{-2}$		
	s(delta7)	-	-	-	3,5	$2,0 \times 10^{-16}$		
Période non réglementaire	Ordonnée à l'origine	-3,3	0,6	$9,9 \times 10^{-8}$	-	-		
	Débit	$5,3 \times 10^{-3}$	$8,0 \times 10^{-4}$	$3,5 \times 10^{-11}$	-	-		
	Phase lunaire FM	1,6	0,5	$1,8 \times 10^{-3}$	-	-		
	Phase lunaire LQ	0,9	0,6	0,1	-	-	81,5	2,5
	Phase lunaire NM	1,2	0,5	$9,6 \times 10^{-3}$	-	-		
	s(delta1)	-	-	-	1	$6,4 \times 10^{-2}$		
	s(delta3)	-	-	-	2,8	0,1		
	s(delta7)	-	-	-	1	$9,4 \times 10^{-2}$		

ES : erreur standard ; P : valeur du test statistique (*P-value*) ; EDF : nombre de degré de liberté pour les fonctions de lissage ; Dev. Exp. : déviance expliquée (en %) ; Thêta : facteur de correction pour la sur-dispersion des modèles. Phases lunaires : (FM : Pleine Lune, NM : Nouvelle Lune, FQ : premier quartier, LQ : dernier quartier). Les coefficients estimés (estimation $\pm$ ES) sont affichés à l'échelle du modèle (distribution négative binomiale), c'est-à-dire avec la fonction de lien binomiale négative.

En période réglementaire, le modèle additif estime un flux total de 5280 anguilles argentées (**Figure 25c**), soit 29,2 % de plus que les captures observées lors de la même période sur le guideau du site K (N = 3738). De la même manière que pour le

modèle en période non réglementaire, l'effet linéaire du débit est significatif et positif pour le modèle en période réglementaire de pêche, avec cependant i) aucun effet de la lunaison et ii) un effet significatif pour les fonctions de lissages associant la variation de débit à un et sept jours (**Tableau 6**, Fig. a6.b).

Le paramètre de sur-dispersion est faible pour les deux modèles en période non réglementaire ($\varphi = 1$) et réglementaire ($\varphi = 2,5$), mais il reste supérieur à la valeur 1.

L'estimation en période réglementaire est une estimation haute dans la mesure où le nombre de jours non pêchés ($N = 55$ jours non pêchés, sur 137 au total) reste bien en deçà des jours non pêchés durant la période non réglementaire de pêche ($N = 227$). Lors de la période réglementaire de pêche, 55 jours n'ont pas été échantillonnés (sur 137 au total). Cependant, certains jours non pêchés ($N=32$), notamment tout le mois d'octobre, attestent de la réelle absence de captures d'anguilles, dû à un étiage prolongé en début de période réglementaire. Le nombre de jours non pêchés avec une probabilité de présence d'anguilles durant la période réglementaire représente 16,8 % de la saison ($N = 23$). Ainsi, l'estimation de 5280 anguilles reste une surestimation probable du réel flux, dont la valeur est comprise entre 3738 et 5280 individus pour le guideau du site K.

L'estimation du flux d'anguilles argentées lors de la période non réglementaire de pêche ($N = 596$). Les captures estimées par le site K sur l'ensemble de l'année (période réglementaire et non réglementaire) représentent un total de 5876 individus ($596 + 5280$). **La contribution relative de la période non réglementaire à ce flux total est de 10,1 %**. Ces résultats indiquent une dévalaison de plus faible intensité lors de la période non réglementaire que celle observée durant la période non réglementaire pour la saison 2019. La faible dévalaison après le mois de février pourrait s'expliquer par l'absence de fenêtres hydrologiques favorables à la migration,

avec une baisse constante et progressive des débits à partir du 16 février 2019 (**Figure 25a**). Cette hypothèse est également renforcée par l'absence d'effet significatif pour les prédicteurs non linéaires de variation du débit à un, trois et sept jours pour la période non réglementaire de pêche (**Tableau 6**).

Cependant, il est possible de généraliser cette estimation faite par le guideau du site K à l'ensemble de la pêcherie en place pour la saison 2018-2019, dans la mesure où les taux de recapture lors des CMR pour les différents guideaux impliqués n'étaient pas significativement différents (entre $1,4 \pm 0,7 \%$ et $3,6 \pm 1,6 \%$; ANOVA, $F=0,7$, $P = 0,6$). Ainsi, en appliquant la variation d'intensité du flux estimée entre la période réglementaire et non réglementaire sur l'estimateur d'abondance en période réglementaire ($N_{\text{Chapman}} = 111\,158 \pm 15\,289$ individus), **l'estimation corrigée du flux d'échappement en Loire fluviale est évaluée entre 106 690 et 140 720 individus, soit une moyenne de $123\,705 \pm 17\,014$ individus argentées sur l'ensemble d'une année.**

Lors de la saison 2018-2019, 8040 anguilles ont été prélevées. **Le taux moyen d'exploitation corrigé par l'estimateur corrigé du flux d'échappement devient : $8040 / 123\,705 \times 100 = 6,5 \%$, avec une estimation basse de $5,7 \%$ ($8040 / 140\,720 \times 100$) et une estimation haute de $7,5 \%$ ($8040 / 106\,690 \times 100$).** Le biais moyen sur le taux d'exploitation était de ce fait de $0,7 \%$ entre le taux moyen d'exploitation estimé en période réglementaire de pêche ($7,2 \%$) et celui estimé sur l'ensemble de l'année ($6,5 \%$, période réglementaire ou non).

L'estimation non biaisée pour l'année 2019 n'est pas généralisable aux autres années puisque la saison de dévalaison post-fermeture échantillonnée en 2019 montre une hydrologie très déficitaire et la prolifération d'algues filamenteuses. À titre de comparaison, la saison non réglementaire de pêche pour l'année 2015 a montré une

importante crue printanière favorable à la dévalaison ($> 1500 \text{ m}^3.\text{s}^{-1}$). Ainsi, les résultats observés pour la période non-réglementaire 2019 représentent une estimation basse de l'échappement en anguilles argentées après la fermeture du 15 Février. De ce fait, le flux d'échappement en période non réglementaire représentant 10,1 % du flux annuel n'est pas généralisable aux autres saisons au regard de l'étiage exceptionnel pour l'année 2019. La généralisation du biais sur l'estimateur d'abondance et sur le taux d'exploitation estimé pour la saison 2019 demande de reconduire l'opération CPF pour obtenir au moins une estimation sur trois années complètes, afin de gommer les effets possibles confondants des conditions hydrologiques variables chaque année.

Suivi du repeuplement au stade argenté

3.1.16. Biométrie des anguilles échantillonnées

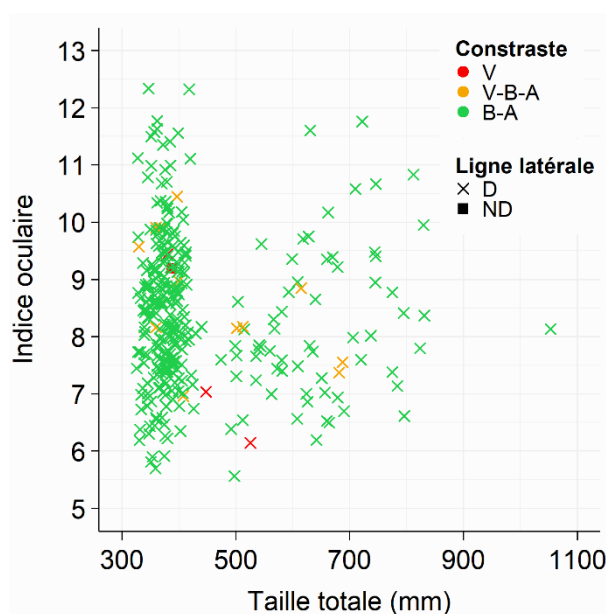


Figure 26 | Détermination de l'argenture des anguilles échantillonnées pour le suivi à long terme du repeuplement sur l'Erdre (N = 1 femelle et 60 mâles) et la Loire (N = 72 femelles et 198 mâles) selon les critères de Acou et al. (2005). Indice oculaire de Pankhurst (%) en fonction de la taille totale des anguilles (mm), le contraste de couleur entre la surface dorsale et ventrale (V : vert/jaune, V-B-A : vert/blanc-argenté, B-A : blanc-argenté) et l'état de différenciation de la ligne latérale (D : différenciée, ND : non différencié). Quatre anguilles de la Loire présentant une absence de contraste (V) et

une ligne latérale indifférenciée ont été retirées de l'analyse du suivi du repeuplement [individus fra-loi-225 (mâle), fra-loi-235 (femelle), fra-loi-257 (femelle) et fra-loi-391 (femelle)].

Lors des trois saisons de dévalaison, 270 anguilles sur le fleuve Loire (72 femelles et 198 mâles) et 61 anguilles sur la rivière Erdre (1 femelle et 60 mâles) ont été échantillonnées pour la recherche de marque de fluorescence à l'ARS sur les otolithes. Parmi ces individus, quatre anguilles de la Loire présentaient un contraste vert entre la surface dorsale et la surface ventrale et une montrait une ligne latérale non différenciée (**Figure 26**). Ces anguilles jaunes ont été retirées de l'analyse de fluorescence, qui portait ainsi sur 70 femelles et 196 mâles pour la Loire et 1 femelle et 60 mâles pour l'Erdre.

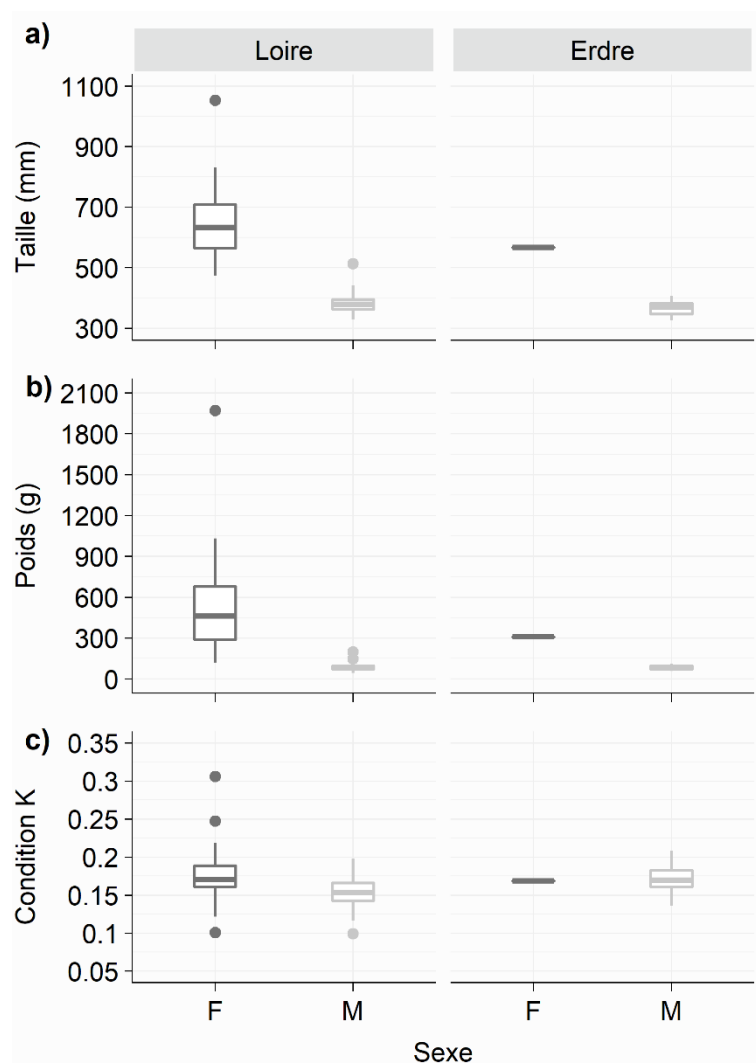


Figure 27 | Distribution des quartiles (boxplots) a) de la taille (mm), b) du poids (g) et c) de la condition physique (indice K) en fonction du sexe des anguilles argentées de la Loire (N = 70 femelles et 196 mâles) et de l'Erdre (N = 1 femelle et 60 mâles) échantillonnées pour le suivi du repeuplement à long terme. F : individus femelles ; M : individus mâles.

La taille des anguilles argentées femelles variait de 474 à 1053 mm (moyenne : 644 ± 108 mm) sur la Loire et l'anguille femelle échantillonnée sur l'Erdre mesurée 567 mm (**Figure 27a**). Pour les mâles, la taille variait de 328 à 513 mm (moyenne : 379 ± 25 mm) en Loire contre 326 à 406 mm (moyenne : 366 ± 20 mm) sur l'Erdre. Le rang de la taille des mâles sur la Loire était significativement plus faible que celle des femelles

(test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{mâles}} = 196$, $N_{\text{femelles}} = 70$, $W = 13\,711$, $P < 0.001$).

Sur l'Erdre, la comparaison n'est pas possible en raison du faible effectif en femelles échantillonnées ($N = 1$). Entre les deux hydrosystèmes, les mâles échantillonnés en Loire étaient significativement plus grands que ceux provenant de l'Erdre (test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{Loire}} = 196$, $N_{\text{Erdre}} = 60$, $W = 4218$, $P = 9,3 \times 10^{-4}$).

Les anguilles femelles avaient un poids de 120 à 1970 g (moyenne : 512 ± 295 g) sur la Loire et la femelle échantillonnée sur l'Erdre pesait 307 g (**Figure 27b**). Les anguilles mâles montraient un poids variant de 44 à 199 g (moyenne : 85 ± 20 g) sur la Loire contre 56 à 111 g (moyenne : 85 ± 15 g) sur l'Erdre. Les tests de comparaisons ont montré que les femelles sur la Loire étaient plus massives que les mâles du même hydrosystème (test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{mâles}} = 196$, $N_{\text{femelles}} = 70$, $W = 13\,711$, $P < 0.001$) et que les mâles sur la Loire et sur l'Erdre avaient un rang des poids similaire (test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{Loire}} = 196$, $N_{\text{Erdre}} = 60$, $W = 6046$, $P = 0,7$). L'indice de condition physique (noté K, sans unité) représente la résultante de la taille et du poids (**Figure 27c**). Sur la Loire, l'indice K pour les femelles variait de 0.1 à 0.3 (moyenne : $1,7 \times 10^{-1} \pm 2,8 \times 10^{-2}$) et son rang était significativement plus élevé que celui des mâles (test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{mâles}} = 196$, $N_{\text{femelles}} = 70$, $W = 10\,531$, $P = 3,1 \times 10^{-11}$) qui variait de $9,9 \times 10^{-2}$ à 0,2 (moyenne : $1,5 \times 10^{-1} \pm 1,7 \times 10^{-2}$). Sur l'Erdre, l'unique femelle échantillonnée présentait un indice de $1,7 \times 10^{-1}$ et les mâles avaient un indice variant de $1,4 \times 10^{-1}$ à $2,1 \times 10^{-1}$ (moyenne : $1,7 \times 10^{-1} \pm 1,7 \times 10^{-2}$). La comparaison entre les deux hydrosystèmes a montré que la condition physique des mâles sur la Loire était plus faible que celle des anguilles mâles échantillonnées sur l'Erdre (test de Student, $N_{\text{Loire}} = 196$, $N_{\text{Erdre}} = 60$, $t = 6,9$, $P = 5,0 \times 10^{-10}$).

3.1.17. Âge et taux de croissance

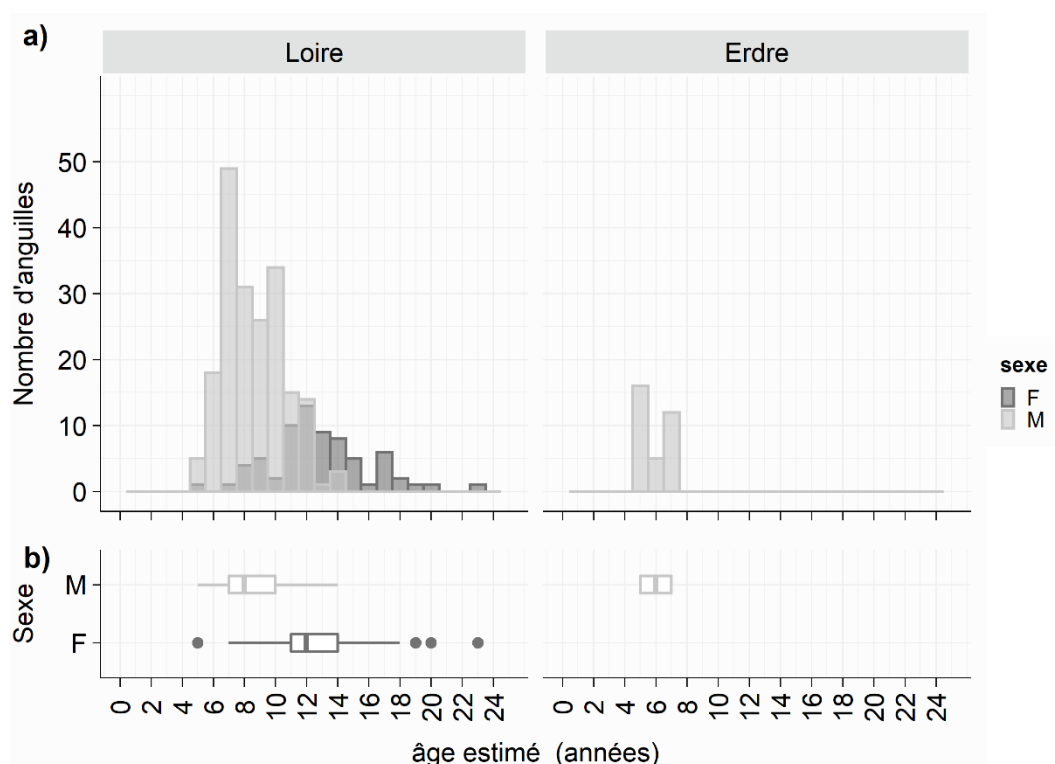


Figure 28 | Distribution de l'âge estimé (en années) à partir des otolithes des anguilles argentées de la Loire (N = 70 femelles et 196 mâles) et de l'Erdre (N = 33 mâles) échantillonnées pour le suivi du repeuplement à long terme. **a)** Histogrammes (1 barre = 1 an) du nombre d'anguilles argentées en fonction des sous-bassins versants étudiés, de l'âge et du sexe des individus. **b)** Boxplots de l'âge estimé des anguilles argentées en fonction du sexe des individus. F : individus femelles ; M : individus mâles.

Sur la Loire, l'âge moyen des femelles, estimé à $12,8 \pm 3,2$ ans (minimum-maximum : 5 – 23 ans) était significativement plus élevé (test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{mâles}} = 196$, $N_{\text{femelles}} = 70$, $W = 12\,002$, $P < 2,2 \times 10^{-16}$) que celui des mâles, estimé à $8,6 \pm 2,0$ ans (minimum-maximum : 5 – 14 ans) (**Figure 28a, b**). Sur l'Erdre, la recherche des marques de fluorescence a été réalisée sur les 60 mâles échantillonnés, mais l'estimation de l'âge n'a pas été réalisée que sur 33 mâles. Les mâles argentés de l'Erdre avaient entre 5 et 14 ans, pour une moyenne de $5,9 \pm 0,9$ ans. Les mâles

échantillonnés sur l'Erdre atteignent l'argenture significativement plus tôt que ceux échantillonnés sur la Loire (test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{Loire}} = 196$, $N_{\text{Erdre}} = 33$, $W = 680$, $P = 1,9 \times 10^{-13}$).

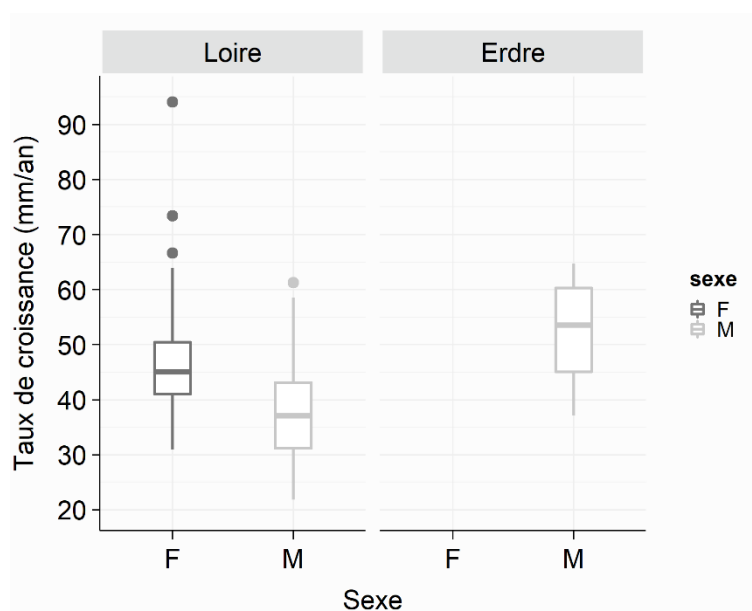


Figure 29 | Taux de croissance (mm/an) en fonction du sous-bassin versant (Loire : $N = 70$ femelles et 196 mâles ; Erdre : $N = 33$ mâles) et du sexe des anguilles argentées dont l'âge a été estimé. F : individus femelles ; M : individus mâles.

Il est possible de déterminer le taux de croissance annuel (TC) à partir de la taille des anguilles acquise lors de la croissance continentale ainsi que l'âge estimé des individus (**Figure 29**). Sur la Loire, ce taux de croissance variait de 30,9 à 94,1 mm/an (moyenne : $46,6 \pm 10,3$ mm/an) pour les anguilles femelles. Chez les mâles, la croissance annuelle était de 21,8 à 61,3 mm/an (moyenne : $37,6 \pm 7,8$ mm/an), ce qui reste plus faible que la croissance déterminée chez les femelles (test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{mâle}} = 196$, $N_{\text{femelles}} = 70$, $W = 10\,507$, $P = 4,1 \times 10^{-11}$). Sur l'Erdre, les mâles grandissaient de 37,1 à 64,7 mm chaque année, soit une moyenne de 52,5

$\pm 8,8$ mm/an. La comparaison entre les deux hydrosystèmes a montré que la croissance des anguilles mâles sur la Loire était plus faible que celle des mâles retrouvés sur l'Erdre (test de Mann-Whitney-Wilcoxon, $N_{\text{Loire}} = 196$, $N_{\text{Erdre}} = 33$, $W = 717$, $P = 8,8 \times 10^{-13}$).

3.1.18. Cohortes cibles et marques de fluorescence

Les opérations de repeuplement sur la Loire susceptibles de produire aujourd'hui des anguilles argentées ont été réalisées entre 2011 et 2014. Sur l'Erdre, deux opérations ont été réalisées en 2014 puis en 2016. Sur la Loire, 32 % ($N = 85$) des anguilles échantillonnées ($N = 266$) pour la recherche de marques fluorescentes appartiennent aux cohortes dont les années de recrutement se situent entre 2011 et 2014 (cohortes cibles) (**Figure 30**). Parmi elles, 12 % des anguilles entraient dans la cohorte de recrutement de 2011 ($N = 1$ femelle et 31 mâles), 14,3 % dans la cohorte 2012 ($N = 38$ mâles), 3,8 % dans la cohorte 2013 ($N = 10$ mâles) et 1,9 % dans la cohorte 2014 ($N = 1$ femelle et 4 mâles). Les anguilles mâles des cohortes 2011, 2012, 2013 et 2014 sur la Loire étaient respectivement âgées de $7,3 \pm 0,7$ ans, $6,8 \pm 0,4$ ans, $6,0 \pm 0,0$ ans et $5,0 \pm 0,0$ ans. Sur l'Erdre, les anguilles appartenant à la cohorte cible de recrutement 2014 représentaient 57,6 % ($N = 19$ mâles) des anguilles dont l'âge a été analysé ($N = 33$). L'âge moyen des anguilles de la cohorte 2014 sur l'Erdre était de $5,3 \pm 0,7$ ans. Les cohortes cibles présentaient ainsi une très grande majorité de mâles (83 mâles sur la Loire et 19 sur l'Erdre), confirmant l'importance d'échantillonner les mâles.

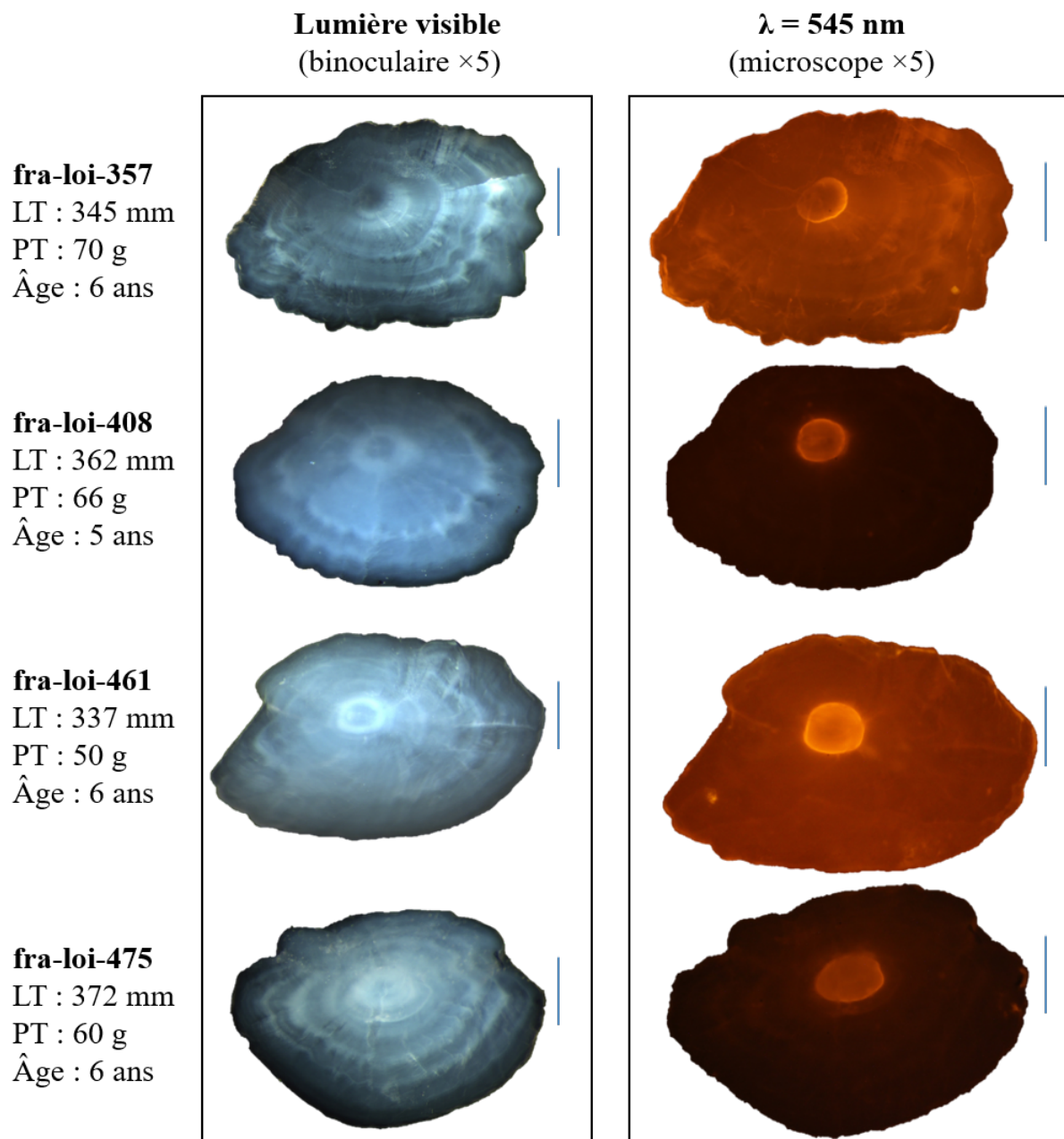


Figure 30 | Photographies en lumière visible réfléchie (panneau gauche, observation à la loupe binoculaire) et en lumière transmise et filtrée dans la longueur d'onde d'excitation du fluorochrome ARS (panneau droit, $\lambda = 545 \text{ nm}$, ARS : Alizarine Red Z) des otolithes sagittaux des anguilles argentées échantillonnées en Loire et présentant une marque de fluorescence à l'ARS proche de la bande zéro. L'échelle (500 μm) est représentée par une barre verticale sur la droite de chaque photographie. © MNHN, CRESCO, 2018, 2019, 2020, 2021.

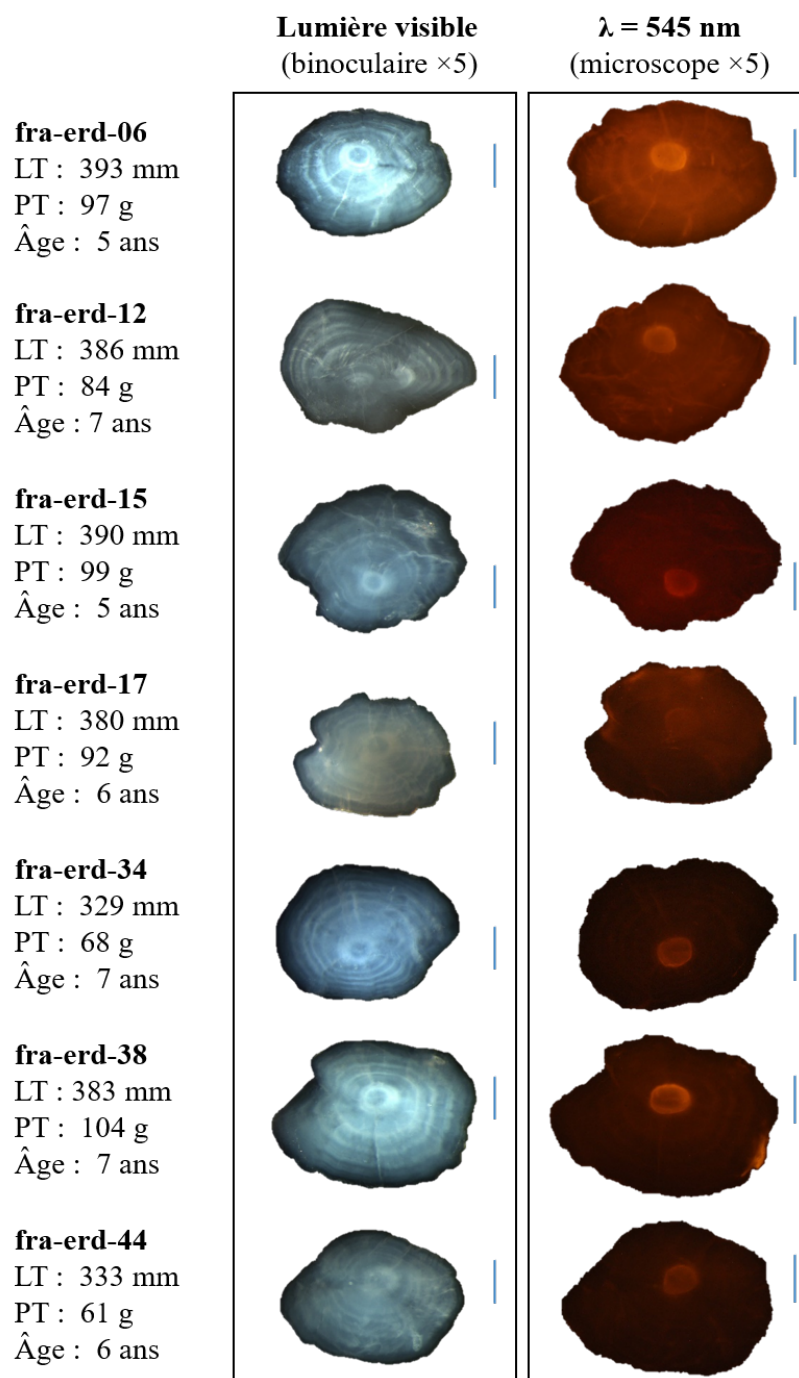


Figure 31 | Photographies en lumière visible réfléchie (panneau gauche, observation à la loupe binoculaire) et en lumière transmise et filtrée dans la longueur d'onde d'excitation du fluorochrome ARS (panneau droit, $\lambda = 545 \text{ nm}$, ARS : Alizarine Red Z) des otolithes sagittaux des anguilles argentées échantillonnées sur l'Erdre et présentant une marque de fluorescence à l'ARS proche de la bande zéro. L'échelle (500 μm) est représentée par une barre verticale sur la droite de chaque photographique. © MNHN, CRESCO, 2020, 2021.

Cependant, malgré un âge à l'argenture plus élevé que les mâles, les premières femelles (N = 2) commencent à être identifiées dans les cohortes cibles, suggérant une vigilance dans l'échantillonnage de femelles pour les futurs suivis à long terme des opérations de repeuplement.

La recherche de marque fluorescente à l'ARS a été réalisée sur 266 otolithes sur la Loire et 61 otolithes sur la rivière Erdre. Parmi les individus mâles échantillonnés, quatre anguilles sur la Loire et sept sur l'Erdre présentaient une marque fluorescente sur l'otolithe sagittal (**Figure 30** et **Figure 31**). L'âge moyen des anguilles marquées à l'ARS était de $5,75 \pm 0,5$ ans (min-max = 5 – 6 ans) pour la Loire et $6,29 \pm 0,95$ ans (min-max = 5 – 7 ans) pour l'Erdre. La taille des anguilles marquées variait de 337 à 372 mm (moyenne de $354,0 \pm 1,9$ mm) sur la Loire contre 329 à 393 mm (moyenne de $371 \pm 27,4$ mm) sur l'Erdre. À noter que des otolithes d'anguilles argentées mâles sur la Vienne (sans le reste du corps) ont été échantillonnés et une anguille présenter une marque de fluorescence sur ces otolithes sagittaux.

3.1.19. Taux de recapture

Les anguilles dont les otolithes sont marqués au fluorochrome ARS sont issues des opérations de repeuplement. Sur la Loire, 2,04 % des 196 mâles analysés montrait une marque fluorescente. En considérant que seuls 30 % des civelles repeuplées sur la Loire étaient marquées à l'ARS (sauf en 2011 avec 90 % de marques ARS), la probabilité totale de capturer des anguilles issues du repeuplement (marquées ou non à l'ARS) sans distinction de cohorte cible (en confondant les trois années d'échantillonnage) est calculé par : $(4 / 196 \times 100) \times 100 / 30 = 6,8$ %.

Avec l'approche par cohortes cibles, le taux de recapture d'anguilles marquées à l'ARS était de 0 % en 2011 (0 individu sur 31 mâles), 2,6 % en 2012 (1 anguille marquée sur

38, soit : $1 / 38 \times 100$), 20 % en 2013 (2 anguilles marquées sur 10) et 25 % en 2014 (1 anguille sur 4) (**Figure 32**). Le taux de recapture des anguilles repeuplées [marquées (30 %) ou non (70 %) à l'ARS] était de 0 % en 2011, 8,8 % en 2012 (exemple de calcul : $(1 / 38 \times 100) \times 100 / 30$), 66,7 % en 2013 et 83,3 % en 2014 (**Figure 32**).

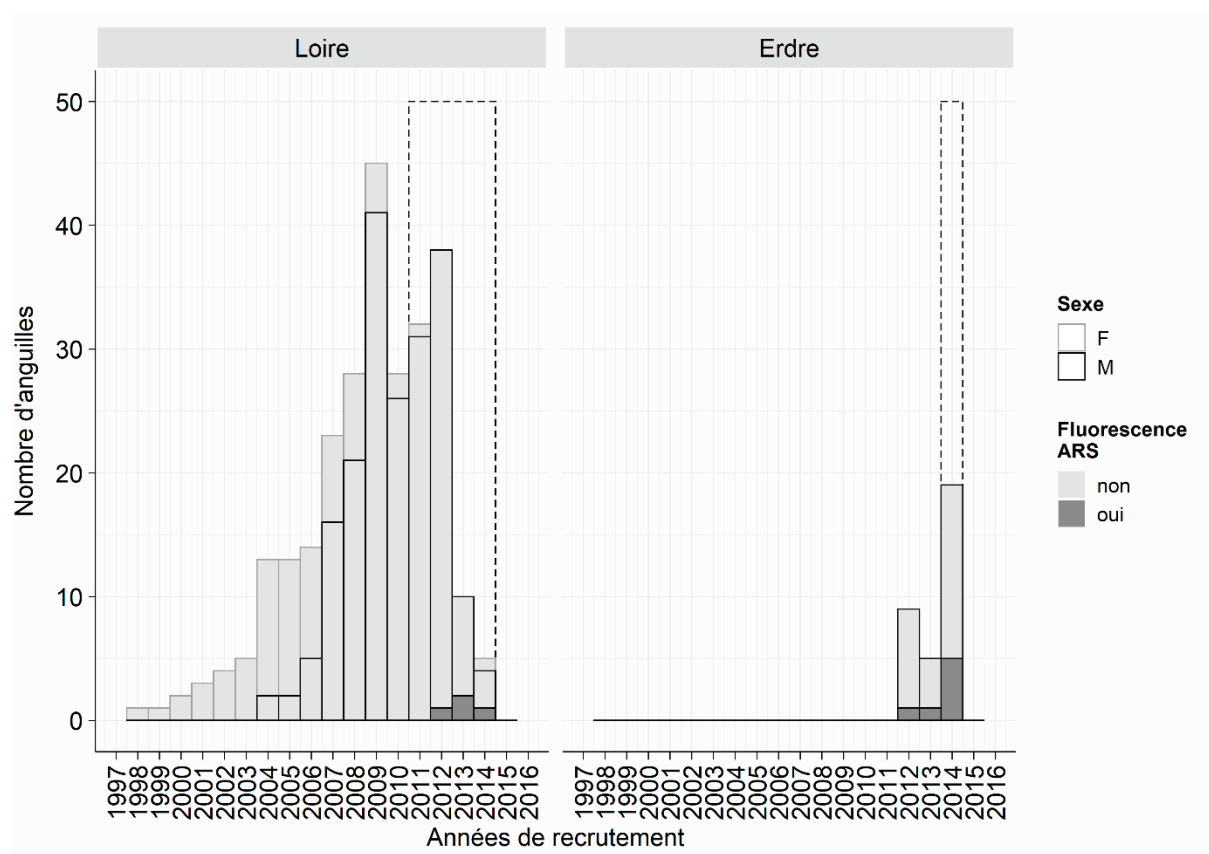


Figure 32 | Nombre d'anguilles argentées sur le fleuve Loire (N = 70 femelles et 196 mâles) et la rivière Erdre (N = 33 mâles) en fonction de l'année théorique de recrutement, du sexe [encadrement gris : femelles (F), encadrement noir : mâles (M)] et de la présence ou non de fluorescence à l'ARS sur les otolithes sagittaux (remplissage gris clair : pas de marque ARS, remplissage gris foncé : présence de marque ARS).

Les taux de recapture croissant entre les cohortes 2011, 2012, 2013 et 2014 sont cohérents avec les données de suivis à 12 mois post-opérations. En effet, une année après chacune des quatre opérations réalisées sur la Loire, les taux de recapture ont été estimés à 0 % pour l'opération 2011, 9, 8 % pour l'opération 2012, 17,0 et 23,9 % pour les deux opérations en 2013 (2013a et 2013b, **Figure 7**) et 35,8 % pour l'opération de 2014 (données bureau d'étude FISHPASS). L'absence d'anguille marquée à l'ARS dans l'échantillon de la cohorte cible 2011 est probablement liée à la faible survie des civelles pour cette opération. Dans la mesure où les taux de recapture d'anguilles argentées issues du repeuplement en Loire sont cohérents avec ceux estimées 6 mois après les opérations de repeuplement, il est possible de postuler que l'échantillonnage pour cette étude est représentatif.

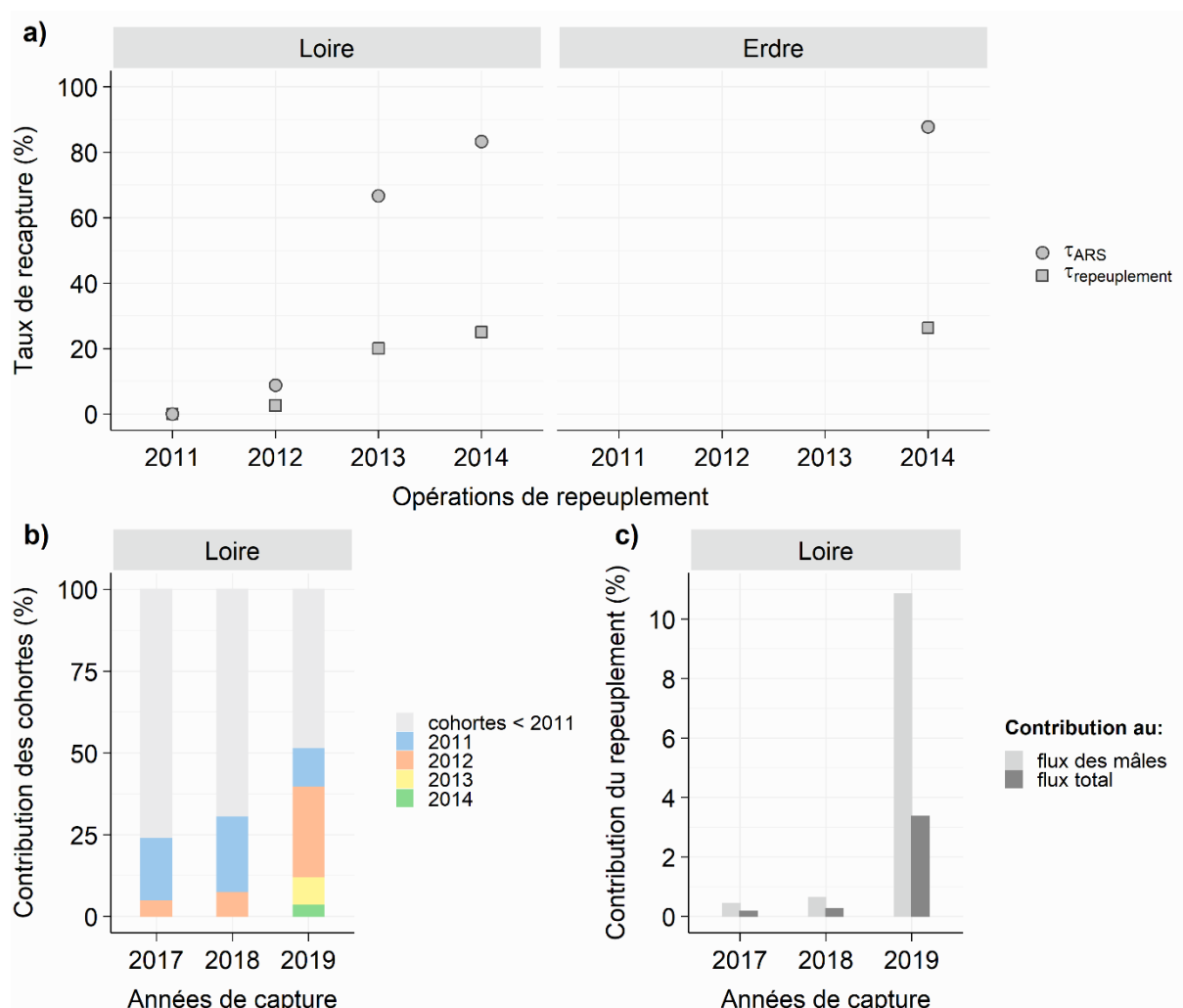


Figure 33 | Tentative de détermination de la contribution du repeuplement au flux d'anguilles argentées lors des trois saisons d'échantillonnage (2017-2018, 2018-2019 et 2019-2020). **a)** Taux de recapture (%) des anguilles marquées à l'Alizarine Red S (τ_{ARS}) et des anguilles issues du repeuplement (marquées ou non à l'ARS, $\tau_{repeuplement}$) sur le fleuve Loire et la rivière Erdre. **b)** Contribution relative des individus échantillonnés sur la Loire appartenant aux cohortes de recrutement de 2004 à 2014 lors des saisons étudiées. L'Erdre n'est pas intégré à cette analyse dans la mesure où l'abondance en anguilles argentées de cet hydrosystème n'est pas connu. **c)** Contribution relative du repeuplement aux flux d'anguilles argentées (flux de mâles et flux total) lors des trois saisons d'échantillonnage. Le calcul de la contribution au flux intègre le taux de recapture $\tau_{repeuplement}$, la contribution des cohortes lors des saisons de capture, le sexe-ratio en anguilles pour chaque saison de capture et l'estimateur annuel d'abondance en anguilles argentées dévalant $N_{Chapman}$ (voir la section matériels et méthodes).

Sur l'Erdre, sept mâles sur 60 présentaient une marque fluorescente, soit 11,7 % de probabilité de recapturer une anguille marquée à l'ARS en pêchant au hasard et sans distinction de cohortes échantillonnées. Parmi les sept mâles marqués à l'ARS, cinq appartenaient à la cohorte cible de recrutement de 2014 (année de l'opération de repeuplement). Ce faisant, le taux de recapture des mâles argentés et marqués à l'ARS provenant de l'opération de 2014 sur l'Erdre était de 26,3 % (5 mâles sur 19) (**Figure 33a**). Comme sur la Loire, le taux de marquage à l'ARS sur l'Erdre était de 30 %. Le taux de recapture d'anguilles argentées issues du repeuplement (marquées ou non à l'ARS) s'élève donc à 87,7 %, similaire à celui sur la Loire pour l'opération de 2014. À noter que le taux de recapture des anguilles marquées à l'ARS était de 36,4 % lors du suivi une année après l'opération de 2014 sur l'Erdre.

Les deux anguilles argentées marquées à l'ARS mais ne figurant pas au sein de la cohorte cible de 2014 (fra-erd-12 et fra-erd-17) auraient été recrutées en 2012 et 2013 respectivement. Les âges de ces deux anguilles ont été validés après un traitement acide à l'EDTA et une coloration sous le bleu de toluidine afin de confirmer l'absence d'erreur éventuelle de lecture du nombre de bandes sur les otolithes. Bien qu'une marge d'erreur d'une année puisse être admise lors de l'estimation de l'âge, une erreur de deux années pour l'individu fra-erd-12 (recrutement en 2012 et non en 2014) est à exclure au regard du bon état de l'otolithe. Ce résultat suggère que l'individu fra-erd-12 provient d'une opération de repeuplement extérieure au bassin dans lequel il a été capturé au stade argenté. Il est probable que ce mâle provienne de l'opération de repeuplement réalisée en 2012 sur la Loire et qu'il a migré en aval vers le sous-bassin versant de l'Erdre lors de sa croissance (environ 54 km entre la zone de repeuplement sur la Loire en 2012 et la confluence entre la Loire et l'Erdre).

3.1.20. Tentative d'estimation de la contribution du repeuplement à l'abondance d'anguilles argentées

La contribution des opérations de repeuplement dans le flux d'anguilles argentées ne peut être estimée que sur le bassin versant Loire dans la mesure où aucune d'estimation d'abondance n'a été réalisée sur le sous-bassin versant Erdre. Pour estimer la contribution du repeuplement lors des trois saisons de suivis (de 2017 à 2019), il est dans un premier temps nécessaire de déterminer pour chaque saison de suivi la contribution relative des individus appartenant aux différentes cohortes de recrutement (**Figure 33b**). Pour la saison 2017-2018, les individus échantillonnés appartenaient pour 76,2 % à la cohorte < 2011, 19,0 % à la cohorte 2011 et 4,8 % à la cohorte 2012. Pour la saison 2018-2019, les cohortes < 2011 représentaient 69,7 % des individus, contre 23,2 % des individus pour la cohorte 2011 et 7,1 % pour la cohorte 2012. Enfin, pour la saison 2019-2020, 48,7 % des anguilles ont été recrutées avant 2011, contre 11,8 % des individus recrutés en 2011, 27,7 % en 2012, 8,4 % en 2013 et 3,4 % en 2013 (**Figure 33b**). À partir des contributions des cohortes en nombre de mâles, mais également des taux de recaptures en anguilles issues du repeuplement ($\tau_{2011} = 0 \%$, $\tau_{2012} = 8,8 \%$, $\tau_{2013} = 0 \%$, $\tau_{2014} = 83,3 \%$), de l'abondance en anguilles argentées pour les trois dernières saisons de suivis ($N_{\text{Chapman}2017} = 119\ 100$, $N_{\text{Chapman}2018} = 111\ 158$, $N_{\text{Chapman}2019} = 107\ 628$) et du sexe ratio ($SR_{2017} = 38,1 \%$, $SR_{2018} = 39,2 \%$ et $SR_{2019} = 31,1 \%$), il est possible d'estimer le nombre de mâles issus du repeuplement dans le flux d'anguilles argentées (voir section matériels et méthodes). En 2017-2018, les mâles issus du repeuplement représenteraient 0,4 % ($N = 191$) du flux de mâles dévalants ($N = 45\ 477$) ou 0,2 % du flux total des anguilles argentées (mâles et femelles) (**Figure 33c**). En 2018-2019, la contribution du repeuplement atteindrait 0,6 % ($N = 274$) du flux de mâles ou 0,3 % du flux total. Pour

la saison 2019-2020, cette contribution est plus importante avec 10,8 % du flux dévalant de mâles, soit 3,4 % du flux total d'anguilles. Bien que cette estimation soit dépendante de l'effort d'échantillonnage, la contribution du repeuplement au flux augmente au cours des trois saisons suivies. Il reste nécessaire de poursuivre les efforts de suivis du repeuplement à long terme afin d'identifier les premières femelles issues du repeuplement, dont la contribution à la production de biomasse féconde est majeure par rapport aux mâles.

3.1.21. Évolution du taux de recapture post-repeuplement

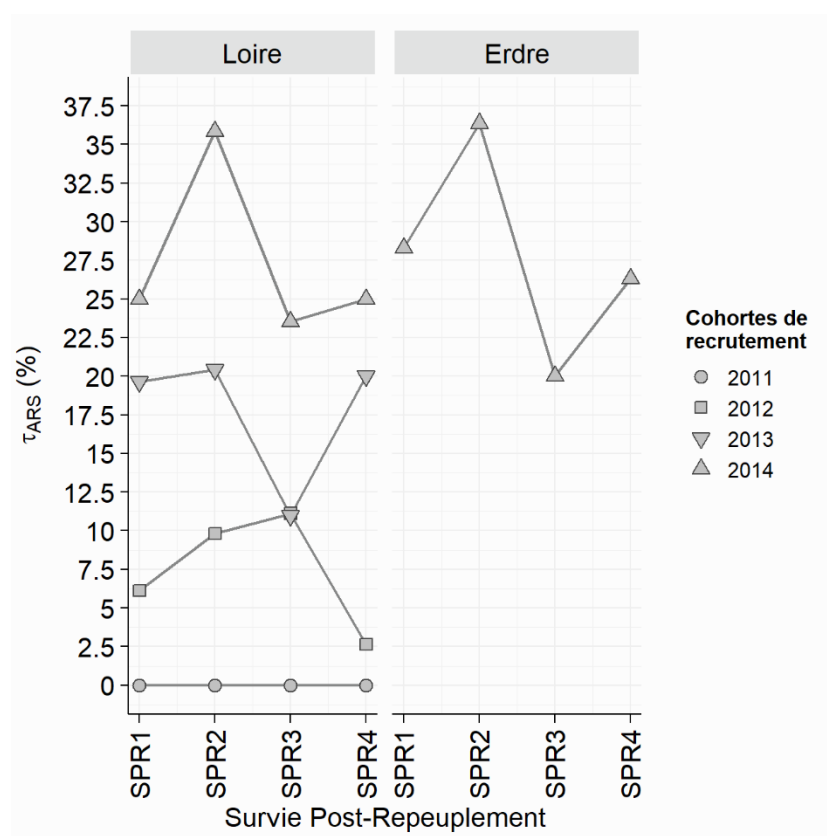


Figure 34 | Taux de recapture (%) des anguilles marquées au fluorochrome ARS (Alizarine Red S) en fonction des opérations SPR (Survie Post-Repeuplement) à 6 mois (SPR1), 12 mois (SPR2), 36 mois (SPR3) et à l'argenture (SPR4) pour les opérations de repeuplement sur la Loire (2011 à 2014, les deux opérations de 2013 ont été moyennées) et sur l'Erdre. Les données des opérations SPR1 à SPR3 proviennent du bureau d'étude FISH PASS.

Pour chaque opération de repeuplement, un taux de recapture des anguilles marquées au fluorochrome ARS a été estimé à 6 mois (SPR1, Survie Post-Repeuplement), 12 mois (SPR2) et 36 mois (SPR3) par le bureau d'étude Fish Pass. Dans cette étude, nous apportons des données complémentaires avec le taux de recapture des anguilles marquées à l'ARS à l'argenture (SPR4).

Sur la Loire, les taux moyens de recapture (SPR1 à SPR4) des anguilles marquées à l'ARS étaient de 0% pour l'opération 2011, $7,4 \pm 3,8$ % pour l'opération de 2012, $17,8 \pm 4,5$ % pour l'opération de 2013 (les deux opérations 2013a et 2013b ont été moyennées) et $27,3 \pm 5,71$ % pour l'opération de 2014. Globalement, les taux de recapture augmentaient significativement entre les opérations de 2011 et 2014 (test de corrélation linéaire de Pearson, $N = 16$, $F = 113,2$, $P = 4,3 \times 10^{-8}$, Taux de recapture = $9.2 \times \text{année} - 1.0 \times 10^{-4}$, $R^2 = 0,9$).

Sur la Loire, les taux de recapture à 6 mois étaient de 0 %, 6,1 %, 19,6 % et 25 % pour les opérations 2011, 2012, 2013 et 2014 respectivement, contre 0 %, 2,6 %, 20 %, et 25 % pour le suivi SPR4 respectivement (soit une différence de 0 %, - 3,5 %, + 0,4 % et 0 % respectivement pour les opérations 2011, 2012, 2013 et 2014 entre le suivi SPR1 et SPR4) (Figure 34). Sur l'Erdre, le taux de recapture à 6 mois (SPR1) était de 28,3 %, contre 26,3 % à l'argenture, soit une différence de 2 %. Cependant, les taux de recapture pour chaque opération de repeuplement restaient stables au cours des différents suivi (SPR1 à SPR4) sur la Loire (test de corrélation linéaire de Pearson ; opération 2012 : $N = 4$, $F = 0,2$, $P = 0,7$; opération 2013 : $N = 4$, $F = 0,1$, $P = 0,8$; opération 2014 : $N = 4$, $F = 0,2$, $P = 0,7$) et sur l'Erdre (test de corrélation linéaire de Pearson ; opération 2014 : $N = 4$, $F = 0,4$, $P = 0,6$). Sur ce constat, il est possible de

dire qu'entre le suivi de la survie des anguilles marquées à l'ARS à 6 mois (SPR1) et celui à l'argenture (SPR4), les taux de recaptures n'ont probablement pas changé.

3.1.1. Repeuplement et traits d'histoire de vie ?

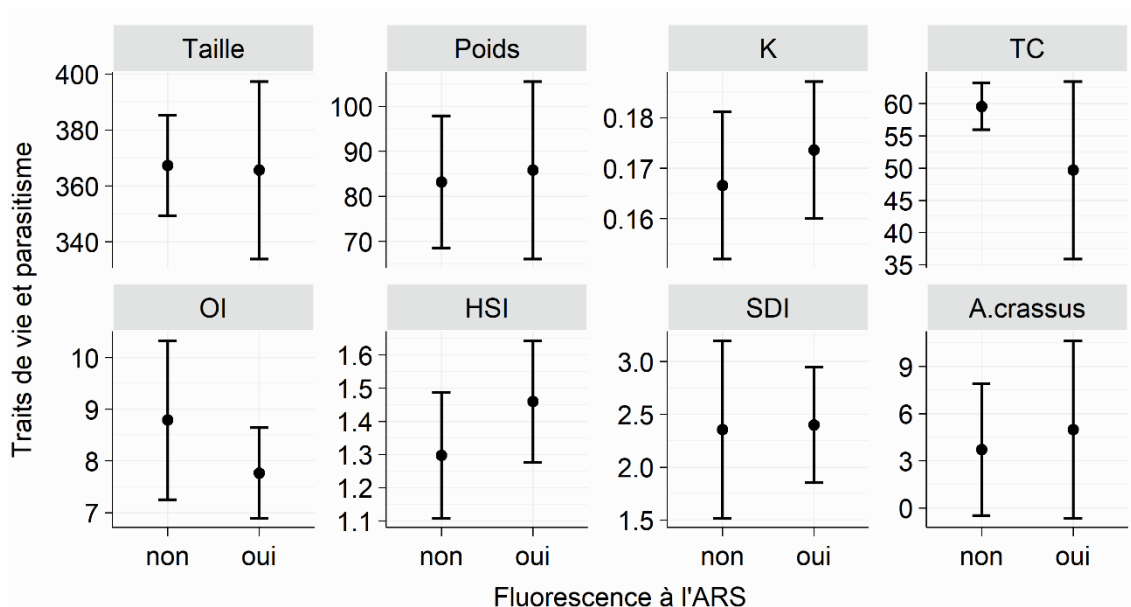


Figure 35 | Traits d'histoire de vie et diagnostic parasitaire des anguilles argentées mâles de la cohorte 2014 de recrutement sur l'Erdre présentant (N = 14) ou non (N = 5) une marque fluorescente à l'ARS (Alizarine Red S) sur les otolithes sagittaux. Taille : en mm, poids : en g, TC : taux de croissance (mm/an), OI : indice oculaire (%), HSI : indice hépato-somatique (%), SDI : indice de dégénération de la vessie gazeuse (sans unité), A.crassus : abondance en nématode parasite *A. crassus* dans la vessie gazeuse. Les tests de comparaison montraient aucune différence significative entre les traits de vie et le parasitisme des anguilles avec ou sans marque ARS [tests de Mann-Whitney-Wilcoxon pour TC ($W = 42,5$; $P = 0,5$), SDI ($W = 34$, $P = 0,9$) et *A. crassus* ($W = 27,5$, $P = 0,5$) ; tests de Student pour la taille ($t = 0,1$, $P = 0,9$), poids ($t = -0,3$, $P = 0,8$), K ($t = -1,0$, $P = 0,4$), OI ($t = 1,8$, $P = 0,1$) et HSI ($t = -1,2$, $P = 0,4$)].

Les effets des opérations de repeuplement sur les traits d'histoire de vie (THV) des anguilles repeuplées ne sont pas connus. Il est de ce fait intéressant d'explorer les THV des anguilles marquées à l'ARS par rapport à celles ne présentant pas de marques de fluorescence. Les effectifs par cohorte de recrutement en anguilles marquées à l'ARS sur la Loire sont insuffisants. La comparaison des THV des anguilles

marquées ou non à l'ARS est possible uniquement pour les mâles de la cohorte cible 2014 sur l'Erdre (N = 5 anguilles). Les traits de vie étudiés (la taille, le poids, l'indice de condition physique K, le taux de croissance TC, l'indice oculaire OI, l'indice hépatosomatique HSI, l'indice de dégénération de la vessie gazeuse SDI et l'abondance en nématode *A. crassus*) ne montraient aucune différence significative entre les anguilles marquées ou non à l'ARS (**Figure 35**). Ce résultat ne semble pas surprenant dans la mesure où seule une fraction des civelles a été marquée à l'ARS et il est probable que des anguilles argentées échantillonnées non marquées à l'ARS proviennent malgré tout du repeuplement, confondant potentiellement l'interprétation des comparaisons des THV. Il reste cependant intéressant de noter que les anguilles marquées à l'ARS étaient infectées par le vers nématode *A. crassus* (en moyenne 5 ± 5.7 vers par anguille, minimum – maximum : 1 – 13 vers). Lors des opérations de repeuplement, le protocole prévoit un déversement de civelles exempt de parasites *A. crassus*. La présence de ce vers dans les anguilles argentées marquées à l'ARS supporte l'idée de l'importante prévalence du parasite le long du réseau trophique du fleuve Loire.

4. Conclusions :

Cette étude achève quasiment deux décennies de suivi de la dévalaison des anguilles argentées dans la Loire en amont de l'estuaire. Elle permet de présenter sur le long terme des informations sur la production annuelle et les en anguilles argentées par le plus grand fleuve de l'ouest européen. Le bassin versant de la Loire couvre environ 117000 km², ce qui représente plus du quart de la superficie de la France. L'ensemble des travaux repose sur une collaboration entre les scientifiques de la station marine de Dinard (UMS PatriNat, Station Marine de Dinard et UMR BOREA), de l'Université

de Tours et les pêcheurs professionnels de la Loire membres de l'AAPPBLB. Ce travail présente les caractéristiques

L'objectif principal de ce travail était de prolonger et de comparer les méthodes de suivis de la dévalaison des anguilles argentées, l'indice d'abondance basé sur les analyses des captures de 4 pêcheries professionnelles au guideau et l'estimation des flux d'anguilles argentées par capture marquage recapture. **Le second objectif** était d'estimer, par le biais d'une pêcherie disposant d'une autorisation expérimentale, les effectifs et les caractéristiques des anguilles argentées migrant en dehors de la période réglementaire. **Le troisième objectif** de cette étude était d'estimer la proportion d'anguilles argentées provenant des opérations de repeuplement.

Suivi à long terme de la dévalaison.

4.1.1. Une baisse de 35 % de l'Indice d'Abondance (CPUE) des anguilles argentées

L'indice d'abondance des anguilles argentées a été calculé à partir de l'analyse de 4 pêcheries référentes dont les données de capture journalières sont bancarisées et analysées depuis 1988. L'indice d'Abondance, qui a été validé dans plusieurs publications, repose sur l'analyse relative des Captures Par Unité d'Effort de ces pêcheries. Jusqu'en 2008, les pêches pouvaient être réalisées quotidiennement entre le 1^{er} octobre et le 15 février. A partir de 2008, des relèves hebdomadaires ont été imposées les samedis et dimanches. Cette nouvelle disposition était susceptible de modifier la robustesse de l'IA, aussi des financements publics ont été obtenus pour que des pêches scientifiques puissent être réalisés les WE par les 4 pêcheries de référence.

La présente étude visait donc à vérifier si les courbes d'évolution des IA entre 1988 et 2020 étaient influencées ou non par les relèves hebdomadaires. Nous avons donc produit une série IA_s (captures en semaine seulement) et une série IA_t (sans relève) et une série IA_m modélisée. Les comparaisons montrent :

- **L'évolution des IA_s , IA_t et IA_m sont parallèles** et indiquent toutes deux une **baisse d'environ 35% 1988 et 2020.**
- **L'indicateur modélisé, IA_m , est $5,0 \pm 2,5$ % plus élevé que l' IA_s ,** probablement lié au pouvoir de prédiction modéré des modèles.
- **L' IA_t était en moyenne inférieur de $6,03 \pm 4,19$ % à l' IA_m .**
- **L'écart entre l' IA_m et l' IA_t tend à augmenter dans le temps.**

Ces travaux indiquent que **l'indicateur le plus robuste est l' IA_t** . La relève hebdomadaire ne peut être compensée de manière précise par une modélisation des captures pendant les relèves hebdomadaires. Cela s'explique sans doute d'une part par une forte variabilité des réponses des comportements de dévalaison des anguilles aux facteurs environnementaux et, d'autre part, en raison du changement progressif des conditions environnementales provoquées par le changement climatique. **Afin de garantir une précision et une fiabilité de l' IA_m (IA combinant les suivis des captures réglementaires et des estimations des CPUE lors des relèves hebdomadaires) une calibration régulière est nécessaire à partir du maintien de pêches expérimentales les WE. Les modalités de cette calibration (fréquence, périodicité, ...) restent à définir.**

4.1.2. Une diminution de 66% de l'abondance l'abondance des anguilles argentées.

Les opérations de CMR ont été réalisées au cours de 9 saisons entre 2001 et 2020. Elles ont permis d'estimer les productions d'anguilles argentées du bassin de la Loire en Amont d'Ancenis. Elle n'intègrent pas les productions de l'estuaire et des bassins versants des affluents de l'estuaire : l'Erdre, la Sèvre Nantaise, l'Achenau et le Lac de Grand Lieu et la Grande Brière Mottière et les bassins du Brivet. Le lac de Grand Lieu à lui seul produit un peu plus de 200 000 anguilles argentées par an (Trancart et al. 2020).

Ainsi la production en anguilles argentées de la Loire fluviale (hors estuaire) est comprise entre **330 000 anguilles par an entre 2002 et 2004**. Puis elle baisse brutalement à moins de **150 000 anguilles en 2005**. Puis la production baisse lentement entre pour atteindre **110 000 anguilles argentées en 2020**. **Une baisse de près de 67% de la production en anguille argentée est ainsi observée entre 2002 et 2020** sur la Loire fluviale en amont d'Ancenis.

L'estimation des flux d'anguilles argentées ne serait pas possible sans que des pêches expérimentales soient organisées en WE, pendant la relève hebdomadaire.

Ainsi la baisse de l'abondance des anguilles argentées apparait beaucoup plus sévère d'après les CMR que d'après les IA. Cette différence apparait difficile à expliquer en l'état. Les CMR sont moins sensibles à l'effort de pêche que les IA car leur calcul repose sur une estimation du taux de recapture dans une population fermée. Toutefois, les opérations de CMR sont réalisées à l'occasion d'un nombre limité d'évènements alors que les IA intègrent mieux la variabilité des abondances sur l'ensemble de la saison de pêche. Les deux méthodes apparaissent donc complémentaires.

4.1.3. Une baisse des taux d'exploitation

Les taux d'exploitation indiquent le pourcentage d'anguilles argentées en migration capturé par la pêcherie au guideau. C'est une approximation de la mortalité par pêche.

Le taux d'exploitation moyen des anguilles argentées de la Loire est de 11% sur l'ensemble de la période 2002-2020. **Il a baissé très significativement de près de**

25% suite à la relève instaurée en 2008. Passant d'une valeur moyenne annuelle d'environ 14% entre 2002 et 2005 à 7% en moyenne entre 2018 et 2020.

4.1.4. Baisse de la taille des femelles et augmentation de la proportion de mâles et baisse de la fertilité individuelle.

Les données de biométrie obtenues par le suivi de la pêcherie d'une part et par le suivi des captures lors des études de CMR d'autre part permettent d'analyser finement l'évolution des sexes ratio mais également des tailles des anguilles depuis 2002.

Le suivi biométrique réalisé lors des opérations de CMR indique que la taille moyenne des males enregistre une légère baisse sur la période passant de 43 cm à 41 cm. En revanche, la taille moyenne des femelles diminue très significativement en passant de d'environ 79 cm en moyenne en 2002 à 69 cm en 2020. Cette perte de taille en mm correspond à une perte de fertilité individuelle des femelles de 38% durant la période. La proportion de mâles augmente significativement dans le temps, passant de 17% en 2002 à 32% en 2020.

Ces changements sont difficiles à expliquer sans information sur les niveaux de contamination des anguilles, mais **il est vraisemblable qu'ils résultent conjointement** de la dégradation de la qualité de l'environnement aquatique et **de contaminations par des polluants organiques et des éléments traces** susceptibles de conduire à un départ précoce d'anguilles et de **l'augmentation relative du recrutement constatée entre 2011 et 2017 induisant une détermination sexuelle en faveur des males.**

Dix pourcents des anguilles argentées migrent en dehors des périodes de pêche réglementaires.

Ce volet de notre étude a permis de produire une estimation des flux d'anguilles argentées en période de fermeture de la pêche (16 fév. – 30 sept) 2019. Nous estimons qu'environ 10% des anguilles argentées ont dévalé au cours de cette période. Ainsi **l'estimation corrigée du flux d'échappement en Loire fluviale est évaluée à 123 705 ± 17 014 individus argentées sur l'ensemble d'une année.**

Le taux moyen d'exploitation réel est estimé à 6,5 %, alors qu'il est estimé à 7,2 % en ne tenant compte que des estimations réalisées durant la période de pêche.

Il serait imprudent d'utiliser ces données pour extrapoler à d'autres périodes. En effet, l'intensité des dévalaisons hors période réglementaire dépendent des conditions hydroclimatiques qui varient d'une année sur l'autre.

Le repeuplement en civelles contribue à 11% des mâles et 3,4% de tout le flux d'anguilles argentées durant la saison 2019-2020.

La recapture d'anguilles argentées marquées a permis d'estimer la contribution des civelles issues du repeuplement aux flux d'anguilles argentées. Celle-ci est estimée pour les saisons 2017-18 et 2018-19 à moins de 5%. Elle atteint, durant la saison 2019-20, **10,8 % du flux dévalant de mâles, soit 3,4 % du flux total d'anguilles argentées.** IL est difficile d'estimer comment évoluera la contribution du repeuplement au flux d'anguilles argentées dans les années suivantes mais il est possible que la proportion de femelles issues du marquage augmente dans le temps. Ceci ne pourra être avéré que par la mise en place d'une étude spécifique.

Ces résultats indiquent clairement l'efficacité technique du repeuplement, mais ils ne permettent pas de statuer sur l'efficacité de cette mesure pour soutenir le stock, car pour cela, il faudrait être en mesure d'estimer le gain de survie et de fécondité obtenu par le repeuplement par rapport à un recrutement naturel.

Un observatoire des migrations d'anguilles unique en Europe, à pérenniser pour mieux gérer l'anguille.

4.1.5. Poursuivre le suivi de l'étude CMR et des IA

Ce suivi constitue un observatoire robuste et unique en Europe, car il permet depuis près de 20 ans de suivre l'évolution des caractéristiques des populations d'anguilles argentées sur l'un des plus grands fleuves de l'Europe de l'Ouest.

Il est nécessaire de prolonger ce suivi au moment charnière où les effets du repeuplement et de la reprise relative du recrutement naturel en civelle à partir de 2011, devrait se faire ressentir. En effet, l'augmentation de la proportion de males suggère que la reprise du recrutement commence probablement à produire ses effets au travers la détermination sexuelle en faveur des mâles favorisée par la densité.

4.1.6. Intégrer le suivi de la contamination des anguilles pour agir sur la qualité de l'eau en Loire

La regression de la taille moyenne des anguilles argentées femelles depuis 20 ans interroge et inquiète car elle induit une perte directe de fécondité individuelle et résulte très vraisemblablement d'une contamination par des polluants organiques et métalliques. Cette contamination est d'ailleurs suspectée d'altérer le comportement de migration des anguilles argentées obérant le succès reproducteur (Righton et al. 2016 ; Bourillon et al. Données non publiées).

4.1.7. Engager l'estimation des caractéristiques des anguilles argentées de l'estuaire et de ses affluents

La présente étude ne concerne que les anguilles argentées produites par la Loire en amont d'Ancenis. Bien que le bassin concerné soit considérable, il n'intègre pas les zones les plus productives du bassin versant que sont l'estuaire et les affluents majeurs que sont l'Erdre, la Sèvre Nantaise, La Brière et le bassin du Brivet et surtout l'estuaire lui-même qui représente une surface considérable d'habitats favorables à

l'anguille. Seul une étude sur le lac de Grand-Lieu a été réalisée en collaboration avec les pêcheurs du Lac.

5. Références

- Acou, A., 2006. Bases biologiques d'un modèle pour estimer la biomasse féconde de l'anguille européenne en fonction des recrues fluviales et du contexte de croissance : approche comparative à l'échelle de petits bassins versants. 1–333.
- Acou, A., Boisneau, C., Bodin, M., Bultel, E., Boury, P., Feunteun, E., 2015. Evaluation du flux annuel d'anguilles argentées produit en Loire fluviale (amont d'Ancenis) pour 6 saisons d'avalaison (de 2001/02 à 2004/05, 2008/09 et 2012/13) et étude du comportement d'avalaison jusqu'à l'estuaire par télémétrie acoustique 35 pages + annexes.
- Acou, A., Boisneau, C., Feunteun, E., 2009. Prédiction des pics de dévalaison des anguilles argentées à partir des données environnementales: état des connaissances et développement d'un modèle opérationnel sur la Loire pour la gestion du turbinage. Rapport du Muséum National d'Histoire Naturelle, CRESCO, Station marine de Dinard, 126 p.
- Acou, A., Boury, P., Boisneau, C., Bodin, M., Feunteun, E., 2010. Estimation du potentiel reproducteur en anguilles argentées de la Loire amont: saisons de migration 2001-05 à 2008-09.
- Acou, A., Boury, P., Laffaille, P., Crivelli, A.J., Feunteun, E., 2005. Towards a standardized characterization of the potentially migrating silver European eel (*Anguilla anguilla*, L.). Arch. für Hydrobiol. 164, 237–255.
<https://doi.org/10.1127/0003-9136/2005/0164-0237>
- Acou, A., Virag, L., Boulenger, C., Meunier, F., Charrier, F., Reveillac, E., Feunteun,

- E., 2013. Comment, à partir d'un seul otolithe, âger une anguille sans exclure d'autres analyses ?, in: Colloque National de Sclérochronologie. Rennes, 2 au 4 juillet 2013.
- Amilhat, E., Farrugio, H., Lecomte-Finiger, R., Simon, G., Sasal, P., 2008. Silver eel population size and escapement in a Mediterranean lagoon: Bages-Sigean, France. *Knowl. Manag. Aquat. Ecosyst.* 5, 11. <https://doi.org/10.1051/kmae/2009005>
- Arevalo, E., Lassalle, G., Tétard, S., Maire, A., Sauquet, E., Lambert, P., Paumier, A., Villeneuve, B., Drouineau, H., 2020. An innovative bivariate approach to detect joint temporal trends in environmental conditions: Application to large French rivers and diadromous fish. *Sci. Total Environ.* 748, 141260. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.141260>
- Aroua, S., Schmitz, M., Baloché, S., Vidal, B., Rousseau, K., Dufour, S., 2005. Endocrine evidence that silvering, a secondary metamorphosis in the eel, is a pubertal rather than a metamorphic event. *Neuroendocrinology* 82, 221–232. <https://doi.org/10.1159/000092642>
- Belpaire, C., Pujolar, J., Geeraerts, C., Maes, G., 2016. Contaminants in Eels and their Role in the Collapse of the Eel Stocks, in: Arai, T. (Ed.), *Biology and Ecology of Anguillid Eels*. CRC Press, pp. 225–250. <https://doi.org/10.1201/b19925-13>
- Boisneau, C., 2020. Indice annuel d'abondance des anguilles argentées d'avalaison du bassin de la Loire à partir des captures des pêcheurs professionnels au guideau 2019-2020. Université de Tours - CITERES. Rapport du Plan Loire Grandeur Nature 4.
- Bonhommeau, S., Chassot, E., Planque, B., Rivot, E., Knap, A.H., Le Pape, O., 2008. Impact of climate on eel populations of the Northern Hemisphere. *Mar. Ecol. Prog.*

Ser. <https://doi.org/10.2307/24872913>

- Bourry, P., 2001. Tests de différents systèmes de marquage de masse sur des anguilles européennes (*Anguilla anguilla* L.) en milieu contrôlé. Laboratoire d'Ecologie du Paysage, Université de Rennes 1. Laboratoire d'Ecologie du Paysage, Université de Rennes 1.
- Bourry, P., Feunteun, E., 2005. Estimation du potentiel reproducteur de la population d'anguilles argentées du bassin versant de la Loire. Colloque Rencontres scientifiques « l'anguille en Loire », Orléans, 9 mars 2005.
- Breteler, J., Vriese, T., Borcharding, J., Breukelaar, A., 2006. Assessment of population size and migration routes of silver eel in the river Rhine: a two-year combined mark-recapture and telemetry study. ICES J. Mar. Sci.
- Briand, C., Chapon, P.M., Beaulaton, L., Drouineau, H., Lambert, P., 2018. Eel density analysis (EDA 2.2.1). Escapement of silver eels (*Anguilla anguilla*) from French rivers. 2018 report.
- Brujls, M.C.M., Durif, C.M.F., 2009. Silver Eel Migration and Behaviour, in: Spawning Migration of the European Eel. Springer Netherlands, Dordrecht, pp. 65–95. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-9095-0_4
- Bruslé, J., 1994. L'anguille européenne *Anguilla anguilla*, un poisson sensible aux stress environnementaux et vulnérable à diverses atteintes pathogènes. Bull. Français la Pêche la Piscic. 335, 237–260. <https://doi.org/10.1051/kmae:1994015>
- Bruslé, J., 1991. The Eel (*Anguilla* sp) and organic chemical pollutants. Sci. Total Environ. [https://doi.org/10.1016/0048-9697\(91\)90305-X](https://doi.org/10.1016/0048-9697(91)90305-X)
- Caron, F., Verreault, G., Rochard, E., 2000. Estimation du nombre d'anguilles d'Amérique (*Anguilla rostrata*) quittant le bassin versant du Saint-Laurent et de son taux d'exploitation.

- Chang, Y.-L.K., Feunteun, E., Miyazawa, Y., Tsukamoto, K., 2020. New clues on the Atlantic eels spawning behavior and area: the Mid-Atlantic Ridge hypothesis. *Sci. Rep.* 10, 15981. <https://doi.org/10.1038/s41598-020-72916-5>
- Charrier, F., Mazel, V., Caraguel, J.M., Abdallah, Y., Le Gurun, L.L., Legault, A., Laffaille, P., 2012. Escapement of silver-phase European eels, *Anguilla anguilla*, determined from fishing activities in a Mediterranean lagoon (Or, France). *ICES J. Mar. Sci.* 69, 30–33. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsr169>
- Colombo, G., Grandi, G., Rossi, R., 1984. Gonad differentiation and body growth in *Anguilla anguilla* L. *J. Fish Biol.* 24, 215–228. <https://doi.org/10.1111/j.1095-8649.1984.tb04792.x>
- Cresci, A., 2020. A comprehensive hypothesis on the migration of European glass eels (*Anguilla anguilla*). *Biol. Rev.* 95, 1273–1286. <https://doi.org/10.1111/brv.12609>
- CSP, 2003. Guide des engins de pêche fluviale et lacustre en France métropolitaine., Ed. Cons S. ed.
- Cucherousset, J., Paillisson, J.M., Carpentier, A., Thoby, V., Damien, J.P., Eybert, M.C., Feunteun, E., Robinet, T., 2007. Freshwater protected areas: An effective measure to reconcile conservation and exploitation of the threatened European eels (*Anguilla anguilla*)? *Ecol. Freshw. Fish* 16, 528–538. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0633.2007.00247.x>
- Dekker, W., 2003. Status of the European eel stock and fisheries, in: Aida, K. (Ed.), *Eel Biology*. Springer Japan, Tokyo, pp. 237–254. <https://doi.org/10.1007/978-4-431-65907-5>
- DREAL Pays-de-Loire, 2020. French national hydrometric HYDRO-MEDDE-DE database [WWW Document]. URL <http://hydro.eaufrance.fr/>
- Drouineau, H., Durif, C.M.F., Castonguay, M., Mateo, M., Rochard, E., Verreault, G.,

- Yokouchi, K., Lambert, P., 2018. Freshwater eels: A symbol of the effects of global change. *Fish Fish.* 19, 903–930. <https://doi.org/10.1111/faf.12300>
- Fawcett, T., 2006. An introduction to ROC analysis. *Pattern Recognit. Lett.* 27, 861–874. <https://doi.org/10.1016/j.patrec.2005.10.010>
- Feunteun, E., Acou, A., Laffaille, P., Legault, A., 2000. European eel (*Anguilla anguilla*): prediction of spawner escapement from continental population parameters. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 57, 1627–1635. <https://doi.org/10.1139/cjfas-57-8-1627>
- Feunteun, E., Laffaille, P., Robinet, T., Briand, C., Baisez, A., Olivier, J.-M., Acou, A., 2003. A Review of Upstream Migration and Movements in Inland Waters by Anguillid Eels: Toward a General Theory, in: *Eel Biology*. Springer Japan, pp. 191–213. https://doi.org/10.1007/978-4-431-65907-5_14
- Feunteun, E., Prouzet, P., 2020. Forty Years of Decline and 10 Years of Management Plan: Are European Eels (*Anguilla Anguilla*) Recovering?, in: *Evolution of Marine Coastal Ecosystems under the Pressure of Global Changes*. Springer International Publishing, Cham, pp. 269–295. https://doi.org/10.1007/978-3-030-43484-7_19
- Geeraerts, C., Belpaire, C., 2009. The effects of contaminants in European eel: A review. *Ecotoxicology*. <https://doi.org/10.1007/s10646-009-0424-0>
- Haro, A., 2003. Downstream Migration of Silver-Phase Anguillid Eels, in: *Eel Biology*. Springer Japan, Tokyo, pp. 215–222. https://doi.org/10.1007/978-4-431-65907-5_15
- ICES, 2020. Joint EIFAAC/ICES/GFCM Working Group on Eels (WGEEL). ICES Scientific Reports. URL <https://www.ices.dk/community/groups/Pages/WGEEL.aspx>.

<https://doi.org/10.17895>

Jacoby, D.M.P., Casselman, J.M., Crook, V., DeLucia, M.B., Ahn, H., Kaifu, K., Kurwie, T., Sasal, P., Silfvergrip, A.M.C., Smith, K.G., Uchida, K., Walker, A.M., Gollock, M.J., 2015. Synergistic patterns of threat and the challenges facing global anguillid eel conservation. *Glob. Ecol. Conserv.* 4, 321–333. <https://doi.org/10.1016/j.gecco.2015.07.009>

Kettle, A.J., Bakker, D.C.E., Haines, K., 2008. Impact of the North Atlantic Oscillation on the trans-Atlantic migrations of the European eel (*Anguilla anguilla*). *J. Geophys. Res. Biogeosciences* 113, 3004. <https://doi.org/10.1029/2007JG000589>

Kettle, A.J., Vøllestad, L.A., Wibig, J., 2011. Where once the eel and the elephant were together: Decline of the European eel because of changing hydrology in southwest Europe and northwest Africa? *Fish. Fish.* 12, 380–411. <https://doi.org/10.1111/j.1467-2979.2010.00400.x>

Kirk, R.S., 2003. The impact of *Anguillicola crassus* on European eels. *Fish. Manag. Ecol.* 10, 385–394. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2400.2003.00355.x>

Knights, B., 2003. A review of the possible impacts of long-term oceanic and climate changes and fishing mortality on recruitment of anguillid eels of the Northern Hemisphere. *Sci. Total Environ.* [https://doi.org/10.1016/S0048-9697\(02\)00644-7](https://doi.org/10.1016/S0048-9697(02)00644-7)

Krebs, J.C., 1999. Ecological methodology, in: *Ecological Methodology*. p. 620.

Larsson, P., Hamrin, S., Okla, L., 1990. Fat content as a factor inducing migratory behavior in the eel (*Anguilla anguilla* L.) to the Sargasso Sea. *Naturwissenschaften* 77, 488–490. <https://doi.org/10.1007/BF01135929>

Lassalle, G., Rochard, E., 2009. Impact of twenty-first century climate change on diadromous fish spread over Europe, North Africa and the Middle East. *Glob.*

- Chang. Biol. 15, 1072–1089. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2486.2008.01794.x>
- Mazel, V., Danet, V., Acou, A., Charrier, F., Simon, D., Trancart, T., Feunteun, É., 2016. Echappement des anguilles argentées du lac de Grand Lieu (EDAAGL2) pour la saison d'avalaison 2015/16.
- MEEDM, 2018. Plan de gestion anguille de la France: rapport de mise en oeuvre. Article 9 du R(CE) n°1100/2007.
- Miller, M.J., Bonhommeau, S., Munk, P., Castonguay, M., Hanel, R., McCleave, J.D., 2015. A century of research on the larval distributions of the Atlantic eels: A re-examination of the data. Biol. Rev. 90, 1035–1064. <https://doi.org/10.1111/brv.12144>
- Miller, M.J., Feunteun, E., Tsukamoto, K., 2016. Did a “perfect storm” of oceanic changes and continental anthropogenic impacts cause northern hemisphere anguillid recruitment reductions? ICES J. Mar. Sci. J. du Cons. 73, 43–56. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsv063>
- Moatar, F., Dupont, N., 2016. La Loire fluviale et estuarienne: un milieu en évolution, Synthèses. ed. Éditions Quae.
- Pike, C., Crook, V., Gollock, M., 2020. *Anguilla anguilla*. The IUCN Red List of Threatened Species 2020: e.T60344A152845178.
- R Core Team, 2020. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Richards, J.L., Sheng, V., Yi, C.W., Ying, C.L., Ting, N.S., Sadovy, Y., Baker, D., 2020. Prevalence of critically endangered European eel (*Anguilla anguilla*) in Hong Kong supermarkets. Sci. Adv. 6, eaay0317. <https://doi.org/10.1126/sciadv.aay0317>
- Righton, D., Westerberg, H., Feunteun, E., Økland, F., Gargan, P., Amilhat, E.,

- Metcalfe, J., Lobon-Cervia, J., Sjöberg, N., Simon, J., Acou, A., Vedor, M., Walker, A., Trancart, T., Brämick, U., Aarestrup, K., 2016. Empirical observations of the spawning migration of European eels: The long and dangerous road to the Sargasso Sea. *Sci. Adv.* 2, e1501694. <https://doi.org/10.1126/sciadv.1501694>
- Robinet, T., Feunteun, E., 2002. Sublethal effects of exposure to chemical compounds: A cause for the decline in Atlantic eels? *Ecotoxicology* 11, 265–277. <https://doi.org/10.1023/A:1016352305382>
- Rousseau, K., Aroua, S., Schmitz, M., Elie, P., Dufour, S., 2009. Silvering: Metamorphosis or Puberty?, in: *Spawning Migration of the European Eel*. Springer Netherlands, pp. 39–63. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-9095-0_3
- Schmidt, J., 1923. Breeding places and migrations of the eel. *Nature*. <https://doi.org/10.1038/111051a0>
- Sudo, R., Tsukamoto, K., 2015. Migratory Restlessness and the Role of Androgen for Increasing Behavioral Drive in the Spawning Migration of the Japanese eel. *Sci. Rep.* 5. <https://doi.org/10.1038/srep17430>
- Teichert, N., Tétard, S., Trancart, T., de Oliveira, E., Acou, A., Carpentier, A., Bourillon, B., Feunteun, E., 2020. Towards transferability in fish migration models: A generic operational tool for predicting silver eel migration in rivers. *Sci. Total Environ.* 140069. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.140069>
- Tesch, F.W., 2003. *The Eel*, Third Edit. ed. Wiley-Blackwell.
- Trancart, T., Acou, A., De Oliveira, E., Feunteun, E., 2013. Forecasting animal migration using SARIMAX: an efficient means of reducing silver eel mortality caused by turbines. *Endanger. Species Res.* 21, 181–190. <https://doi.org/10.3354/esr00517>
- Trancart, T., Carpentier, A., Acou, A., Charrier, F., Mazel, V., Danet, V., Feunteun, E.,

2020. When “safe” dams kill: Analyzing combination of impacts of overflow dams on the migration of silver eels. *Ecol. Eng.* 145, 105741. <https://doi.org/10.1016/J.ECOLENG.2020.105741>
- Trancart, T., Feunteun, E., Danet, V., Carpentier, A., Mazel, V., Charrier, F., Druet, M., Acou, A., 2018. Migration behaviour and escapement of European silver eels from a large lake and wetland system subject to water level management (Grand-Lieu Lake, France): New insights from regulated acoustic telemetry data. *Ecol. Freshw. Fish* 27, 570–579. <https://doi.org/10.1111/eff.12371>
- Trancart, T., Feunteun, E., Danet, V., Carpentier, A., Mazel, V., Charrier, F., Druet, M., Acou, A., 2017. Migration behaviour and escapement of European silver eels from a large lake and wetland system subject to water level management (Grand-Lieu Lake, France): New insights from regulated acoustic telemetry data. *Ecol. Freshw. Fish* 27, 570–579. <https://doi.org/10.1111/eff.12371>
- Virag., L., Acou., A., Feunteun., E., 2016. Estimation de l'âge par otolithométrie d'anguilles argentées de la Vilaine. Rapport de la station marine de Dinard, MNHN.
- Winter, H. V., Jansen, H.M., Breukelaar, A.W., 2007. Silver eel mortality during downstream migration in the River Meuse, from a population perspective, in: *ICES Journal of Marine Science.* pp. 1444–1449. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsm128>
- Yokouchi, K., Daverat, F., Miller, M.J., Fukuda, N., Sudo, R., Tsukamoto, K., Elie, P., Russell Poole, W., 2018. Growth potential can affect timing of maturity in a long-lived semelparous fish. *Biol. Lett.* 14. <https://doi.org/10.1098/rsbl.2018.0269>

6. Annexes 1

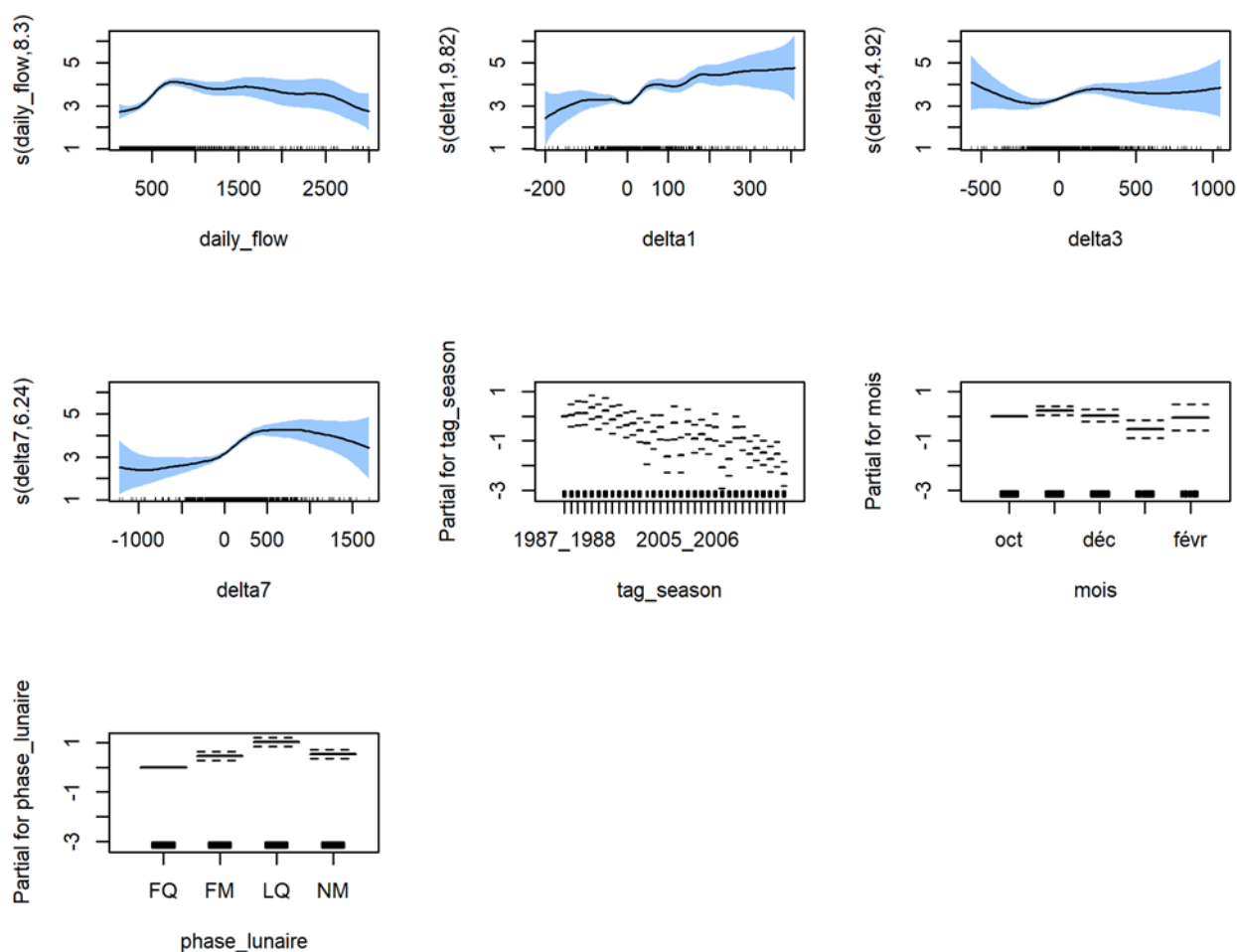


Figure Annexe a 1 | Effets marginaux et dépendances partielles des prédicteurs non linéaires (delta 1, delta3 et delta7) et linéaires [débit quotidien : daily_flow , saisons de dévalaison : tag_season , mois et les phases lunaires : FM (Pleine Lune), NM (Nouvelle Lune), FQ (premier quartier) et LQ (dernier quartier)] du modèle GAM NB (binomiale négative) pour la prédiction des captures en période réglementaires du **guideau A** utilisé pour le calcul de l'indicateur d'abondance IA. L'identifiant de la pêcherie est attribué de manière aléatoire aux quatre pêcheries impliquées dans la construction de l'indicateur IA (les identifiants différents de ceux de la Fig. 7).

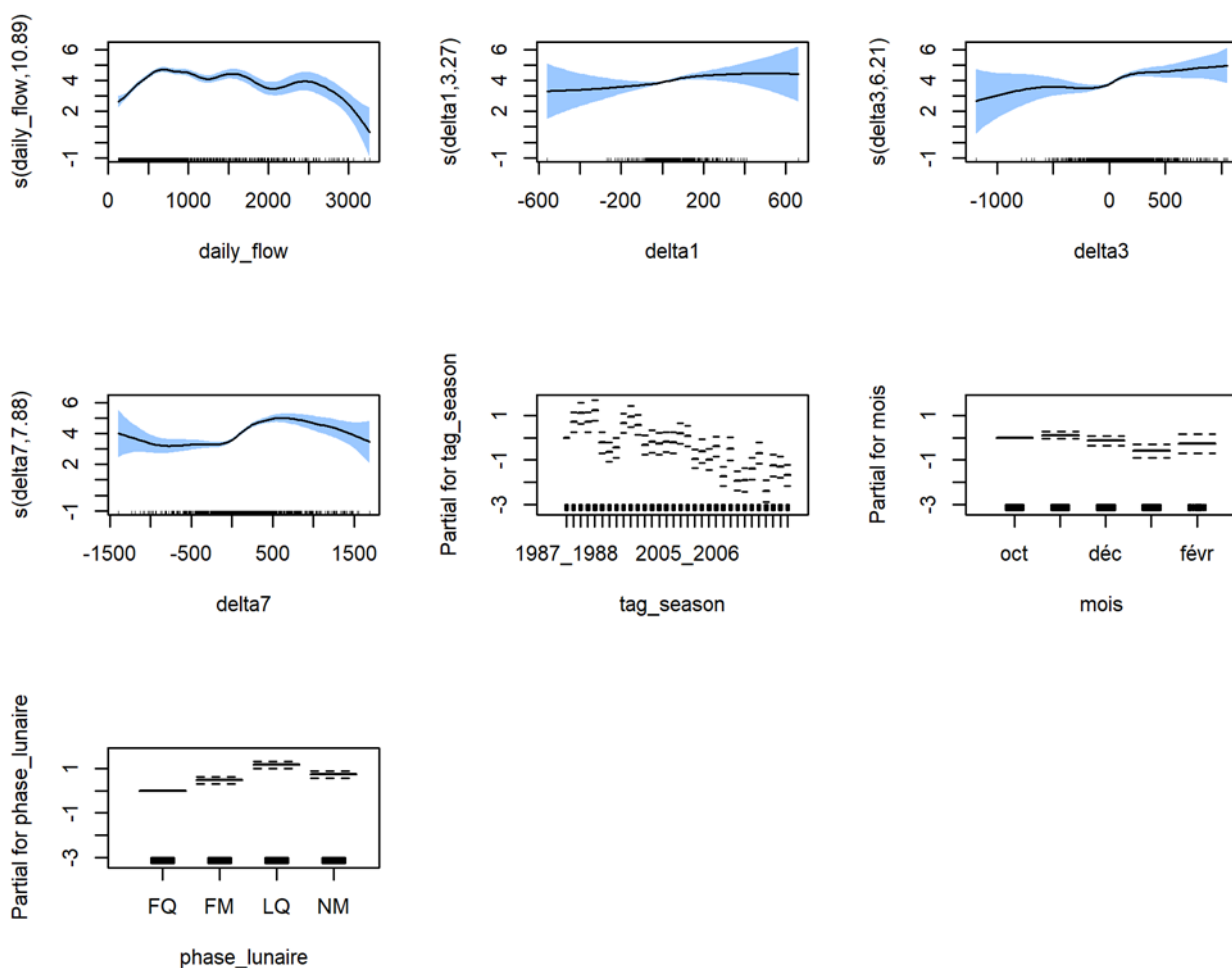


Figure Annexe a 2 | Effets marginaux et dépendances partielles des prédicteurs non linéaires (delta 1, delta3 et delta7) et linéaires [débit quotidien : daily_flow , saisons de dévalaison : tag_season , mois et les phases lunaires : FM (Pleine Lune), NM (Nouvelle Lune), FQ (premier quartier) et LQ (dernier quartier)] du modèle GAM NB (binomiale négative) pour la prédiction des captures en période réglementaires du **guideau B** utilisé pour le calcul de l'indicateur d'abondance IA. L'identifiant de la pêcherie est attribué de manière aléatoire aux quatre pêcheries impliqués dans la construction de l'indicateur IA (les identifiants différents de ceux de la Fig. CARTE).

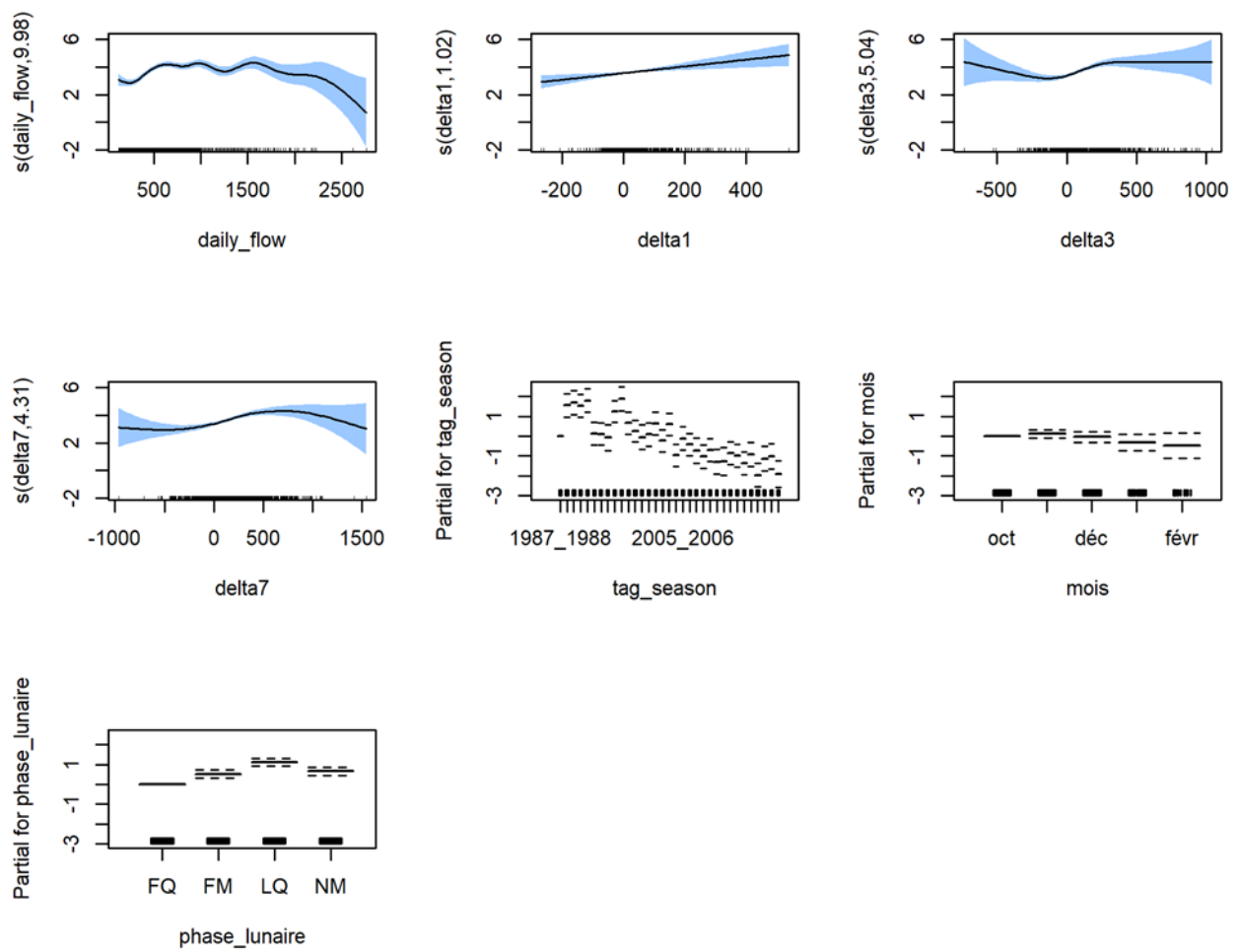


Figure Annexe a 3 | Effets marginaux et dépendances partielles des prédicteurs non linéaires (delta 1, delta3 et delta7) et linéaires [débit quotidien : daily_flow, saisons de dévalaison : tag_season, mois et les phases lunaires : FM (Pleine Lune), NM (Nouvelle Lune), FQ (premier quartier) et LQ (dernier quartier)] du modèle GAM NB (binomiale négative) pour la prédiction des captures en période réglementaires du **guideau C** utilisé pour le calcul de l'indicateur d'abondance IA. L'identifiant de la pêcherie est attribué de manière aléatoire aux quatre pêcheries impliquées dans la construction de l'indicateur IA (les identifiants différents de ceux de la Fig. 7).

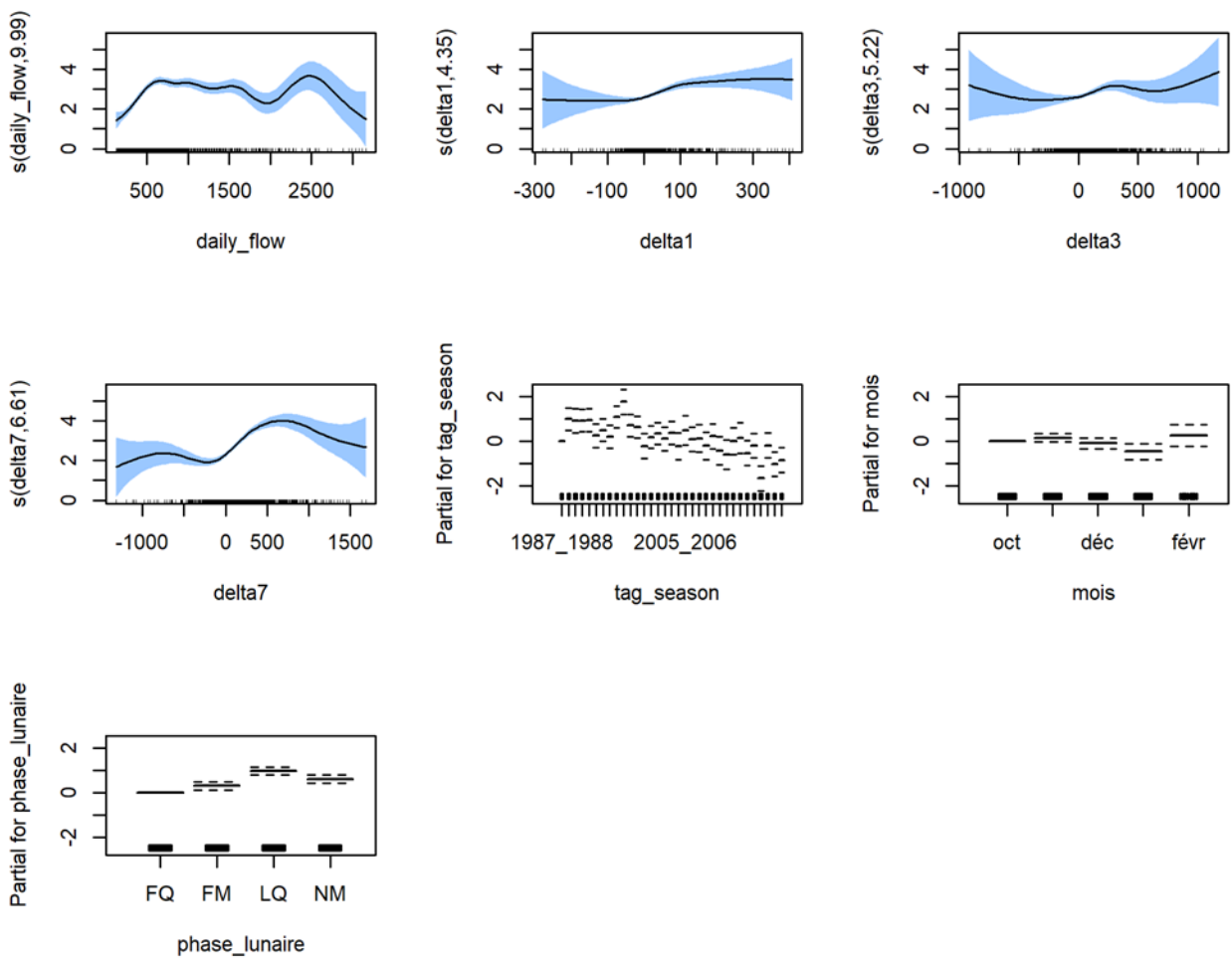


Figure Annexe a 4 | Effets marginaux et dépendances partielles des prédicteurs non linéaires (delta 1, delta3 et delta7) et linéaires [débit quotidien : daily_flow , saisons de dévalaison : tag_season , mois et les phases lunaires : FM (Pleine Lune), NM (Nouvelle Lune), FQ (premier quartier) et LQ (dernier quartier)] du modèle GAM NB (binomiale négative) pour la prédiction des captures en période réglementaires du **guideau D** utilisé pour le calcul de l'indicateur d'abondance IA. L'identifiant de la pêcherie est attribué de manière aléatoire aux quatre pêcheries impliquées dans la construction de l'indicateur IA (les identifiants différents de ceux de la Fig. 7).

Tableau Annexe a 1 | Résultats des modèles GAM NB (distribution binomiale négative) alimentés par les données de captures d'anguilles argentées observées pour les quatre pêcheries impliquées dans le calcul de l'indice d'abondance.

ID pêcheries	Prédicteur	Linéaires				Non linéaire (lissage)		Dev. Exp.	AUC
		Estimation	ES	z	P	edf	P		
A	(Intercept)	3,418	0,179	19,147	0,000	-	-	58,7	0,6
	tag_season1988_1989	0,035	0,224	0,158	0,874	-	-		
	tag_season1989_1990	0,123	0,249	0,495	0,621	-	-		
	tag_season1990_1991	0,117	0,228	0,511	0,610	-	-		
	tag_season1991_1992	0,360	0,241	1,494	0,135	-	-		
	tag_season1992_1993	-0,023	0,252	-0,091	0,927	-	-		
	tag_season1993_1994	0,230	0,256	0,900	0,368	-	-		
	tag_season1994_1995	-0,148	0,276	-0,535	0,593	-	-		
	tag_season1995_1996	0,014	0,226	0,064	0,949	-	-		
	tag_season1996_1997	-0,363	0,252	-1,442	0,149	-	-		
	tag_season1997_1998	-0,284	0,235	-1,207	0,227	-	-		
	tag_season1998_1999	-0,574	0,237	-2,417	0,016	-	-		
	tag_season1999_2000	-1,099	0,424	-2,594	0,009	-	-		
	tag_season2000_2001	-0,635	0,340	-1,868	0,062	-	-		
	tag_season2001_2002	-0,453	0,243	-1,869	0,062	-	-		
	tag_season2002_2003	-1,626	0,326	-4,982	0,000	-	-		
	tag_season2003_2004	-0,265	0,332	-0,798	0,425	-	-		
	tag_season2004_2005	-1,571	0,351	-4,471	0,000	-	-		
	tag_season2005_2006	-0,227	0,249	-0,912	0,362	-	-		
	tag_season2006_2007	-0,920	0,284	-3,242	0,001	-	-		
	tag_season2007_2008	-0,734	0,299	-2,455	0,014	-	-		
	tag_season2008_2009	-0,945	0,288	-3,283	0,001	-	-		
	tag_season2009_2010	-0,444	0,268	-1,657	0,098	-	-		
	tag_season2010_2011	-2,057	0,427	-4,821	0,000	-	-		
	tag_season2011_2012	-1,723	0,339	-5,086	0,000	-	-		
	tag_season2012_2013	-0,447	0,218	-2,047	0,041	-	-		
	tag_season2013_2014	-0,896	0,242	-3,703	0,000	-	-		
	tag_season2014_2015	-1,541	0,269	-5,737	0,000	-	-		
	tag_season2015_2016	-1,288	0,256	-5,036	0,000	-	-		
	tag_season2016_2017	-1,473	0,248	-5,946	0,000	-	-		
	tag_season2017_2018	-1,733	0,253	-6,851	0,000	-	-		
	tag_season2018_2019	-1,541	0,246	-6,275	0,000	-	-		
	tag_season2019_2020	-2,327	0,246	-9,452	0,000	-	-		
	moisnov	0,218	0,092	2,374	0,018	-	-		
	moisdéc	0,023	0,122	0,185	0,853	-	-		
	moisjanv	-0,521	0,177	-2,938	0,003	-	-		
	moisfévr	-0,049	0,269	-0,181	0,856	-	-		
	phase_lunaireFM	0,464	0,089	5,189	0,000	-	-		
	phase_lunaireLQ	1,023	0,087	11,741	0,000	-	-		
	phase_lunaireNM	0,532	0,087	6,121	0,000	-	-		
	s(daily_flow)	-	-	-	-	8,297	0,000		
	s(delta1)	-	-	-	-	9,815	0,000		
	s(delta3)	-	-	-	-	4,924	0,005		
	s(delta7)	-	-	-	-	6,240	0,000		
B	(Intercept)	3,920	0,170	23,118	0,000	-	-	53,0	0,8
	tag_season1988_1989	0,713	0,222	3,217	0,001	-	-		
	tag_season1989_1990	1,121	0,242	4,643	0,000	-	-		
	tag_season1990_1991	0,709	0,231	3,077	0,002	-	-		
	tag_season1991_1992	1,260	0,232	5,422	0,000	-	-		
	tag_season1992_1993	-0,215	0,245	-0,880	0,379	-	-		
	tag_season1993_1994	-0,646	0,218	-2,961	0,003	-	-		
	tag_season1994_1995	-0,444	0,221	-2,004	0,045	-	-		
	tag_season1995_1996	0,675	0,223	3,024	0,003	-	-		
	tag_season1996_1997	0,970	0,242	4,009	0,000	-	-		
	tag_season1997_1998	0,589	0,224	2,624	0,009	-	-		
	tag_season1998_1999	-0,310	0,221	-1,404	0,160	-	-		
	tag_season1999_2000	-0,152	0,251	-0,606	0,544	-	-		
	tag_season2000_2001	-0,270	0,241	-1,118	0,264	-	-		
	tag_season2001_2002	-0,192	0,226	-0,848	0,396	-	-		
	tag_season2002_2003	-0,215	0,239	-0,902	0,367	-	-		

tag_season2003_2004	0,214	0,231	0,928	0,354	-	-
tag_season2005_2006	0,088	0,232	0,378	0,705	-	-
tag_season2006_2007	-0,945	0,216	-4,379	0,000	-	-
tag_season2007_2008	-0,602	0,271	-2,224	0,026	-	-
tag_season2008_2009	-0,965	0,240	-4,017	0,000	-	-
tag_season2009_2010	-0,389	0,223	-1,746	0,081	-	-
tag_season2010_2011	-1,735	0,212	-8,198	0,000	-	-
tag_season2011_2012	-0,484	0,255	-1,901	0,057	-	-
tag_season2012_2013	-1,946	0,219	-8,904	0,000	-	-
tag_season2013_2014	-1,889	0,269	-7,016	0,000	-	-
tag_season2014_2015	-1,380	0,251	-5,511	0,000	-	-
tag_season2015_2016	-0,681	0,242	-2,811	0,005	-	-
tag_season2016_2017	-2,404	0,252	-9,550	0,000	-	-
tag_season2017_2018	-1,248	0,245	-5,082	0,000	-	-
tag_season2018_2019	-1,308	0,238	-5,488	0,000	-	-
tag_season2019_2020	-1,691	0,243	-6,969	0,000	-	-
moisnov	0,122	0,084	1,456	0,145	-	-
moisdéc	-0,131	0,107	-1,222	0,222	-	-
moisjanv	-0,597	0,149	-3,998	0,000	-	-
moisfévr	-0,267	0,217	-1,231	0,218	-	-
phase_lunaireFM	0,475	0,081	5,884	0,000	-	-
phase_lunaireLQ	1,168	0,079	14,828	0,000	-	-
phase_lunaireNM	0,737	0,080	9,266	0,000	-	-
s(daily_flow)	-	-	-	-	11,434	0,000
s(delta1)	-	-	-	-	4,532	0,033
s(delta3)	-	-	-	-	5,093	0,000
s(delta7)	-	-	-	-	8,090	0,000
(Intercept)	3,637	0,212	17,117	0,000	-	-
tag_season1988_1989	1,556	0,293	5,303	0,000	-	-
tag_season1989_1990	1,699	0,302	5,620	0,000	-	-
tag_season1990_1991	1,514	0,287	5,280	0,000	-	-
tag_season1991_1992	1,787	0,294	6,073	0,000	-	-
tag_season1992_1993	0,124	0,282	0,439	0,661	-	-
tag_season1993_1994	0,101	0,280	0,361	0,718	-	-
tag_season1994_1995	-0,080	0,321	-0,250	0,802	-	-
tag_season1995_1996	1,237	0,271	4,568	0,000	-	-
tag_season1996_1997	1,887	0,304	6,217	0,000	-	-
tag_season1997_1998	0,661	0,276	2,391	0,017	-	-
tag_season1998_1999	0,238	0,270	0,880	0,379	-	-
tag_season1999_2000	-0,052	0,311	-0,166	0,868	-	-
tag_season2000_2001	0,079	0,293	0,269	0,788	-	-
tag_season2001_2002	0,633	0,286	2,212	0,027	-	-
tag_season2002_2003	-0,237	0,283	-0,839	0,402	-	-
tag_season2003_2004	0,590	0,279	2,116	0,034	-	-
tag_season2004_2005	-0,975	0,274	-3,557	0,000	-	-
tag_season2005_2006	-0,125	0,292	-0,427	0,669	-	-
tag_season2006_2007	-0,426	0,276	-1,542	0,123	-	-
tag_season2007_2008	-0,739	0,320	-2,308	0,021	-	-
tag_season2008_2009	-1,030	0,295	-3,487	0,000	-	-
tag_season2009_2010	-0,712	0,283	-2,517	0,012	-	-
tag_season2010_2011	-1,304	0,311	-4,190	0,000	-	-
tag_season2011_2012	-1,277	0,355	-3,600	0,000	-	-
tag_season2012_2013	-0,860	0,290	-2,960	0,003	-	-
tag_season2013_2014	-0,995	0,286	-3,480	0,001	-	-
tag_season2014_2015	-1,385	0,284	-4,880	0,000	-	-
tag_season2015_2016	-0,930	0,298	-3,117	0,002	-	-
tag_season2016_2017	-1,971	0,297	-6,646	0,000	-	-
tag_season2017_2018	-1,145	0,313	-3,653	0,000	-	-
tag_season2018_2019	-1,019	0,321	-3,179	0,001	-	-
tag_season2019_2020	-1,917	0,340	-5,648	0,000	-	-
moisnov	0,111	0,099	1,118	0,264	-	-
moisdéc	-0,044	0,139	-0,315	0,753	-	-
moisjanv	-0,315	0,203	-1,551	0,121	-	-
moisfévr	-0,473	0,317	-1,494	0,135	-	-
phase_lunaireFM	0,511	0,104	4,913	0,000	-	-
phase_lunaireLQ	1,105	0,099	11,207	0,000	-	-
phase_lunaireNM	0,651	0,100	6,483	0,000	-	-
s(daily_flow)	-	-	-	-	9,980	0,000
s(delta1)	-	-	-	-	1,021	0,002
s(delta3)	-	-	-	-	5,043	0,000

C

47,9

0,7

	s(delta7)	-	-	-	-	4,305	0,000		
	(Intercept)	2,722	0,201	13,534	0,000	-	-		
	tag_season1988_1989	1,001	0,254	3,946	0,000	-	-		
	tag_season1989_1990	0,929	0,271	3,427	0,001	-	-		
	tag_season1990_1991	0,934	0,250	3,742	0,000	-	-		
	tag_season1991_1992	0,957	0,260	3,676	0,000	-	-		
	tag_season1992_1993	0,259	0,259	0,998	0,318	-	-		
	tag_season1993_1994	0,510	0,251	2,028	0,043	-	-		
	tag_season1994_1995	0,223	0,256	0,872	0,383	-	-		
	tag_season1995_1996	1,102	0,247	4,460	0,000	-	-		
	tag_season1996_1997	1,773	0,281	6,315	0,000	-	-		
	tag_season1997_1998	0,719	0,248	2,895	0,004	-	-		
	tag_season1998_1999	0,648	0,247	2,626	0,009	-	-		
	tag_season1999_2000	-0,202	0,277	-0,731	0,465	-	-		
	tag_season2000_2001	0,198	0,256	0,771	0,441	-	-		
	tag_season2001_2002	0,355	0,245	1,445	0,148	-	-		
	tag_season2002_2003	0,117	0,267	0,439	0,661	-	-		
	tag_season2003_2004	0,379	0,255	1,488	0,137	-	-		
	tag_season2004_2005	-0,211	0,297	-0,710	0,478	-	-		
	tag_season2005_2006	0,508	0,328	1,550	0,121	-	-		
	tag_season2006_2007	0,089	0,270	0,329	0,742	-	-		
	tag_season2007_2008	0,142	0,303	0,468	0,640	-	-		
D	tag_season2008_2009	-0,191	0,306	-0,623	0,533	-	-	54,6	0,6
	tag_season2009_2010	0,238	0,277	0,857	0,391	-	-		
	tag_season2010_2011	-0,410	0,314	-1,307	0,191	-	-		
	tag_season2011_2012	-0,586	0,324	-1,809	0,070	-	-		
	tag_season2012_2013	0,007	0,297	0,023	0,982	-	-		
	tag_season2013_2014	0,164	0,341	0,481	0,630	-	-		
	tag_season2014_2015	-0,521	0,282	-1,852	0,064	-	-		
	tag_season2015_2016	-0,183	0,274	-0,670	0,503	-	-		
	tag_season2016_2017	-1,657	0,284	-5,840	0,000	-	-		
	tag_season2017_2018	-0,173	0,277	-0,623	0,534	-	-		
	tag_season2018_2019	-1,018	0,268	-3,799	0,000	-	-		
	tag_season2019_2020	-0,830	0,273	-3,043	0,002	-	-		
	moisnov	0,161	0,092	1,743	0,081	-	-		
	moisdéc	-0,085	0,118	-0,723	0,470	-	-		
	moisjanv	-0,453	0,175	-2,580	0,010	-	-		
	moisfévr	0,272	0,242	1,123	0,262	-	-		
	phase_lunaireFM	0,316	0,090	3,497	0,000	-	-		
	phase_lunaireLQ	0,991	0,088	11,221	0,000				
	phase_lunaireNM	0,627	0,088	7,113	0,000				
	s(daily_flow)	-	-	-	-	9,990	0,000		
	s(delta1)	-	-	-	-	4,346	0,000		
	s(delta3)	-	-	-	-	5,218	0,008		
	s(delta7)	-	-	-	-	6,612	0,000		

ID pêcheurie : identifiants des pêcheries impliquées dans le calcul de l'IA (identifiants différent de ceux de la Fig. CARTE). ES : erreur standard. P : valeur du test statistique (P-value). En gras : les valeurs de P inférieures à 0,05. edf : nombre de degré de liberté pour les fonctions de lissage. Dev. Exp. : déviance expliquée (en %). AUC : surface sous la courbe (test d'adéquation des prédictions, valeur entre 0 et 1). Phases lunaires : FM (Pleine Lune), NM (Nouvelle Lune), FQ (premier quartier) et LQ (dernier quartier). Les coefficients estimés (estimation ± ES) sont affichés à l'échelle du modèle (distribution négative binomiale), c'est-à-dire avec la fonction de lien binomiale négative.

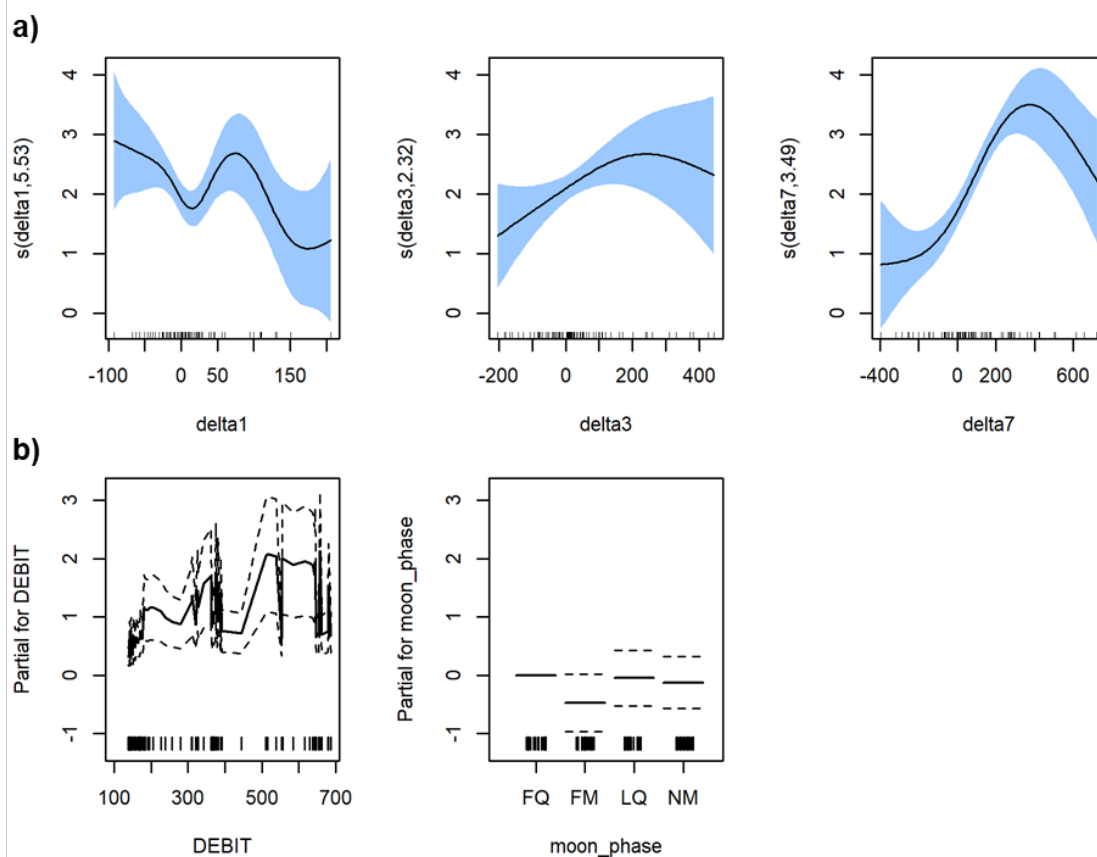


Figure 36 | Visualisation graphique des dépendances partielles des prédicteurs hydrologiques et de lunaison pour la construction du modèle GAM NB (binomiale négative) de prédiction des captures du guideau du site K pour la période réglementaire de pêche (1^{er} octobre 2018 au 15 février 2019), avec en **a)** les fonctions de lissage pour les prédicteurs non linéaires (δ_1 , δ_3 et δ_7) et en **b)** les

effets marginaux du débit et des phases lunaires (FM : Plein Lune, NM : Nouvelle Lune, FQ : premier quartier, LQ : dernier quartier)

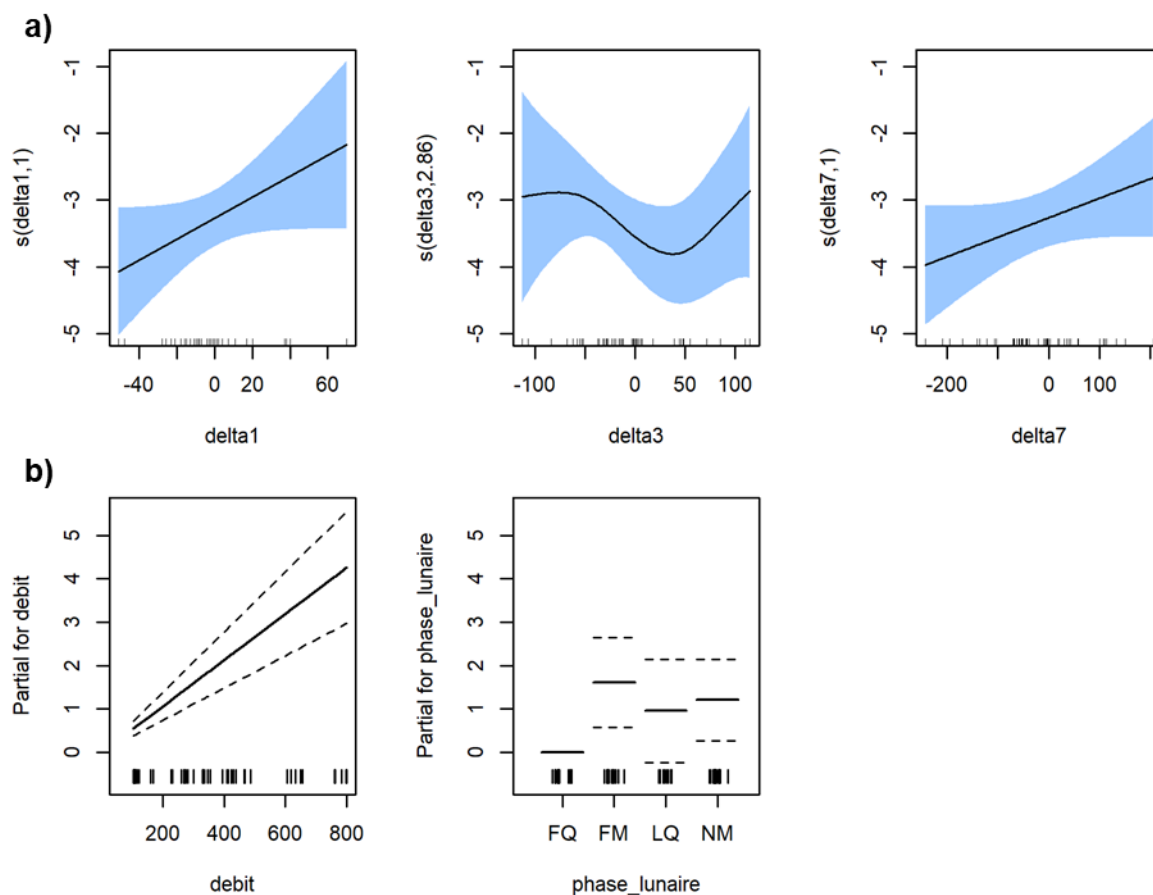


Figure 37 | Visualisation graphique des dépendances partielles des prédicteurs hydrologiques et de lunaison pour la construction du modèle GAM NB (binomiale négative) de prédiction des CPF quotidiennes (captures post-fermeture) du guideau du site K pour la période non réglementaire de pêche (16 février 2019 au 30 septembre 2019), avec en **a)** les fonctions de lissage pour les prédicteurs non linéaires (delta1 , delta3 et delta7) et en **b)** les effets marginaux du débit et des phases lunaires (FM : Plein Lune, NM : Nouvelle Lune, FQ : premier quartier, LQ : dernier quartier).

7. Annexes 2 :

Suivi 2017-18, 2018-19, 2019-20 de la migration des anguilles d'avalaison du bassin de la Loire dans le cadre de la contribution à la gestion de l'espèce et de ses habitats. 29 pages.

Avec le soutien financier de



<https://ec.europa.eu>



<https://agence.eau-loire-bretagne.fr>