

# Eel density analysis (EDA 2.2)

## Estimation de l'échappement en anguilles argentées (*Anguilla anguilla*) en France

### Rapport 2015

Cédric Briand (1), Laurent Beaulaton (2),  
Pierre-Marie Chapon (2), Hilaire Drouineau (3),  
Patrick Lambert (3).

(1) **EPTB-Vilaine**  
(2) **ONEMA-INRA**  
(3) **IRSTEA**

## Résumé

### Résumé

EDA (Eel Density Analysis) est un outil de modélisation qui permet de prédire les densités d'anguilles jaunes et l'échappement d'anguilles argentées à partir des données des réseaux de pêches électriques. La version 2015 d'EDA (version 2.2) est basée sur un jeu de données de 24 541 opérations de pêches électriques contre 9 556 pour la version EDA 2.1 de 2012. L'augmentation du jeu de données s'explique par l'intégration des pêches en milieu profond et des données des réseaux spécifiques anguilles. Le modèle se distingue également par la prédiction des densités par classes de tailles séparées par les bornes 150, 300, 450, 600 et 750 mm. Il donne une estimation des biomasses produites sur le territoire Français métropolitain à  $1.829 \pm (1.379, 2.338)$  millions d'anguilles argentées. Les impacts anthropiques de la pêche de civelle, de la pêche aux lignes et des pêches amateur et professionnelles des anguilles jaunes en milieu fluvial ainsi que de la pêche de l'anguille argentée et des turbines, ont été intégrés pour produire une estimation des indicateurs de stock **Bcurrent**, **Bbest** demandés pour le rapportage de 2015.

*Mots clés : anguille, densité, anguille argentée, modèle de production, stock, France, UGA, modèle EDA, règlement CE 110/2007*

### Abstract

EDA (Eel Density Analysis) is a modelling tool which allows the prediction of yellow eel densities and silver eel escapement from electrofishing survey networks. The 2015 version of EDA (2.1) is based on a dataset of 24 541 electrofishing operations which is higher than the 9 556 operations used in the 2012 version. The larger dataset is explained by the inclusion of deep water electrofishing operations and the eel specific surveys. The model distinguishes from its 2012 (2.1) version by the prediction of eel abundance per size class, separated with boundaries 150, 300, 450, 600 and 750 mm. The model estimates the eel biomass on the French territory at  $1.829 \pm (1.379, 2.338)$  millions of silver eels.

Anthropogenic impacts corresponding to the glass eel fisheries, amateur and commercial yellow eel fisheries, silver eel fisheries and turbine mortalities, have been included in the model to produce stock indicators **Bcurrent**, **Bbest** mandatory for the 2015 postevaluation of the eel management plan.

*Keywords : Eel, migration, Silver eel, production model, stock, France, EDA model, EU regulation 110/2007*

# Contexte

Depuis les années 1980, les arrivées de civelles d'anguilles européennes (*Anguilla anguilla*) ont diminué à un niveau entre 4 et 12 % de leur niveau de référence entre 1960-1979 (ICES, 2014). Pour enrayer le déclin de l'anguille européenne observé depuis la fin des années 70, le règlement européen 1100/2007, qui se décline dans des plans de gestion nationaux, fixe comme objectif global d'« d'assurer un taux d'échappement d'au moins 40 % de la biomasse d'anguilles argentées [...] d'un stock n'ayant subi aucune influence anthropique ».

Le rapportage à la commission par les états membres de l'UE doit permettre d'évaluer le niveau actuel d'échappement en anguilles argentées et de fournir une estimation de la mortalité d'origine anthropique affectant le stock d'anguilles en France. Les dates de rapportage prévues dans le règlement sont 2012, 2015 et 2018. Le modèle EDA 1.3 a été utilisé pour produire une première estimation de la biomasse d'anguilles argentées s'échappant du territoire lors de la mise en place du plan de gestion répondant au règlement. En 2012, pour le premier rapportage, la version EDA 2.1 a été utilisée pour fournir une nouvelle estimation des biomasses produites. Ce rapport présente les résultats de l'intégration des données de 2000 à 2012 et la poursuite du développement des méthodes d'estimation dans une nouvelle version du modèle (2.2), avec notamment pour objectif de mieux prendre en compte le calcul des impacts anthropiques et de limiter l'incertitude quand aux productions d'anguilles argentées pour les milieux profonds.

## Les auteurs

- Cédric Briand, Pôle milieu naturel et animation bassin, cedric.briand@lavilaine.com, Institution d'Aménagement de la Vilaine - EPTB.
- Laurent Beaulaton, pôle ONEMA-INRA, laurent.beaulaton@onema.fr, ONEMA.
- Pierre -Marie Chapon, pôle ONEMA-INRA, pierre-marie.chapon@onema.fr, ONEMA.
- Hilaire Drouineau, Ingénieur de recherches, hilaire.drouineau@irstea.fr, IRSTEA Bordeaux, pôle écohydraulique ONEMA-IMFT-IRSTEA.
- Patrick Lambert, Ingénieur de recherches, patrick.lambert@irstea.fr, IRSTEA Bordeaux, pôle écohydraulique ONEMA-IMFT-IRSTEA

Les cartes du rapport ont été préparées par Benjamin Magand (IAV)

## Les correspondants

**ONEMA** Laurent Beaulaton

**IAV** Cédric Briand

**IRSTEA** Patrick Lambert

Droits d'usage :	accès libre
Couverture géographique :	métropole et Europe
Niveau géographique :	national
Niveau de lecture :	professionnels, experts
Nature de la ressource :	document

# Table des matières

<b>I</b>	<b>Résumé opérationnel</b>	<b>6</b>
<b>II</b>	<b>Rapport</b>	<b>12</b>
<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>13</b>
<b>2</b>	<b>Matériel et méthodes</b>	<b>15</b>
2.1	Historique de construction du modèle EDA . . . . .	15
2.2	Stratégie de modélisation . . . . .	15
2.3	Construction du jeu de données . . . . .	16
2.3.1	Données d'ouvrages . . . . .	16
2.3.2	Données de pêche électriques . . . . .	18
2.4	Calibration du modèle . . . . .	24
2.5	Argenture . . . . .	24
2.6	Prédictions . . . . .	26
2.7	Outils statistiques et de base de données utilisés pour la calibration du modèle . . . . .	26
<b>3</b>	<b>Résultats</b>	<b>28</b>
3.1	Variables topologiques . . . . .	28
3.2	Ajustement du modèle EDA . . . . .	30
3.2.1	Modèle Delta ( $\Delta$ ) . . . . .	30
3.2.2	Modèle Gamma ( $\Gamma$ ) . . . . .	32
3.3	Diagnostic du modèle et prédictions . . . . .	40
3.3.1	Modèle Delta( $\Delta$ ) . . . . .	40
3.3.2	Modèle Delta-Gamma ( $\Delta\Gamma$ ) . . . . .	42
3.4	Tendances temporelles . . . . .	49
3.4.1	tendance de l'abondance des anguilles jaunes par classes de taille	49
3.4.2	Tendance d'abondance des anguilles argentées . . . . .	49
3.4.3	Comparaison à la série de recrutement . . . . .	49
3.5	Analyse des réponses du modèle . . . . .	54
3.5.1	Types de pêche . . . . .	54
3.5.2	Accessibilité . . . . .	55
3.5.3	UGA . . . . .	56
3.6	Taux d'argenture . . . . .	60
3.7	Nombre d'argentées . . . . .	63
3.8	Synthèse des résultats par UGA . . . . .	65
3.9	Comparaison à des productions connues . . . . .	67



<b>4</b>	<b>Discussion</b>	<b>71</b>
4.1	Tendances temporelles des échappements . . . . .	71
4.2	Recherche de biais sur les tendances temporelles . . . . .	71
4.3	Type de pêches . . . . .	72
4.4	Répartition spatiale des anguilles. . . . .	73
4.5	Importance des grandes anguilles dans le stock reproducteur . . . . .	75
4.6	Perspectives . . . . .	75
<b>5</b>	<b>Glossaire</b>	<b>81</b>
<b>III</b>	<b>Annexes</b>	<b>83</b>
	<b>Annexe 1 : Equations</b>	<b>84</b>
	<b>Annexe 2 : : Comparaison ERS-RHT</b>	<b>86</b>
	<b>Annexe 3 : Source de données pour les réseaux suivis anguille</b>	<b>90</b>
	<b>Annexe 4 : Données concernant les ouvrages</b>	<b>91</b>
	<b>Annexe 5 : Variables de réponse des modèles</b>	<b>92</b>
	<b>Annexe 6 : Prédiction sans barrages</b>	<b>94</b>

# Table des figures

1.1	Les unités de gestion anguille en France . . . . .	14
2.1	Pourcentage de valeurs manquantes dans le ROE . . . . .	16
2.2	Méthodes de pêche de 1984 à 2012 . . . . .	20
2.3	Répartition des données de pêche électrique . . . . .	21
2.4	Densités observées en pêche électrique . . . . .	23
2.5	Histogramme des taux d'argentures prédits par le modèle de Beaulaton et al. (en prep.) . . . . .	25
3.1	Cartes de variables de difficulté d'accès . . . . .	29
3.2	Courbes de réponses du modèle $\Delta$ pour quatre variables . . . . .	31
3.3	Réponses du modèle $\Delta$ pour la difficulté d'accès $A_i$ . . . . .	32
3.4	Courbes de réponses du modèle $\Delta$ pour l'année . . . . .	33
3.5	Courbes de réponses du modèle $\Delta$ pour la largeur . . . . .	34
3.6	Courbes de réponses du modèle $\Gamma$ pour quatre variables . . . . .	35
3.7	Réponses du modèle $\Gamma$ pour la difficulté d'accès $A_i$ . . . . .	36
3.8	Courbes de réponses du modèle $\Gamma$ pour l'année . . . . .	37
3.9	Courbes de réponses du modèle $\Gamma$ pour la largeur . . . . .	38
3.10	Diagramme d'évaluation du modèle de présence/absence $\Delta$ . . . . .	41
3.11	Probabilité de présence de l'anguille . . . . .	43
3.12	Carte des probabilité de présence à 50 % pour les classes <150mm, 150- 300 et 300-450mm . . . . .	44
3.13	Carte des résidus . . . . .	45
3.14	Cartes des densités prédites par classes de taille . . . . .	47
3.15	Carte des densités d'anguilles prédites . . . . .	48
3.16	Tendances des abondances totales d'anguilles jaunes pour les classes <150mm, 150-300, 300-450mm et > 450mm . . . . .	50
3.17	Graphique de tendance historique des effectifs d'argentées produits au niveau des cours d'eaux (Bpotentiel) . . . . .	51
3.18	Tendance du recrutement et des séries . . . . .	52
3.19	Corrélation croisée entre la séries de recrutement et les séries anguilles jaunes . . . . .	53
3.20	Probabilité de capture des anguilles par les différents protocoles de pêche électrique (modèle $\Delta$ ) . . . . .	54
3.21	Variables du modèle et nombre d'anguilles . . . . .	57
3.22	Diagramme d'évaluation du modèle de présence/absence $\Delta$ . . . . .	58
3.23	Production d'anguilles argentées et surface en eau . . . . .	59
3.24	Cartes des pourcentages d'argentures des anguilles pour les différentes classes de taille . . . . .	60

3.25	Carte des sexe-ratios des anguilles produites en France . . . . .	61
3.26	Carte des proportions de petites femelles <600 mm . . . . .	62
3.27	Carte des nombres d'anguilles argentées produites en France . . . . .	63
3.28	Cartes des nombres d'anguilles argentées pour les différentes classes de taille . . . . .	64
3.29	Comparaison des productions estimées par EDA et sur les bassins . . . .	68
5.1	Diagrammes de comparaison ERS-RHT . . . . .	87
5.2	Dendogramme hiérarchique d'analyse de la collinéarité des variables .	88
5.3	Carte du nombre d'ouvrages renseignés dans le ROE . . . . .	91
5.4	Carte des altitudes $H$ entrées dans le modèle . . . . .	92
5.5	Carte des températures de juillet $\theta$ entrées dans le modèle . . . . .	93
5.6	Carte des largeurs de rivière $W$ entrées dans le modèle . . . . .	93

# Liste des tableaux

2.1	Types de pêche utilisés (nomenclature BDMAP) . . . . .	19
2.2	Nombre d'opérations et nombre de stations pour le jeu de données utilisé pour caler le modèle EDA2.2 au niveau de la France. . . . .	22
2.3	Stations de pêche avec transport écartées du jeu de données. . . . .	23
3.1	GLM-hauteur d'ouvrages . . . . .	28
3.2	Coefficients des modèles $\Delta$ et $\Gamma$ et intervalle de confiance à 95%, $U=UGA$ (référence Adour), $\omega$ méthode de pêche, $coa$ =complète anguille, $iaa$ =indices d'abondance anguille, $ber$ =pêche en berges, $gm$ = pêche grand milieu (référence=pêche complète), $\theta$ température, $t$ =année, $\tau$ classe de taille, $W$ =largeur, $A$ =accessibilité. Les termes $s()$ indiquent une fonction de lissage, le nombre de degrés de liberté de la fonction de lissage ajustés par le modèle sont indiqués (edf), quand $edf=1$ la réponse est linéaire, les termes d'interaction (un terme par combinaison année - taille, ne sont pas rapportés.) . . . . .	39
3.3	Coefficients relatifs des densités pour les modèle $\Gamma$ et $\Delta$ , le coefficient pour le modèle gamma correspond au ratio des densités entre les types de pêche . . . . .	55
3.4	Surfaces en eau des UGA Françaises en $km^2$ . . . . .	65
3.5	Densités moyennes en anguilles jaunes par UGA prédites sur le réseau du RHT, en anguilles. $100m^{-2}$ . . . . .	65
3.6	Nombre d'anguilles jaunes (en millions) prédit par le modèle EDA sur le réseau du RHT. . . . .	66
3.7	Nombre d'anguilles argentées prédit par le modèle EDA sur le réseau du RHT. . . . .	66
3.8	Biomasses d'anguilles argentées (en tonnes) prédites par le modèle EDA sur le réseau du RHT. . . . .	66
3.9	Tableau de comparaison des effectifs observés et prédits . . . . .	70
5.1	Tableau de comparaison ERS - RHT . . . . .	89
5.2	Hauteurs prédites . . . . .	91
5.3	Nombre d'anguilles argentées prédit par le modèle EDA sur le réseau du RHT pour une prédiction sans barrages . . . . .	94
5.4	Biomasses d'anguilles argentées (en tonnes) prédites par le modèle EDA sur le réseau du RHT pour une prédiction sans barrages. . . . .	94



# **Première partie**

## **Résumé opérationnel**

Le modèle EDA 2.2 prédit les abondances d'anguilles jaunes, puis argentées à partir des nombres d'anguilles mesurés lors des pêches électriques en France. Le réseau hydrographique théorique est utilisé pour appliquer le modèle à l'ensemble des segments hydrographiques et calculer la densité d'anguilles et les effectifs d'anguilles jaunes. Un modèle d'argenteure (Beaulaton et al., en prep.) est ensuite utilisé pour calculer la production d'anguilles argentées en effectif et en biomasse. Le modèle EDA ne s'applique qu'aux rivières, il ne donne pas d'estimation de production pour les lagunes, les marais, les lacs et les zones côtières.

L'approche de modélisation est basée sur un modèle delta-gamma (Stefánsson, 1996) qui permet d'expliquer une large proportion de la variabilité de données d'abondance principalement quand il y a une surreprésentation des valeurs nulles. Le modèle EDA combine un modèle de présence-absence (modèle  $\Delta$  ou binomial) pour déterminer la probabilité d'une densité observée non nulle, et un modèle de densité (modèle  $\Gamma$ ) pour déterminer le niveau des densités non nulles. La multiplication de ces deux modèles (modèle  $\Delta\Gamma$ ) permet ensuite de calculer la densité d'anguilles prédite dans un tronçon.

Le modèle utilise les hauteurs d'ouvrage et la distance à la mer pour caractériser l'accessibilité des bassins versants pour l'anguille. Le cumul des hauteurs d'ouvrages est calculé depuis la mer, et les valeurs manquantes font l'objet d'une prédiction par modélisation qui prend en compte les caractéristiques locales (pente et débit), la zone géographique et le type d'ouvrage.

D'autres variables décrivant les conditions au niveau du tronçon hydrographique : pente, débit, température, largeur, UGA ont été utilisées en plus de l'accessibilité pour caractériser les conditions au niveau des stations de pêche. Les autres variables décrivant les pressions anthropiques : pêche civellière, pêche d'anguille jaune, pollution n'ont pas été utilisées dans le modèle car les données n'ont pas été jugées comme suffisantes. Les variables concernant l'utilisation du sol (urbanisation, agriculture...) soit sur le bassin versant entourant le segment hydrographique, soit sur le bassin en amont, n'ont pas non plus été utilisées dans le modèle, car elles conduisent à des effets probablement factices.

La densité ou la présence d'anguille par opération ont été découpées par classes de taille, <150, 150-300, 300-450, 450-600, 600-750 et >750 mm et utilisées comme variable dépendante dans le modèle.

La meilleure calibration du modèle modèle  $\Delta$  est obtenue en utilisant l'année (comme facteur), l'unité de gestion anguille (UGA), la température de juillet, le protocole de prospection (pêche complète, indice d'abondance anguille, pêche complète ciblée anguille, pêche grand milieu, pêche en berge), la largeur du cours d'eau, la difficulté d'accès, la surface de la station de pêche et la classe de taille. Des réponses différentes en fonction de la classe de taille sont introduites dans le modèle pour l'accessibilité, la largeur et l'évolution temporelle. Le modèle prédit correctement 83% des données du jeu de calibration.

Le pourcentage de déviance expliqué par le modèle est de 41.3%. Par comparaison, le modèle 2.1 de Jouanin et al. (2012) avait un Kappa supérieur (0.71) et un pourcentage de déviance expliqué de 54 %. Par rapport à la version actuelle, ce modèle avait

un meilleur ajustement mais il n'était calibré que sur 9 556 opérations contre 146 034 lignes (opération x classe de taille) pour le modèle en version 2.2.

Le modèle Gamma explique 0.5% de la déviance. La meilleure calibration est obtenue en utilisant les mêmes variables que le modèle delta, avec l'altitude en plus et sans utiliser la surface en eau de la station (déjà comprise dans le calcul de la densité).

Les prédictions du modèle permettent d'observer une répartition des anguilles à l'échelle du territoire conforme avec les connaissances disponibles sur l'anguille. Les anguilles sont présentes sur une bonne partie du territoire, mais la présence en forte densité ( $> 5 \text{ ind.}100\text{m}^{-2}$ ) reste confinée aux zones côtières (Figure 1).

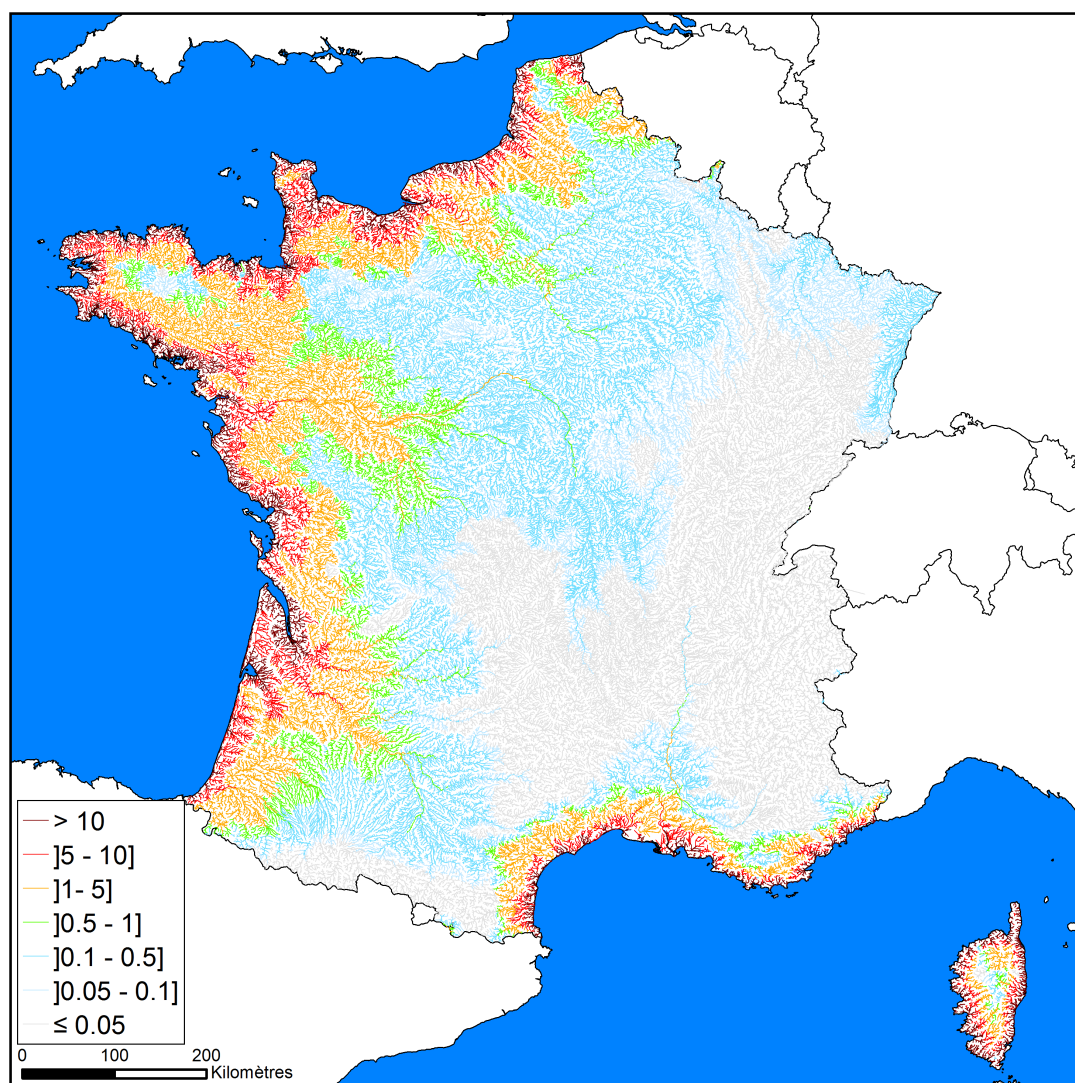


FIGURE 1 – Densités d'anguilles jaunes (en anguille.100 m<sup>-2</sup>) prédites en France Métropolitaine par le modèle EDA 2.2 en 2012.

La multiplication par un modèle de probabilité d'argenteure (Beaulaton et al., en prep.) donne le nombre d'argentées des différentes classes de taille. Le nombre d'argentées est prédit pour chaque année. Depuis le maximum observé au début des an-



nées 1990, la tendance de production d'anguilles argentées du territoire est en baisse. Cette baisse n'est toutefois pas continue, et la phase de baisse la plus importante a été observée entre 1990 et 1996 (Figure 2).

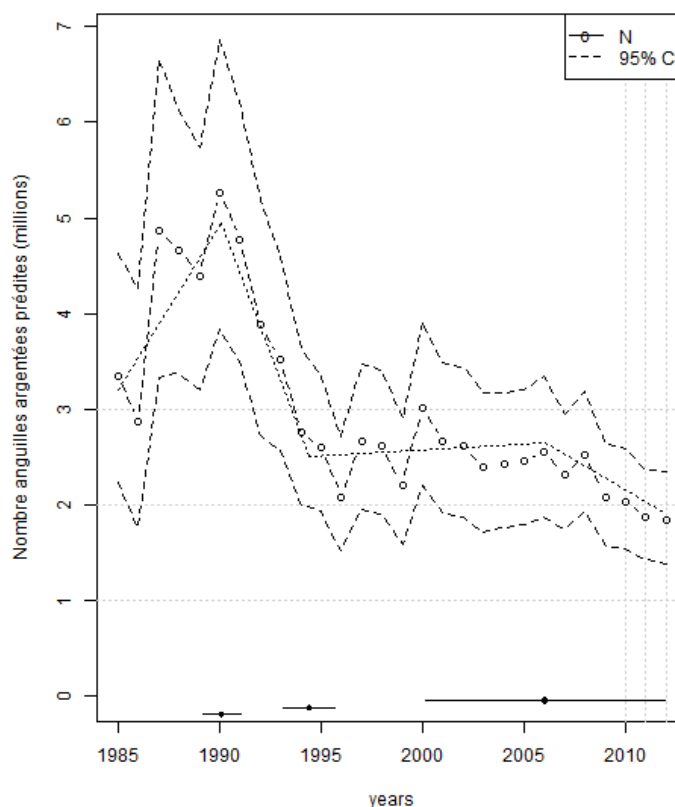


FIGURE 2 – Estimation des effectifs d'anguilles argentées produites au niveau des cours d'eaux de France métropolitaine.

Au niveau du territoire métropolitaine, un effectif de 1 829 000 argentées est prédit en 2012 pour une biomasse de 613 tonnes. La production d'anguilles argentées du territoire français est regroupée à 60% sur les UGA Garonne (20.4%), Loire (19.7%) et Seine Normandie (19.2%). La Bretagne (12.7%) et la Corse (3%), compensent une surface en eau plus faible par les fortes densités résultant de la facilité d'accès des cours d'eaux (Figure 3).

Un réseau de rivières index a été mis en place dans le cadre du plan de gestion de l'anguille en France. Ces rivières renseignent en particulier sur la productivité en anguilles argentées des bassins de différentes tailles réparties sur la façade Atlantique et la Manche. La comparaison des effectifs produits sur ces bassins versants et des résultats d'EDA montrent que les ordres de grandeur produits par le modèle sont probablement bons, même si dans certains cas, les surfaces en eau fournies par le RHT aboutissent à des prédictions insuffisantes (Figure 4).

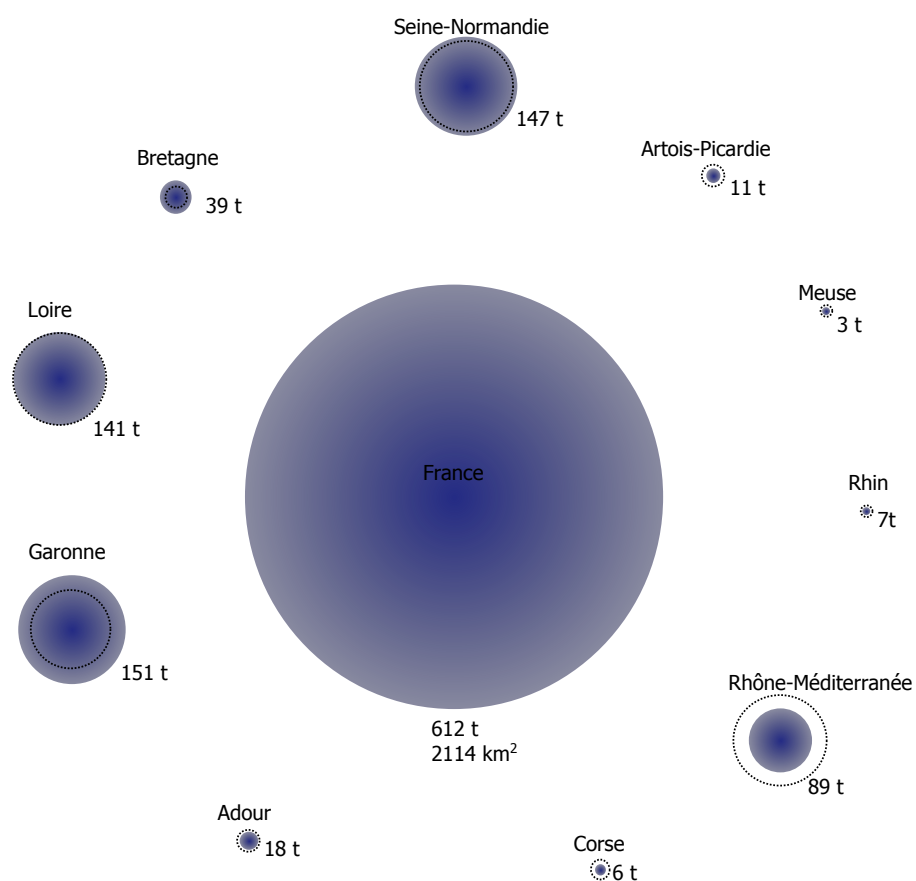


FIGURE 3 – Production d'anguilles argentées, en biomasse, à l'échelle de la France, en 2012 et sa répartition par UGA. La taille des cercles pleins est relative à la biomasse, la taille des cercles en pointillés noirs à la surface en eau estimée à partir du RHT. Les UGA sont le cercle est à l'intérieur du cercle bleu ont une productivité plus faible que la moyenne.

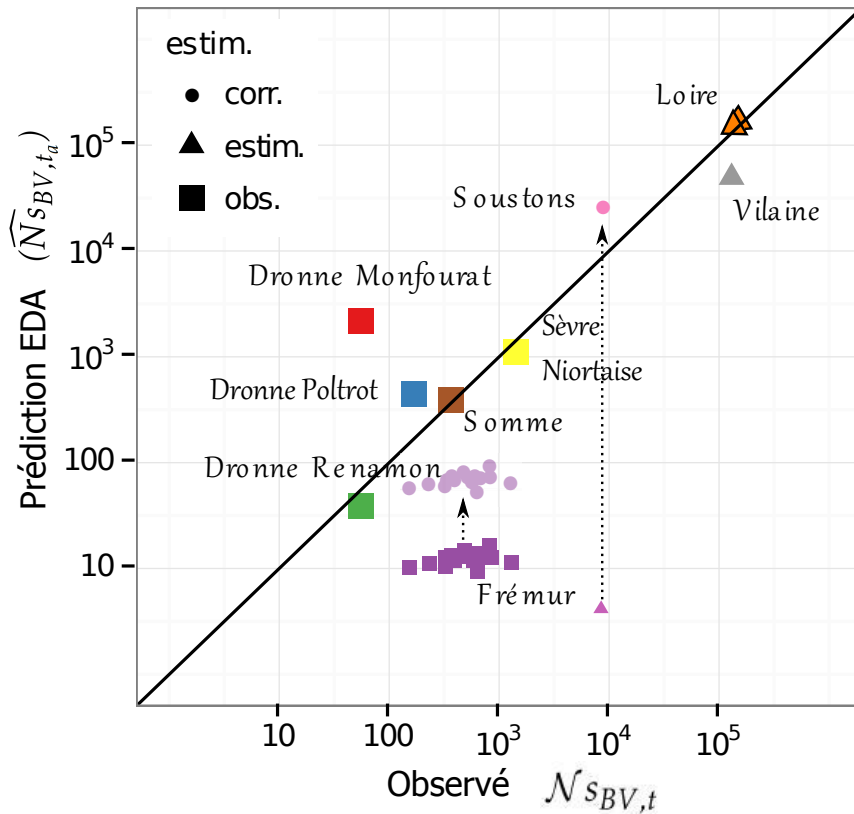


FIGURE 4 – Comparaison des productions estimées par EDA ( $\widehat{N}_{sBV,t_q}$ ) et des productions des bassins versants des rivières index et des pêcheries d'argentees  $N_{sBV,t}$ . Trois cas sont considérés, (■) la production correspond au comptage direct des anguilles sur la rivière (elle est donc sous estimée et le point doit théoriquement se déplacer vers la droite), (▲) estimation de la production totale annuelle, (•) l'estimation est corrigée car les surfaces en eau des lacs et des étangs, très importantes sur ce bassin, ne sont pas pris en compte dans le [RHT](#).

# **Deuxième partie**

## **Rapport**

---

# INTRODUCTION

---

Le stock européen d'anguilles (*Anguilla anguilla*) occupe une aire de distribution qui s'étend de la mer Baltique à la Méditerranée. La reproduction des anguilles a lieu dans la mer des Sargasses (Schmidt, 1922; Miller et al., 2014). Les leptocéphales (larves) d'anguilles européennes traversent l'Atlantique et vont ensuite se transformer en civelles lors de leur atteinte du talus continental (Tesch, 1980; Schmidt, 1909). C'est la phase civelle qui, utilisant les courants de marée, va coloniser les espaces côtiers, les estuaires, et éventuellement lorsque les conditions sont favorables, réaliser une première courte colonisation des eaux douces.

Les civelles se transforment ensuite en anguilles jaunes, et cette phase va progressivement réaliser la colonisation du milieu continental (Naismith et Knights, 1988; Feunteun et al., 2003). Cette colonisation est ralentie par les barrages (White et Knights, 1997; Briand et al., 2006). La distribution des anguilles est naturellement concentrée sur l'aval des bassins (Ibbotson et al., 2002). A partir d'une taille de 30 cm, les anguilles se sédentarisent et restent pour la majeure partie fidèles à un territoire de vie limité dans l'espace (Laffaille et al., 2005a; Tesch et Thorpe, 2003; ?). A l'atteinte d'une certaine taille (Svedäng et al., 1996) les anguilles vont se métamorphoser en *anguilles argentées* (Durif et al., 2006). Les *anguilles argentées* mâles mûrissent à une taille et à un âge plus faible que les femelles, la limite de taille séparant les deux sexes se trouve autour de 45 cm (Tesch et Thorpe, 2003).

Depuis les années 1980, les arrivées de civelles d'anguilles européennes (*Anguilla anguilla*) ont diminué pour atteindre un minimum entre 1 et 5 % de leur niveau d'avant la baisse en 2009. Depuis 2010, une augmentation du recrutement a été observée, mais le niveau des arrivées de civelles reste bas, entre 4 et 12 % du niveau de référence de 1960-1970 (ICES, 2014). Ainsi en 2014, le CIEM indique que le recrutement reste à un niveau historiquement bas, et que l'exploitation du stock n'est pas durable. Il conseille de limiter toutes les mortalités d'origine anthropique (pêches récréatives et professionnelles, hydroélectricité et pollution) qui affectent la production d'anguilles argentées au plus bas niveau possible jusqu'à qu'il y ait des signes clairs que le recrutement et le stock de géniteurs soient en augmentation et que l'UE ait mis en oeuvre le règlement européen 1100/2007.

Ce dernier institue des mesures visant la reconstitution du stock d'anguille européenne et fixe comme objectif d'*assurer un taux d'échappement d'au moins 40% de la biomasse d'anguilles argentées [...] d'un stock n'ayant subi aucune influence anthropique*. L'atteinte des objectifs de gestion fixés par le règlement est évaluée sur la base du nombre de géniteurs partant des territoires des états membres, mais également sur les taux de mortalité subis par le stock d'anguille au cours de sa vie continentale. La France doit donc faire, auprès de ses partenaires européens et par un rapport rendu à

la commission européenne, le bilan des mesures prises sa part du stock d'anguilles, et elle doit évaluer l'effet des mesures de gestion qu'elle a mise en œuvre pour la reconstituer. Les éléments du rapport doivent être détaillés par unité de gestion de l'anguille UGA (Figure 1.1).

En pratique, l'estimation du nombre d'anguilles argentées produites à l'échelle du territoire est difficile à mettre en œuvre. En effet, les productions en anguilles argentées des bassins sont rarement quantifiées de manière exhaustive. L'estimation de la production actuelle d'anguilles argentées a donc été réalisée, à l'aide du modèle EDA (Eel Density Analysis) qui utilise les données de pêche électriques d'anguilles jaunes pour prédire les productions en anguilles argentées des bassins versants.

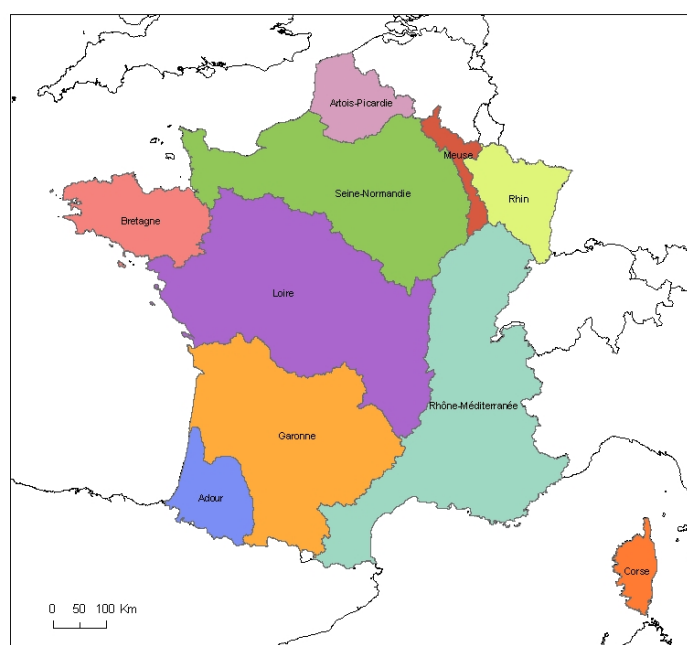


FIGURE 1.1 – Délimitation des 10 unités de gestion Anguille (UGA) en France métropolitaine. Carte ONEMA/Eau France

L'objectif de ce travail est d'appliquer EDA sur les unités de gestion françaises dans le cadre de la post évaluation du plan de gestion, pour donner une estimation de la production d'anguilles argentées des bassins.

---

# MATÉRIEL ET MÉTHODES

---

## 2.1 Historique de construction du modèle EDA

Dans sa première version, le modèle EDA 1.x (EDA 1.1, EDA 1.2, EDA 1.3) fonctionnait avec [BD Carthage\(v3\)](#)<sup>®</sup>. EDA1.1 a été implémenté en Bretagne ([Leprevost, 2007](#)) et EDA1.2 sur le bassin Loire-Bretagne ([Hoffmann, 2008](#)). Ces deux versions ont permis de prédire l'impact des obstacles sur les densités et de tester une méthode de classification des impacts d'ouvrages sur la migration ([Steinbach, 2006](#)). La version EDA1.3 correspond à l'application à l'échelle de la France dans le cadre du plan français de gestion de l'anguille, et elle n'intègre pas l'impact des obstacles (voir [Rapport du plan de gestion](#)). Elle n'intégrait pas l'effet des obstacles dont la cartographie à l'échelle nationale n'était pas disponible à l'époque. Elle a conduit au calcul d'une production de 12 000 tonnes d'anguilles argentées<sup>1</sup>.

La version EDA2.x (EDA2.0 et EDA2.1) a été l'occasion d'intégrer de nouvelles variables comme l'occupation du sol (avec la couche Corine Land Cover) ou l'impact des obstacles à l'écoulement. D'une manière générale, ces variables explicatives proviennent, soit d'informations associées aux tronçons dans les réseaux hydrographiques (CCM ou RHT) soit de données disponibles à une large échelle comme l'occupation du sol ou les pressions anthropiques. La version EDA 2.0 correspond à l'application du modèle dans 5 UGA européennes et sur un jeu de données virtuelles (CREPE) dans le projet POSE ([Walker et al., 2011](#)). Elle utilise la CCM v2.1 (Catchment Characterisation and Modelling), une base de données hydrogéographique à l'échelle européenne ([Vogt et al., 2007](#)). Cette méthode a depuis été récemment appliquée à l'ensemble de l'Irlande ([De Eyto et al., 2015](#)).

La version EDA 2.1 ([Jouanin et al., 2012](#)) correspond au modèle utilisé lors du rapportage du plan de gestion français, sur 10 UGA. Elle s'appuie sur le RHT ([Pella et al., 2012](#)). Pour la variable obstacle, elle se basait sur le nombre d'obstacle cumulé depuis la mer. Les résultats du modèle EDA2.1, donnent environ 2 200 tonnes d'anguilles argentées en 2009 mais la surface en eau du RHT n'est que de 2 114 km<sup>2</sup>.

## 2.2 Stratégie de modélisation

L'approche retenue est basée sur un modèle delta-gamma ([Stefánsson, 1996](#)) qui permet d'expliquer une large proportion de la variabilité de données d'abondance

---

1. 150 millions d'anguilles argentées d'une masse de 0.8 kg. La surface en eau totale était estimée à 6 727 km<sup>2</sup> dont 3 637 km<sup>2</sup> pour la couche surfacique (dont 1 500 km<sup>2</sup> d'estuaire et 110 km<sup>2</sup> de lac) et 3 090 km<sup>2</sup> pour la couche linéaire de la BdCarthage

principalement quand il y a une surreprésentation des valeurs nulles. Le modèle EDA combine :

- un modèle de présence-absence (modèle  $\Delta$  ou binomial) pour déterminer la probabilité d'une densité observée non nulle,
- un modèle de densité (modèle  $\Gamma$ ) pour déterminer le niveau des densités non nulles.

La multiplication des ces deux modèles (modèle  $\Delta\Gamma$ ) permet ensuite de calculer la densité d'anguilles prédite dans un tronçon. A chaque fois, des modèles additifs généralisés (Hastie et Tibshirani, 1990) ont été utilisés, avec, pour le modèle  $\Delta$  une distribution binomiale et un lien logit et pour le modèle  $\Gamma$ , une distribution gamma et un lien logarithme. Les GAM permettent, par l'ajustement de fonctions de lissage, d'obtenir des réponses non linéaires pour les variables continues utilisées dans le modèle. Le nombre de degrés de liberté est fixé au départ pour éviter les surparamétrisations. Lorsque des réponses différentes sont attendues en fonction de variables catégorielles du jeu de données (ex : UGA ou la classe de taille  $\tau$ ) une interaction, c'est à dire une réponse différente en fonction de la catégorie, est entrée dans le modèle.

## 2.3 Construction du jeu de données

### 2.3.1 Données d'ouvrages

Les données ont été importées à partir de la version du ROE du 19 mai 2014. Les hauteurs manquantes ont été modélisées car les données étaient assez hétérogènes sur la France et les hauteurs d'ouvrages pouvaient être manquantes de manière systématique sur certaines zones (Figures 2.1, 5.3). Les données concernant les catégories "ponts" et "digues" ont été écartées car ces ouvrages ne créent pas en général d'obstacle. La modélisation des hauteurs d'ouvrage a été effectuée par GLM en prenant en compte les autres catégories d'ouvrages ( $\kappa$ =barrage, déversoir, radier, enrochement, autre type, type inconnu)<sup>2</sup>, ainsi que des variables de description des caractéristiques du tronçon comme la pente  $\phi$  ou le débit  $Q$ . L'UGA a également été testée pour différencier spatialement les hauteurs d'ouvrages. Les combinaisons des variables suivantes ont été testées (Formule 2.1) :

$$\log(h)\kappa + \log(Q + 1) + \log(\phi + 1) + U \quad (2.1)$$

Les ouvrages de hauteurs de plus 10 m et de hauteur nulle ont également été écartés de la modélisation des valeurs manquantes de hauteurs d'ouvrage, car les ouvrages les plus grands sont renseignés dans le ROE (leur hauteur n'a pas besoin d'être modélisée), et les ouvrages de hauteur nulle ne nous intéressent pas du point de vue de la réponse du modèle. Les variables du modèle 2.1, hauteur d'ouvrage, module et pente, ont été log transformées pour normaliser les résidus et ajuster le niveau des variables de réponse.

La variable considérée dans le modèle ( $h'$ ) est donc soit la hauteur de l'ouvrage ( $h$ ), soit la valeur prédite par le modèle 2.1 ( $\hat{h}$ ) lorsqu'il n'existe pas de données sur la

---

2. La catégorie a été construite par combinaison du type et du sous-type du ROE



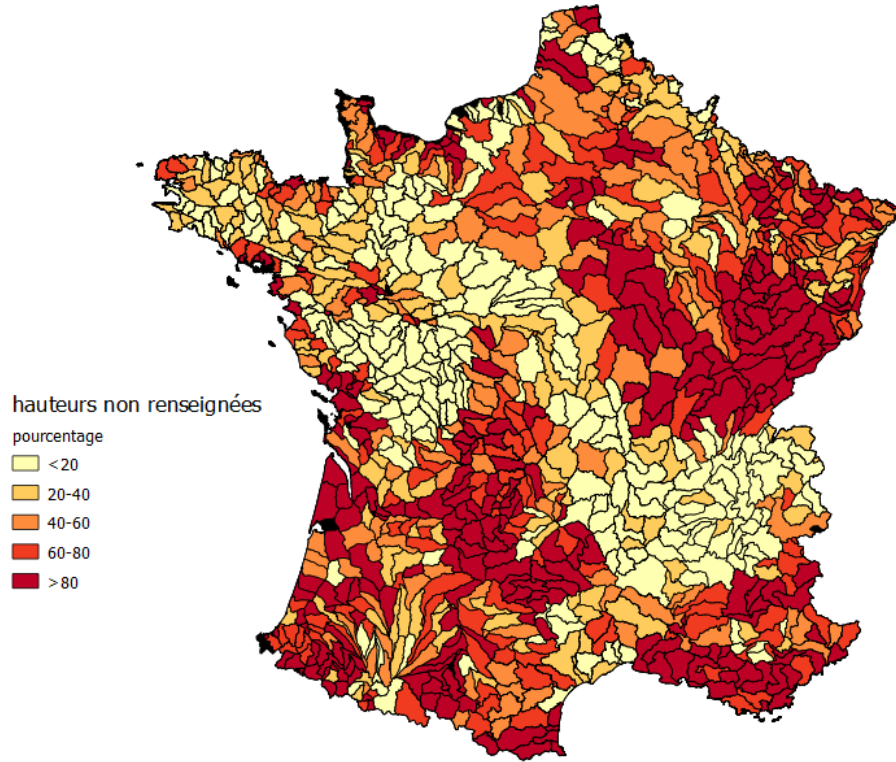


FIGURE 2.1 – Pourcentage de valeurs manquantes dans le ROE pour les hauteurs d’ouvrages.

hauteur de l’ouvrage dans le ROE (Formule 2.2) :

$$h' = \begin{cases} \hat{h} & \text{si } h = \emptyset \\ h & \text{si } h \text{ existe} \end{cases} \quad (2.2)$$

Un script de parcours des segments du RHT a été utilisé pour calculer les cumuls de hauteurs d’ouvrages ( $\Sigma h'_{\lambda_i}$ ) depuis l’aval des cours d’eau (Formule 2.3). La hauteur cumulée des ouvrages depuis l’aval est un très bon descripteur des variations des densités d’anguilles, dans les différentes calibrations effectuées avec EDA (Pays Basque, Loire, Bretagne....) (Hoffmann, 2008; Walker et al., 2011; Jouanin et al., 2012). Il apparaît cependant que l’impact cumulé ne dépend pas seulement du cumul des hauteurs des ouvrages mais aussi de leur hauteur individuelle : un ouvrage de 3 mètres de haut aura plus d’impact que trois ouvrages de 1 mètre. Cette idée avait été testée dans le modèle EDA1.2 par Hoffmann (2008). Les cumuls d’expertise de (Steinbach, 2006) transformés de manière à donner plus de poids aux classes croissantes d’expertises  $\text{expertise}_0 \times 1 + \text{expertise}_1 \times 3 + \text{expertise}_2 \times 7 + \text{expertise}_3 \times 20 + \text{expertise}_4 \times 55 + \text{expertise}_5 \times 150$  et 35 (Hoffmann, 2008) formaient la meilleure variable de réponse dans le jeu de données complet, couvrant les zones de bassin ayant alors fait l’objet d’une expertise complète de la franchissabilité.

Les parcours depuis la mer sont également effectués pour évaluer les distances à la mer en faisant la somme des longueurs des tronçons hydrographiques  $l$  des segments

$i : \Sigma l_i$  (Formule 2.3).

$$\begin{aligned}\Sigma h'_n(\lambda) &= \sum_{i=1}^n -1(h'(\lambda, i)) \\ \Sigma l_i &= \sum_{i=1}^{n-1} (l_i) + \frac{l_n}{2} \\ i &\in \text{parcours mer } \{1 \dots n\}\end{aligned}\tag{2.3}$$

La transformation ne s'applique qu'aux ouvrages de plus de 1 mètre, en dessous ce seuil on considère que l'effet des hauteurs d'ouvrage s'applique de manière linéaire (formule 2.4) :

$$h'(\lambda) = \begin{cases} h'^\lambda & \text{si } h' > 1 \\ h' & \text{si } h' \leq 1 \end{cases}\tag{2.4}$$

La distance mer et la hauteur d'ouvrage transformée sont deux variables qui sont sélectionnées lors de la procédure d'optimisation. Mais elles sont corrélées. Pour pouvoir les combiner en une seule variable, l'accessibilité  $A_i$  est définie comme la somme de la distance mer, et de la hauteur transformée au niveau d'un segment  $i$  (Formule 2.5) :

$$A_i(\lambda, \beta) = \Sigma l_i + \beta \Sigma h'_{\lambda i}\tag{2.5}$$

A partir du meilleur modèle calibré pour EDA pour les autres variables utilisées dans le modèle (voir paragraphe suivant), le couple de coefficients  $\beta$  et  $\lambda$  ( $\lambda \in [1, 1.2, 1.5, 2]$ ) permettant de minimiser l'AIC a été recherché. Nous avons procédé dans l'ordre à la recherche du meilleur coefficient  $\lambda$ , puis à une optimisation sur le coefficient  $\beta$ .

### 2.3.2 Données de pêche électriques

Les données de pêches électriques proviennent de deux sources : la grande majorité des pêches provient de la BDMAP de l'ONEMA (N=23 150) et le reste des données provient des réseaux de suivi anguilles (RSA) (N=1 391).

#### 2.3.2.1 Données BDMAP

Les données de la BDMAP contiennent des opérations impliquant plusieurs protocoles (Belliard et al., 2008; Poulet et al., 2011), qui sont plus ou moins appropriés pour décrire les densités d'anguilles. La version précédente du modèle (version 2.1) (Jouanin et al., 2012) n'utilisait que les données de pêche complète, c'est à dire les pêches à deux passages en zone peu profonde pour faire la prédiction. Cette sélection, si elle permet de garantir la qualité du calcul pour les densités estimées sur la station, ne permet pas d'étendre le jeu de données à l'ensemble des zones, notamment les zones profondes. Pour la nouvelle version d'EDA, le choix a été fait d'essayer d'inclure d'autres types de pêche dans la calibration du modèle. La variable protocole ( $\omega$ ) est utilisée comme facteur dans le modèle.

Les méthodes de prospection regroupent principalement les pêches grand milieu (stratifiées par points), les pêches en berges, et les pêches complètes. Les pêches de type "autre", par ambiance et stratifiées par point, correspondant à des pêches grands

milieux ont toutes été groupées en un seul type de pêche (ponctuel) (Figure 2.2, Tableau 2.1).

Tableau 2.1 – Types de pêche utilisés (nomenclature BDMAP)

Protocole	Espèce cible	Code
Pêche complète	toutes	<i>com</i>
	anguille	<i>coa</i>
Pêche par ambiance	toutes	<i>com</i>
Pêche par point	toutes	<i>gm</i>
	toutes	<i>gm</i>
EPA	anguille	<i>gm</i>
	toutes	<i>gm</i>
Pêche en berge	toutes	<i>ber</i>

L'examen du nombre de données historique a conduit à ne sélectionner que les pêches après 1984, mais le nombre de stations de pêches disponibles avant 1994 reste faible.

### 2.3.2.2 Données du réseau suivi anguilles

Les données RSA ont été collectées sur les rivières index de la Somme, de la Vienne, du Marais Poitevin (voir Annexe III pour le détail des producteurs de données). Une partie des données provient de pêches spécifiques anguilles de la Bretagne, de la Normandie, du bassin Adour Garonne et correspondent à des protocoles de pêche complètes anguille (Feunteun, 1994), des pêches par points (Germis, 2009; Laffaille et al., 2005b). Certaines EPA grand milieu, pêches effectuées suivant le même protocole que les autres pêches grand milieu, mais ciblant l'anguille ont été regroupées avec les pêches grand milieu (Figure 2.3).

### 2.3.2.3 Surfaces en eaux

Les densités sont calculées comme suit :

**Pêches complètes** *com* Que ce soit pour les méthodes spécifiques anguilles ou pour les pêches complètes standard, la surface en eau correspond à celle de la station. Les stations présentant des surfaces en eau > 3000 m<sup>2</sup> ont été écartées du jeu de données. Certaines stations, présentant des surfaces en eau trop faibles ont fait l'objet d'une correction manuelle.

**Pêches en berge** *ber* La surface en eau correspond à 4 fois le linéaire de la station, on considère que l'anode placée dans l'eau à 0.5 m de la berge permet d'atteindre une distance de 1.5 m supplémentaire à partir du centre de l'anode, et que la pêche en berge s'effectue sur les deux rives.

**Pêches grand milieu** *gm* Les pêches grand milieu sont effectuées par point, une surface de 12.5 m<sup>2</sup> (1.5 m de rayon d'action et 0.5 m de mouvement de l'électrode) est utilisée comme référence dans les calculs (Belliard et al., 2008). Les surfaces

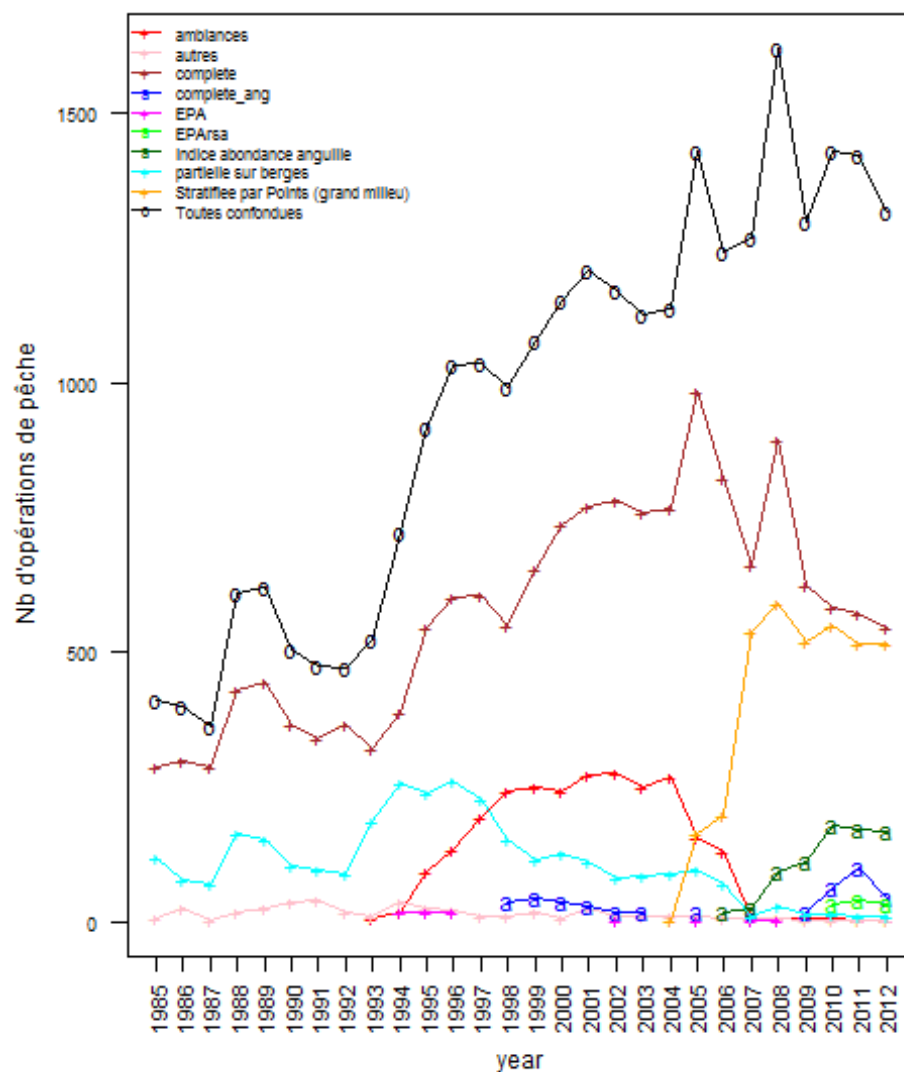


FIGURE 2.2 – Evolution temporelle du nombre de pêches des différents protocoles, banquari-  
sées dans la BDMAP ("+" ) et collectées sur les suivis spécifiques à l'anguille ("a").

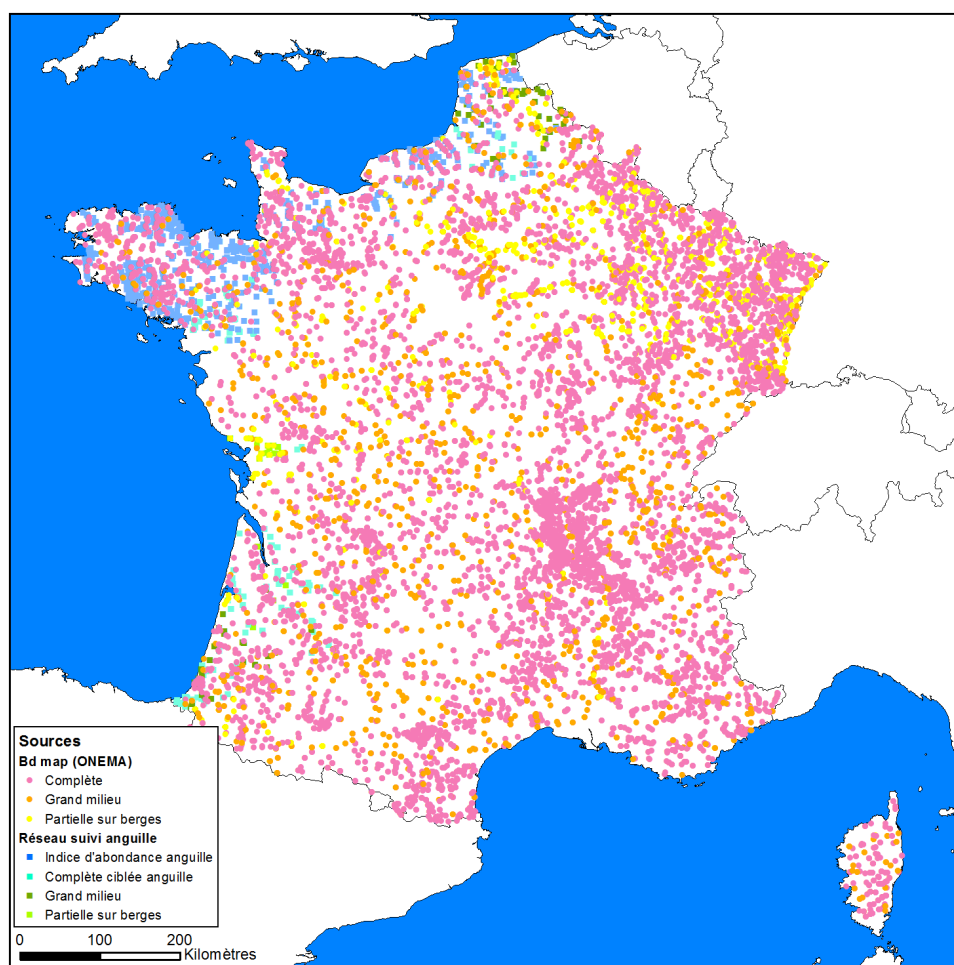


FIGURE 2.3 – Répartition des données de pêche électrique, par type de données utilisées, source BdMap (ONEMA) et réseaux suivi anguille (RSA). Les données correspondent à l'ensemble des années disponibles.

de station reportées dans la BDMAP correspondent à cette surface. Le nombre de points est de 75 ou 100 points pour les grands milieux. La valeur de 100 points est utilisée en remplacement lorsque les données sur la surface et le nombre de point sont manquants dans la base de données (cas assez rares).

**EPA anguille** *iaa* Pour les EPA anguilles, comme pour les pêches grands milieux, une surface de 12.5 m<sup>2</sup> est utilisée.

Les surfaces entrées dans le modèle servent à standardiser les données d'abondance et les prédictions du modèle sont effectuées sur les pêches complètes anguilles.

#### 2.3.2.4 Estimation des effectifs totaux sur les stations

Les densités ont été calculées avec la méthode de Carle et Strub (Carle et Strub, 1978) pour les pêches à deux passages ou plus. Pour les pêches à un passage, les données ont été redressées par l'efficacité de pêche moyenne ( $\bar{ef}$ ). L'efficacité de pêche, définie comme  $ef = 100 * Nb_{p1} / N_{CS}$  est calculée à  $ef = 65.6$  et pour les pêches complètes (N=15 856),  $\bar{ef} = 64.5$  pour les pêches anguilles (N=445) et  $\bar{ef} = 39.2$  pour les pêches en berge (N=2 805). Les pêches à un seul passage forment l'essentiel des opérations (94%) pour les pêches en berge, et correspondent à 75% et 3% des opérations pour les pêches complètes et complètes ciblées anguilles. Une valeur plus faible d'efficacité (0.4) a été choisie pour les pêches en berge et une valeur commune à 0.65 pour les pêches complètes et complètes anguilles.

Tableau 2.2 – Nombre d'opérations et nombre de stations pour le jeu de données utilisé pour caler le modèle EDA2.2 au niveau de la France.

UGA	N op.	N op. d>0	N sta	mois	année
Adour	743	514	315	2-12	1985-2012
Artois-Picardie	642	374	331	3-12	1987-2012
Bretagne	2027	1807	890	1-11	1985-2012
Corse	310	243	97	2-12	1988-2012
Garonne	3165	1285	1059	1-12	1985-2012
Loire	4513	1621	1834	1-12	1985-2012
Meuse	714	130	338	1-12	1985-2012
Rhin	2324	631	1184	1-12	1985-2012
Rhône-Méditerranée	5541	910	2369	1-12	1985-2012
Seine-Normandie	4562	2378	1813	1-12	1985-2012
France	24541	9893	10227	1-12	1985-2012

#### 2.3.2.5 Opérations supprimées du jeu de données

Les lots de civelles braconnées prélevées lors d'opérations de contrôle (Adour) ou lors d'expérimentations (Loire) ont fait l'objet de déversements, parfois sur des secteurs de pêche électrique. Certaines opérations de pêche comportant de fortes densités de jeunes anguilles, à plusieurs centaines de kilomètres de la mer, avec une variation soudaine de densité, suivie par un vieillissement de la population, ont été écartées du

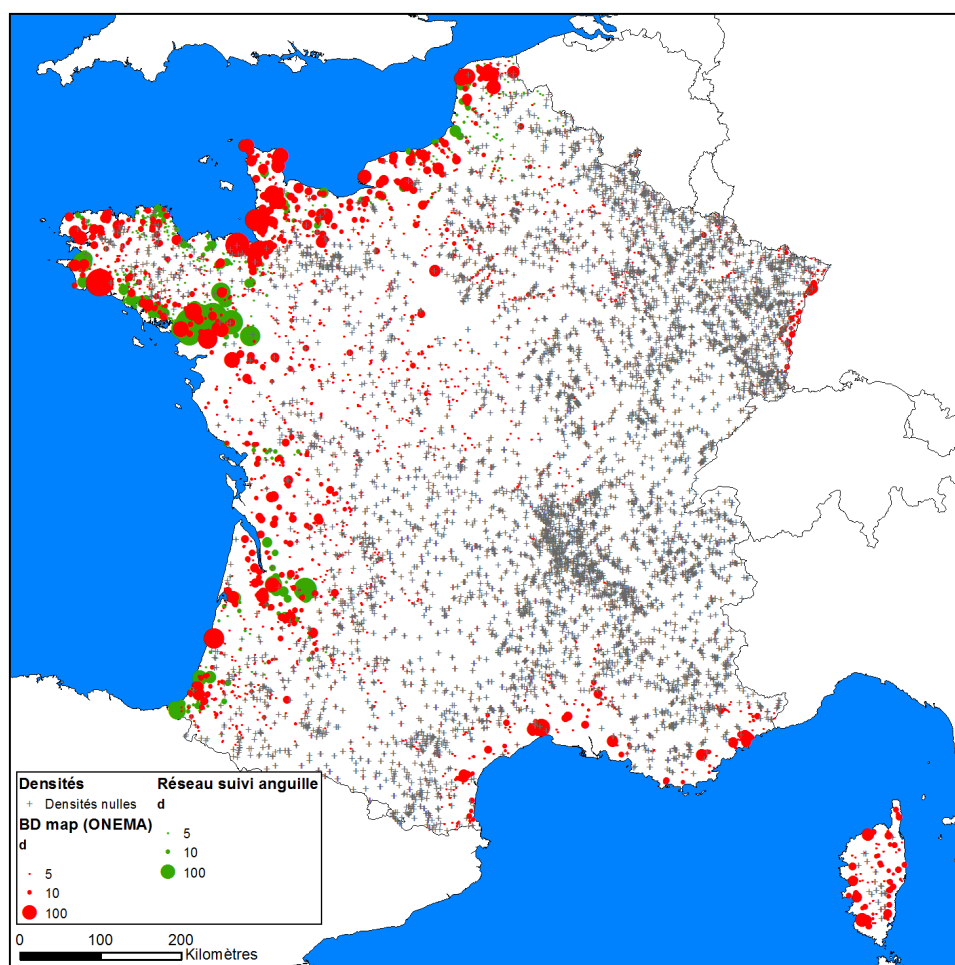


FIGURE 2.4 – Densités observées en pêche électrique en anguilles pour  $100 \text{ m}^2$ , source BdMap (ONEMA) et réseaux suivi anguille (RSA). Les données correspondent à la sélection utilisée dans le modèle.



jeu de données de calibration, car ces données entraînent des réponses positives des modèles delta et gamma parfois à très grande distance, et ces résultats peuvent être considérés comme biaisés. Les opérations concernées ne couvrent pas forcément l'ensemble de la période de pêche disponible sur la station. Les stations de pêche concernées sont détaillées au tableau 2.3.

Tableau 2.3 – Stations de pêche avec transport écartées du jeu de données.

UGA	Station.	Distance mer (km)
Seine-Normandie	bn_85	175
Garonne	gdl_10	232
Rhin	02540017	708
Loire	04030012	661
Loire	04180035	480
Loire	04180047	447
Loire	04410033	371
Loire	04450013	475
Adour	0532B006	223
Adour	05401004	175
Adour	05641005	118
Adour	05641043	113
Rhône Méditerranée	06660102	86

## 2.4 Calibration du modèle

Deux approches de modélisation ont été considérées, dans la première, qui correspond à la version 2.1 d'EDA, la densité ou la présence d'anguille par opération ont été choisies comme variable dépendante. Dans la deuxième, les mêmes données mais réparties par classe de taille  $\tau$  pour chaque opération de pêche ont été considérées. Les classes de taille utilisées dans le modèle correspondent à <150, 150-300, 300-450, 450-600, 600-750 et >750 mm. Ce deuxième modèle, jugé plus performant, a été utilisé pour décrire les résultats dans le rapport ci-après.

Les variables utilisées dans le modèle ont fait l'objet d'un test de collinéarité (Figures 5.2 et 5.1, Tableau 5.1 Annexe III). Les modèles ont été sélectionnés en fonction du critère d'Akaike (AIC). La linéarité des réponses des variables a été testée et les variables pour lesquelles une réponse non linéaire n'apportait pas de gain d'ajustement ont été entrées sans spline dans le modèle final.

## 2.5 Argenture

Les versions antérieures du modèle considéraient une probabilité d'argenture  $\Pi$  de 5% (Jouanin et al., 2012) ou 2.5 % pour l'Irlande (De Eyto et al., 2015). Dans cette version, la probabilité d'argenture  $\Pi_{\tau,i}$  varie sur chaque tronçon. Elle est basée sur un modèle prenant en compte 1583 opérations réparties sur 797 stations. Après une analyse qualitative et une sélection des données, le stade d'argenture des anguilles a été



prédit suivant la classification de Durif et al. (2006, 2009). Le pourcentage d'argenture moyen par classe de taille  $\tau$  a été décrit à l'aide de régressions logistiques en fonction des effectifs d'anguilles jaunes moyens  $\widehat{N}_{y,i,\tau}$  prédits par le modèle  $\Delta\Gamma$ . La procédure de sélection, la calibration du modèle et la discussion des résultats sont effectués dans le rapport de Beaulaton et al. (en prep.). La figure 2.5 illustre les relations entre le taux d'argenture de EDA2.1 et le taux d'argenture prédit pour EDA2.2 (en histogramme).

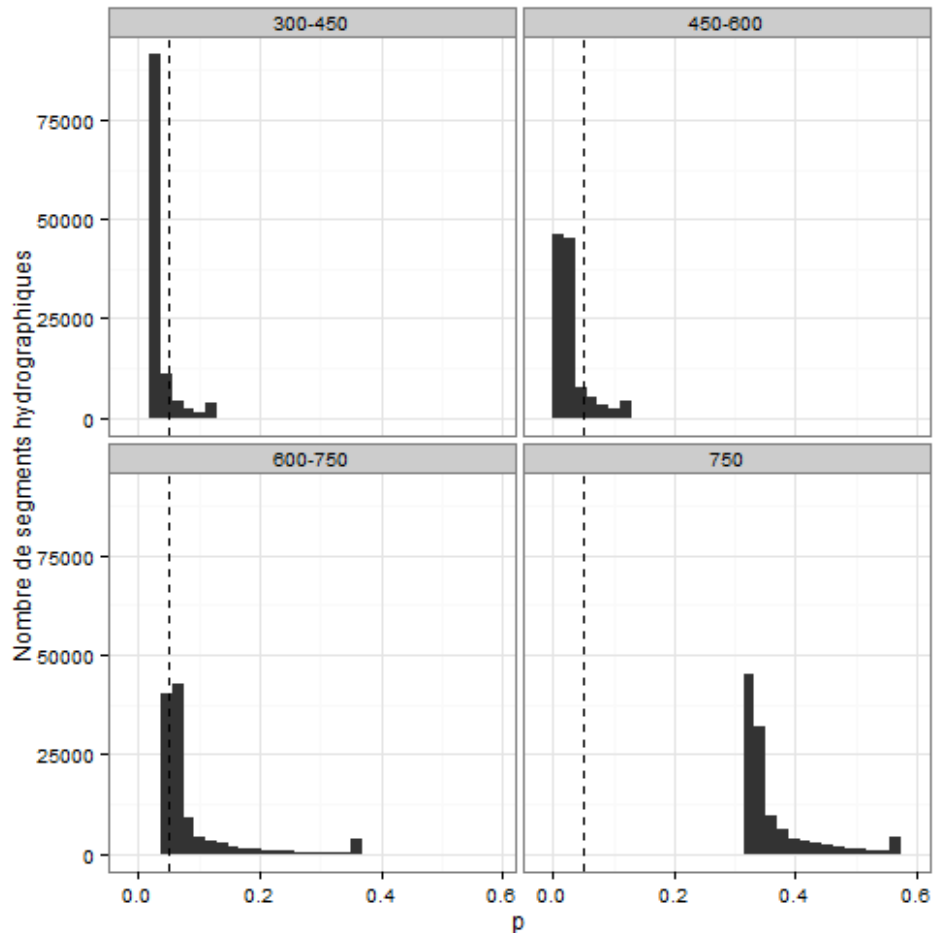


FIGURE 2.5 – Histogrammes des taux d'argenture prédits par le modèle de Beaulaton et al. (en prep.). La valeur du taux d'argenture de 0.05 du modèle de Jouanin et al. (2012) s'appliquait à l'ensemble des anguilles jaunes. Dans le modèle EDA2.1, les anguilles ayant une classe de taille  $> 300$  mm, donc susceptibles de s'argenter ne représentent que 49 % du total des anguilles jaunes.

## 2.6 Prédictions

Les effectifs d'anguilles jaunes  $Ny$  sont prédits à partir du modèle sur chaque tronçon hydrographique  $i$ , à partir des caractéristiques propres à chaque tronçon, et en faisant l'hypothèse d'une surface de  $600 \text{ m}^2$  et d'une méthode de pêche complète. Les densités sur la station de pêche ( $\widehat{d}_{y,i}$ ) correspondent au produit des modèles  $\Delta$  et  $\Gamma$ . Les

effectifs d'anguilles jaunes ( $\widehat{Ny}_i$ ) estimés par tronçon hydrographiques correspondent au produit de la densité par la surface en eau. (Formule 2.6) :

$$\begin{aligned}\widehat{Ny}_{\tau,i} &= \Delta_{\tau,i} \Gamma_{\tau,i} S_i = \widehat{dy}_{i,\tau} S_i \\ \widehat{dy}_i &= \sum_{\tau=150}^{\tau=750} \widehat{dy}_{i,\tau}\end{aligned}\quad (2.6)$$

avec  $\tau$  classe de taille des anguilles,  $i$  le tronçon hydrographique.

Le nombre d'argentées est calculé en multipliant des effectifs de chaque classe de taille par la probabilité d'argenteure  $\Pi_{\tau,i}$  au niveau de chaque tronçon du RHT (Beaulaton et al., en prep.) (Formule 2.7) :

$$\widehat{Ns}_{\tau,i} = \widehat{dy}_{\tau,i} S_i \Pi_{\tau,i} \quad (2.7)$$

La biomasse est calculée en multipliant par le poids moyen des argentées  $\bar{p}_{\tau,i}$  (Beaulaton et al., en prep.) (Formule 2.8) :

$$\widehat{Bs}_{\tau,i} = \widehat{Ns}_{\tau,i} * \bar{p}_{\tau,i} \quad (2.8)$$

Il n'existe qu'assez peu de relation taille-fécondité chez l'anguille européenne, mais MacNamara et McCarthy (2012) ont proposé récemment une relation pour les anguilles Irlandaises (Formule III) :

$$\mathbb{F}_{\tau}(\tau > 450) = \widehat{Ns}_{\tau,i} * 10^{-2.992+3.293*\log_{10}\bar{l}_{\tau}} \quad (2.9)$$

Un intervalle de confiance sur les points de la prédiction est retourné par la fonction *confint.gam* du package *mgcv*. Cet intervalle de confiance est approximatif car il ne prend pas en compte la sélection du composant de lissage du modèle. L'intervalle de confiance à 95 % des effectifs d'anguilles jaunes prédits par le modèle  $\Delta\Gamma$  est calculé en multipliant les deux intervalles de chaque modèle (Formule 2.10). Ce calcul surestime l'intervalle de confiance du modèle.

$$\widehat{Ny}_i \in \left( \sum_i (\widehat{\Delta}_i - 2SE(\Delta_i))(\widehat{\Gamma}_i - 2SE(\Gamma_i))S_i, \sum_i (\widehat{\Delta}_i + 2SE(\Delta_i))(\widehat{\Gamma}_i + 2SE(\Gamma_i))S_i \right) \quad (2.10)$$

avec  $S_i$  surface en eau du tronçon. Nous ne considérons pas ici les incertitudes ou erreurs concernant la prédiction des surfaces en eau.

Le rapport utilise le seuil de 450 mm comme limite entre les mâles et les femelles, c'est à dire que les anguilles de moins de 450 mm seront considérées comme mâles si elles sont argentées.

## 2.7 Outils statistiques et de base de données utilisés pour la calibration du modèle

L'ensemble des calculs a été réalisé à l'aide des logiciels postgres et R 3.0.2, avec en particulier l'usage des packages PresenceAbsence (Freeman et Moisen, 2008), mgcv (Wood, 2006), visreg (P. et W., 2014), stargazer (Hlavac, 2013), sweave (R Core Team, 2013), ggplot2 (Wickham, 2009). Les tendances historiques ont été calculées à l'aide du package segmented en fixant *a priori* le nombre et les zones des points de changement de pente de la régression (Muggeo, 2008).

---

# RÉSULTATS

---

## 3.1 Variables topologiques

Les hauteurs d'ouvrages ne sont pas renseignés de manière homogène sur le territoire (Figure 2.1). Le niveau de renseignement semble néanmoins suffisant pour caractériser la transparence migratoire à partir des données de hauteurs d'obstacles (Figure 3.1). De ce fait cette information est meilleure que lors de la précédente modélisation (modèle 2.1), laquelle n'avait pu prendre en compte que les nombres d'obstacles depuis l'aval (Jouanin et al., 2012), car les données concernant les hauteurs étaient insuffisantes.

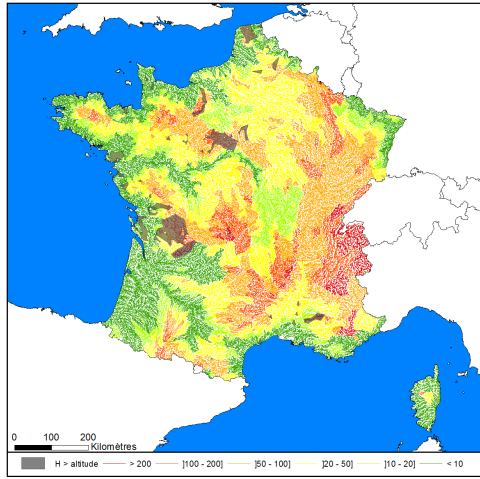
Il est cependant nécessaire de modéliser les valeurs manquantes pour homogénéiser les données à l'échelle du territoire Français. Le modèle GLM retient la pente  $\varphi$  et le débit  $Q$  ainsi qu'une valeur de hauteur en fonction de la catégorie d'obstacle ( $\kappa$ =barrage, déversoir, radier, seuil en enrochement ...). La variable la plus importante dans le modèle est le type d'ouvrage Tableau 3.1. Une prédiction séparée des hauteurs est effectuée pour chaque UGA  $U$  (Formule 3.1).

$$\log(h) \sim \log(Q + 1) + \log(\varphi + 1) + \kappa : U \quad (3.1)$$

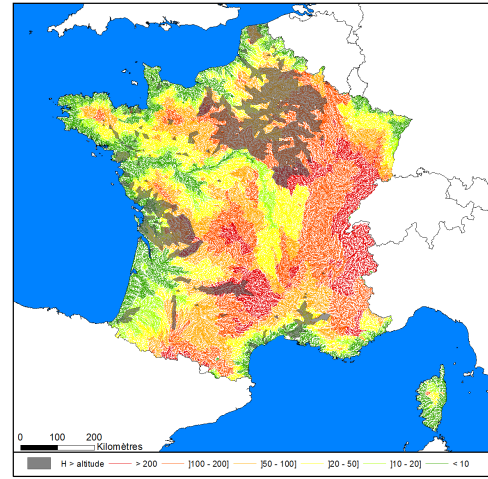
Les parcours de graphe depuis la mer permet le calcul de la distance à la mer (Figure 3.1c) et des cumuls de hauteurs transformées des barrages (Figure 3.1b). Dans les zones où de nombreux obstacles sont renseignés, il peut y avoir des cumuls de hauteurs dépassant la hauteur naturelle (Figure 3.1b en grisé). Néanmoins ce type d'observation existe également dans les données brutes du ROE dans les zones de faible altitude (Figure 3.1a en grisé).

	Df	Deviance	Resid. Df	Resid. Dev	F	Pr(>F)
NULL			24649	18236.83		
$\log(Q + 1)$	1	455.8	24648	17780	768.11	0.0000
$\log(\varphi + 1)$	1	233.7	24647	17547	393.83	0.0000
$U$	8	123.7	24639	17423	26.06	0.0000
$\kappa$	6	2566.8	24633	14856	720.84	0.0000
$U : \kappa$	48	266.6	24585	14590	9.36	0.0000

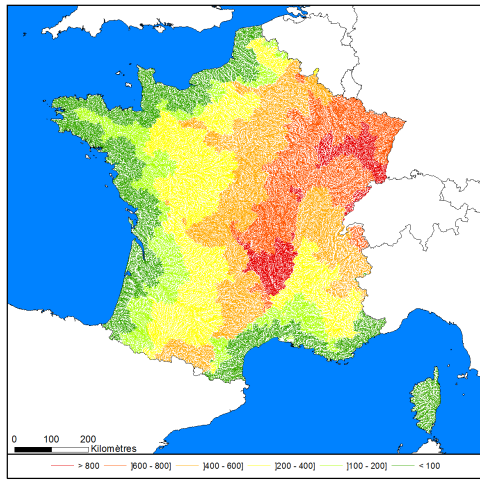
Tableau 3.1 – Modélisation GLM des hauteurs en fonction du type d'ouvrage  $\kappa$ , de la pente  $\varphi$ , du débit  $Q$  et de l'UGA  $U$ .



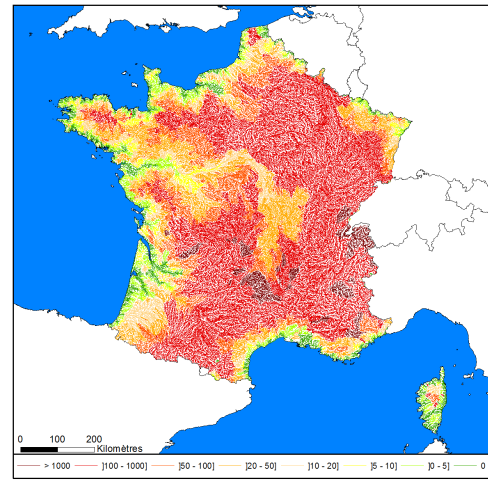
(a)  $\Sigma h$



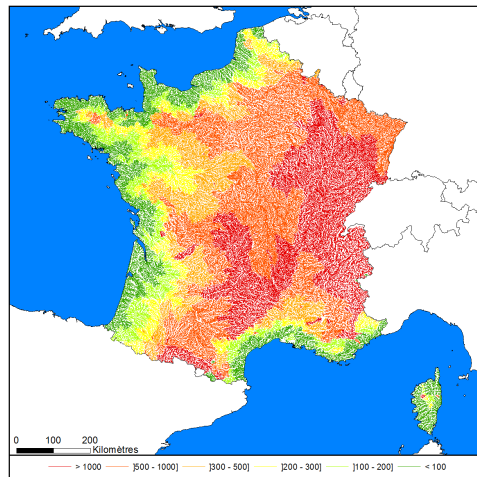
(b)  $\Sigma h'$



(c)  $\Sigma l$



(d)  $\Sigma h'^{1.5}$



(e)  $A$

FIGURE 3.1 – Cumuls de hauteurs d'ouvrages depuis la mer. (a)  $\Sigma h'$  cumuls incluant les données modélisées pour les valeurs manquantes, (b)  $\Sigma h$  = cumuls de hauteurs non corrigées. Les polygones en noir indiquent les zones où la hauteur cumulée est supérieure à l'altitude. (c)  $\Sigma l$  = distance à la mer, (d)  $\Sigma h'^{1.5}$  Somme des hauteurs transformées à la puissance 1.5 (voir paragraphe 3.5.2), (e)  $A(\lambda = 1.5, \beta = 1.7)$  (formule 2.5) difficulté d'accès, somme depuis la mer des distances et hauteurs transformées.

## 3.2 Ajustement du modèle EDA

Une première sélection des variables de réponse du modèle a été effectuée en testant l'ensemble des combinaisons de variables non corrélées pour le modèle *Delta* (2340) et le modèle *Gamma* (1260). A partir de cette sélection de variables candidates, la sélection des modèles a été effectuée en analysant les interactions possibles avec la classe de taille. Le nombre de degrés de liberté du modèle n'était pas suffisant pour intégrer des interactions entre les variables de réponse et l'année ou l'UGA, même si ces éléments pourraient s'avérer intéressants dans l'analyse. La calibration des variables  $\lambda$  (la puissance) et  $\beta$  (facteur donnant l'importance relative de la distance à la mer et des hauteurs d'ouvrages) permettant le calcul de l'accessibilité a été effectuée une fois que la meilleure calibration des autres éléments du modèle a été effectuée.

les modèles sont analysés à l'aide des courbes de réponse, c'est à dire que la réponse est prédite en faisant varier un des paramètres du modèle alors que les autres paramètres sont fixés, soit à une valeur moyenne, soit à une valeur ayant du sens en terme de réponse du modèle. Nous avons choisi d'illustrer la réponse d'anguilles de petite taille, près de la mer et sur de petits affluents. Les figures 3.2, 3.3, 3.4, 3.5, 3.6, 3.7, 3.8 et 3.9 prennent comme référence :  $\tau$  (classe de taille)=150-300 mm,  $\theta$  (température)=18 C,  $A_i$  (accessibilité)=1,  $t$  (année)=2012,  $\omega$  (type de pêche)=Pêche complète,  $W_i$  (largeur)=3m,  $U_i$  (UGA)=Bretagne,  $H$  (altitude)=0.

### 3.2.1 Modèle Delta ( $\Delta$ )

Le meilleur modèle s'écrit (formule 3.2) :

$$d_{i,j} > 0 \approx \alpha_1 t i * \tau + \alpha_2 U_i + \alpha_3 \theta_i + \alpha_4 \omega + s(Sp) + s(W_i * \tau) + s(\log(A_i(\lambda = 1.5, \beta = 1.7)) * \tau) + \epsilon \text{ (link = log)} \quad (3.2)$$

$t$  année (comme facteur),  
 $U_i$  unité de gestion anguille,  
 $\theta$  température de juillet,  
 $\omega$  protocole de prospection,  
 $W_i$  largeur du cours d'eau,  
 $A_i$  difficulté d'accès (voir formule 2.5),  
 $Sp$  surface de la station de pêche,  
 $\tau$  classe de taille, le modèle calcule des interactions,  
 $s$  fonction de lissage polynomial,  
 $\alpha_1 \dots \alpha_4$  coefficients du modèle,  
 $\epsilon$  résidus du modèle

La probabilité de présence est d'abord analysée pour sa réponse par rapport à la surface de pêche  $Sp$ , la température de juillet  $\theta$ , la méthode de prospection  $\omega$  et l'UGA  $U$  (Figure 3.2). Les probabilités de capture augmentent, de manière logique, avec la surface en eau, cependant au delà de 1000 m<sup>2</sup>, la probabilité de capture n'augmente plus. Les probabilités de capture augmentent avec la température de juillet. Pour les protocoles de pêche, elles sont maximales pour les méthodes de pêche complète anguille *coa*, puis pour une pêche grand milieu *gm*, puis pour les pêches indices d'abondance anguille *iaa*, et enfin pour les pêches indices d'abondance *ia* et pêches complètes *com*.

Les UGA de la façade Atlantique ont toutes une probabilité de présence forte, alors que les UGA méditerranéennes (Corse et Rhône-Méditerranée) ont des probabilités de présence beaucoup plus faibles. L'Adour, et dans une moindre mesure, la Garonne, dans le sud de l'aire de distribution Atlantique ont des probabilités de présence moins fortes que les autres UGA de l'Atlantique.

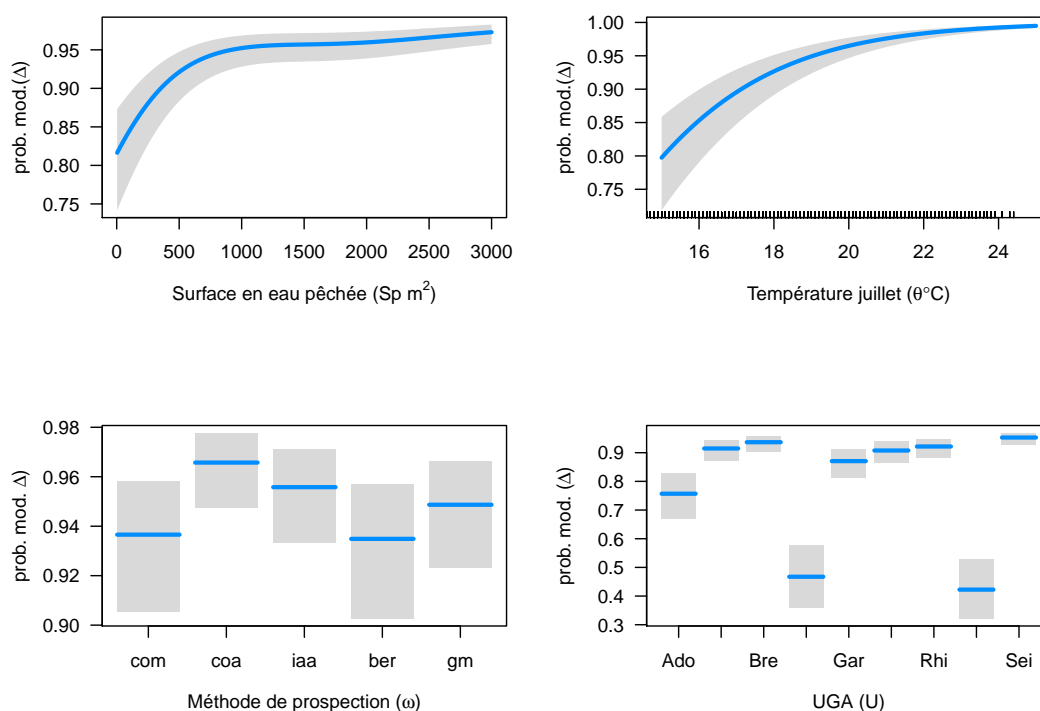


FIGURE 3.2 – Courbes de réponse du modèle  $\Delta$  pour la surface en eau de la station de pêche, la température de juillet, la méthode de prospection, et l'UGA. Pour le quatrième graphique, les UGA sont dans l'ordre Adour, Artois Picardie, Bretagne, Corse, Garonne, Loire, Meuse, Rhin, Rhône-Méditerranée et Seine-Normandie. Les prédictions sont effectuées dans les conditions de référence indiquées au paragraphe 3.2.

La difficulté d'accès  $A$  (Formule 2.5) fait diminuer la probabilité de présence pour les tailles  $<150$ mm, 150-300 mm, et 300-450 mm. Le point d'inflexion de la sigmoïde se situe à  $\log(A) = 5$ , ce qui équivaut à une distance de 150 km de la mer sans ouvrages (Figure 3.3). Les probabilités de présence sont globalement plus faibles pour les anguilles de grandes tailles ( $>450$  mm).

L'effet temporel sur la probabilité de présence est résumé en Figure 3.4. Les tendances des différentes classes de tailles sont contrastées. La probabilité de trouver des petites anguilles ( $<150$  mm Figure 3.11a) dans les pêches électriques augmente entre 1988 et 2003. Les probabilités de présence des classes 150-300 mm et 300-450mm sont relativement constantes et très importantes, avec une probabilité de l'ordre de 95% de capturer des anguilles de ces classes de taille sur l'aval du bassin (Figure 3.11b). Elles diminuent légèrement après 2005. Les probabilités de capture des anguilles de 450-

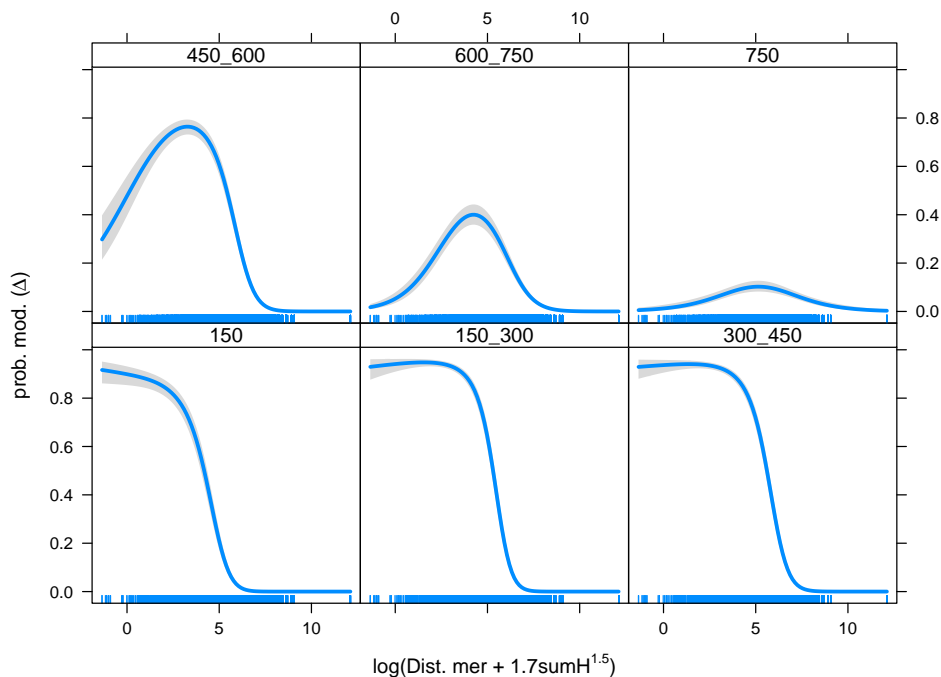


FIGURE 3.3 – Courbe de réponse du modèle  $\Delta$  pour la difficulté d'accès A (formule 2.5). Les prédictions sont effectuées dans les conditions de référence indiquées au paragraphe 3.2.

600 mm augmentent de 1985 à 1991 puis diminuent régulièrement (Figure 3.11d). Une tendance similaire est trouvée pour les 600-750 mm (Figure 3.11e) mais avec des probabilités de capture beaucoup plus faibles (de l'ordre de 7 %).

La largeur du cours d'eau donne également des réponses différentes en fonction des classes de taille pour le modèle  $\Delta$ , avec une augmentation de la probabilité de présence des très grandes anguilles (600-750 mm et >750 mm) dans les cours d'eaux plus larges. L'augmentation est la plus importante pour la classe 450-600 mm (Figure 3.5). Les réponses sont linéaires pour les classes de taille 150-300 mm et 750 mm. La courbe de réponse de la classe 150 mm n'est pas linéaire mais l'ajustement est moins significatif que celui de la classe 150-300mm (Tableau 3.2). La largeur en eau explique mieux la répartition des classes de taille 300-450mm et 450-600 mm pour lequel le ( $\chi^2$ ) est le plus important.

### 3.2.2 Modèle Gamma ( $\Gamma$ )

Le meilleur modèle s'écrit (formule 3.3) :

$$d_{i,j}[d_{i,j} > 0] \approx \beta_1 t_i * \tau + \beta_2 U_i + \beta_3 \theta_i + \beta_4 \omega + \beta_5 W_i * \tau + s(\log(A_{i,\lambda=1.5}) * \tau) + \beta_6 H + \epsilon \quad (3.3)$$

$t$  année (comme facteur),

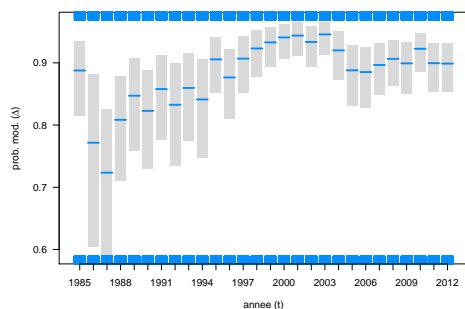
$U_i$  unité de gestion anguille,

$\theta$  température de juillet,

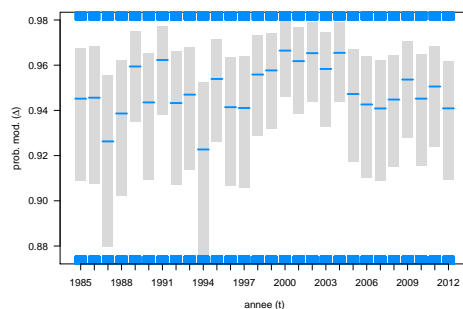
$\omega$  protocole de prospection,

$W_i$  largeur du cours d'eau,

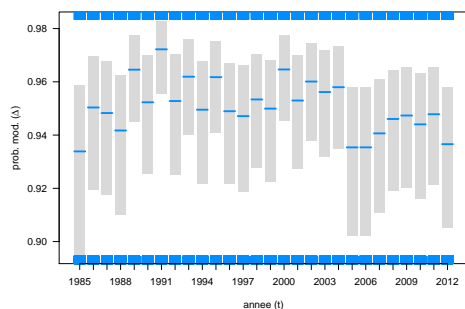




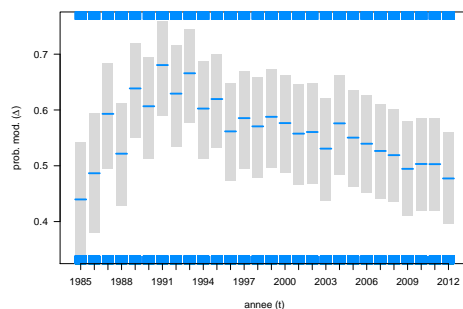
(a) <150 mm



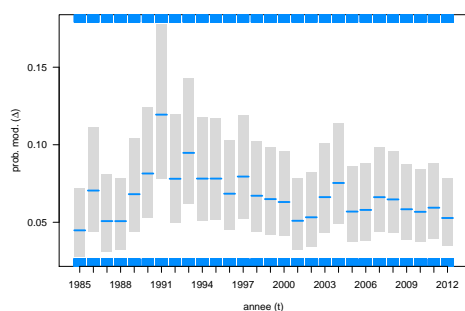
(b) 150-300 mm



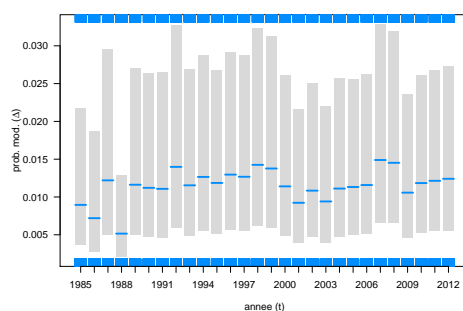
(c) 300-450mm



(d) 450-600mm



(e) 600-750mm



(f) 750mm

FIGURE 3.4 – Courbes de réponse du modèle  $\Delta$  pour l'année par classe de taille. Attention les valeurs de probabilité sur l'axe des ordonnées sont différentes en fonction des classes de taille. Les prédictions sont effectuées dans les conditions de référence indiquées au paragraphe 3.2.



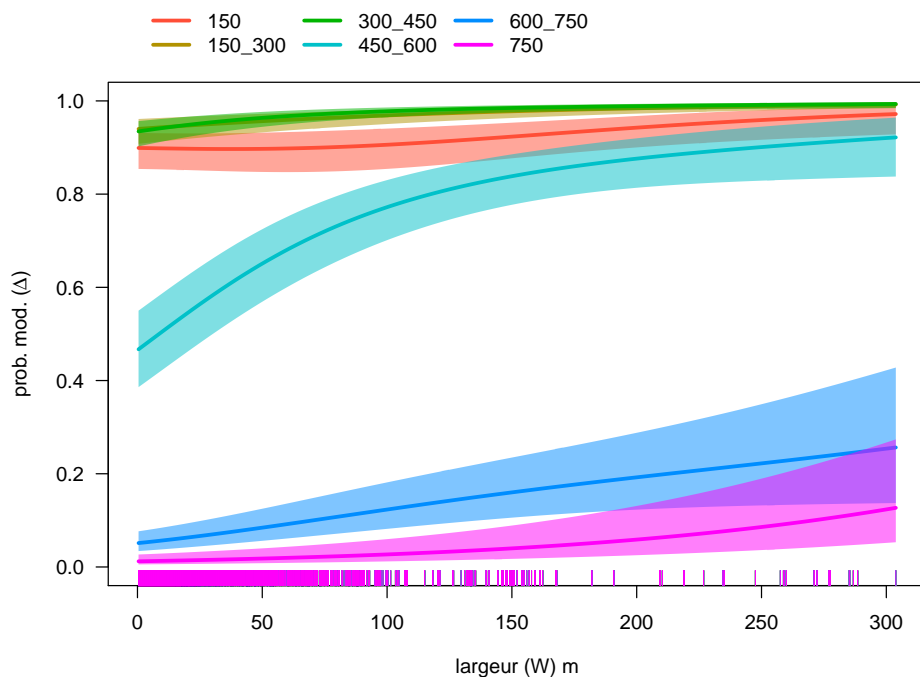


FIGURE 3.5 – Courbes de réponse du modèle  $\Delta$  pour la largeur. Les prédictions sont effectuées dans les conditions de référence indiquées au paragraphe 3.2.

$A_i$  difficulté d'accès (voir formule 2.5),  
 $\tau$  classe de taille, le modèle calcule des interactions,  
 $s$  fonction de lissage polynomial,  
 $H$  altitude,,  
 $\beta_1 \dots \beta_6$  coefficients du modèle,  
 $\epsilon$  résidus du modèle

La surface de la station qui était une des variables de réponse pour décrire la présence-absence des anguilles sur une station de pêche n'est pas intégrée dans le modèle  $\Gamma$ . En effet, elle est déjà prise en compte dans le calcul de la densité.

L'effet de la température est positif comme dans le modèle  $\Delta$ . L'altitude se traduit, comme on pouvait s'y attendre, par un effet négatif sur la densité (Tableau 3.2). Les réponses pour les types de pêche ne suivent pas l'ordre trouvé pour le modèle  $\Delta$ , les pêches complètes anguilles *coa* restent les premières mais les pêches grand milieu *gm* passent au dernier rang alors qu'elles étaient au deuxième rang pour la probabilité de présence.

Les réponses des pêches complètes et des pêches indices d'abondance anguille ne sont pas significativement différentes (Tableau 3.2 - les pêches complètes sont prises en référence du modèle et les autres facteurs sont comparés au niveau des pêches complètes).

Les densités diminuent en fonction de la difficulté d'accès  $A$ , avec comme dans le modèle  $\Delta$  des diminutions plus fortes pour les plus petites anguilles. Les courbes de réponses des classes de taille 450-600 mm et 600-750 mm ne présentent plus l'aspect

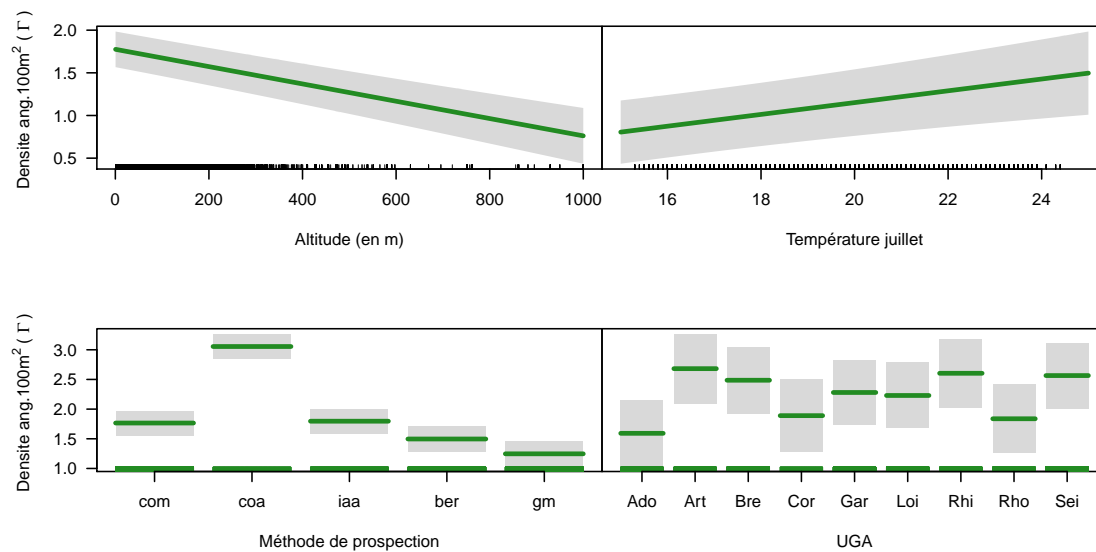


FIGURE 3.6 – Courbes de réponse du modèle  $\Gamma$  pour l'altitude, la température de juillet, la méthode de prospection, et l'UGA. Pour le quatrième graphique, les UGA sont dans l'ordre Adour, Artois Picardie, Bretagne, Corse, Garonne, Loire, Meuse, Rhin, Rhône-Méditerranée et Seine-Normandie. Les prédictions sont effectuées dans les conditions de référence indiquées au paragraphe 3.2.

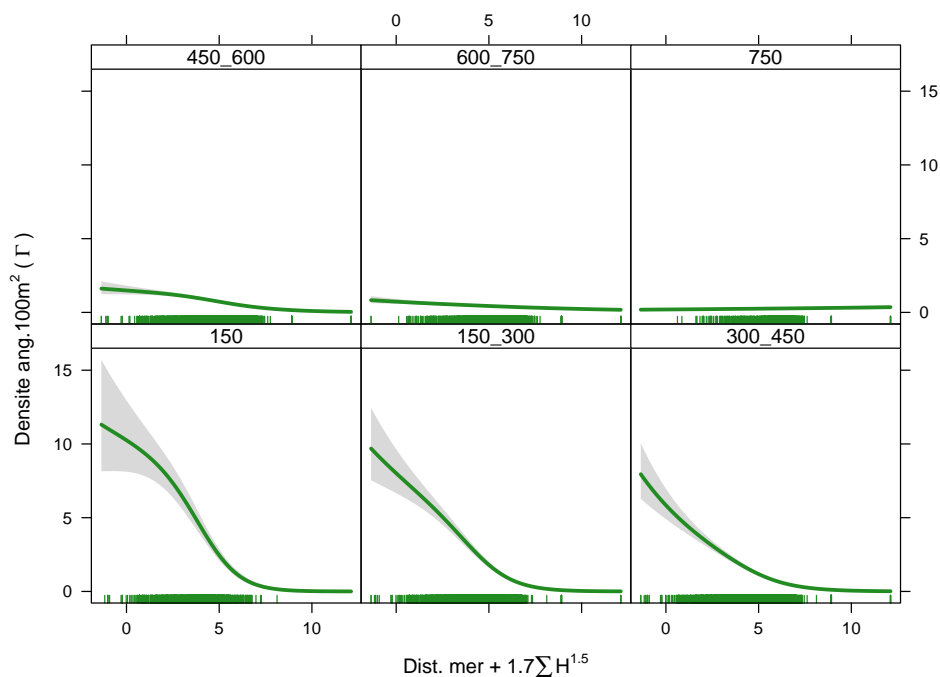
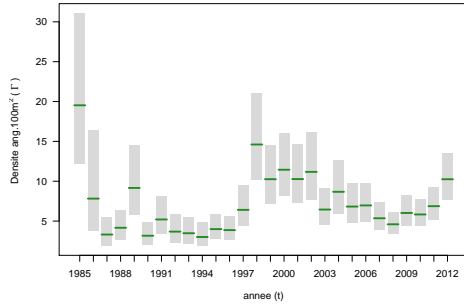


FIGURE 3.7 – Courbe de réponse du modèle  $\Gamma$  pour la difficulté d'accès A (formule 2.5).

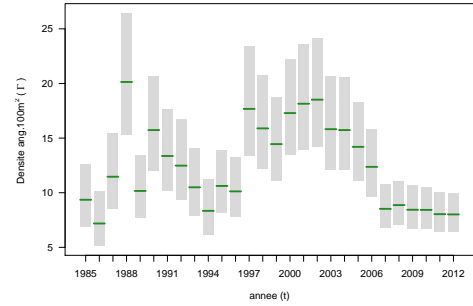
modal qu'elles avaient dans le modèle  $\Delta$ . La diminution est linéaire pour la classe  $>750$  mm et presque linéaire pour la classe 600-750 mm (Tableau 3.2, Figure 3.7).

Les réponses annuelles du modèle  $\Gamma$  sont très différentes en fonction des classes de taille. Les classes de taille  $<150$  mm, 150-300 mm et dans une moindre mesure 300-450 mm montrent une tendance cohérente avec un maximum local dans les années 2000 (Figures 3.14a, 3.14b et 3.14c). Les densités des plus petites anguilles ( $<150$  mm) ré-augmentent à partir de 2008 (Figure 3.14a). Les densités des classes 450-600 et 600-750 mm diminuent depuis un maximum à la fin des années 1980 (Figures 3.14d et 3.14e).

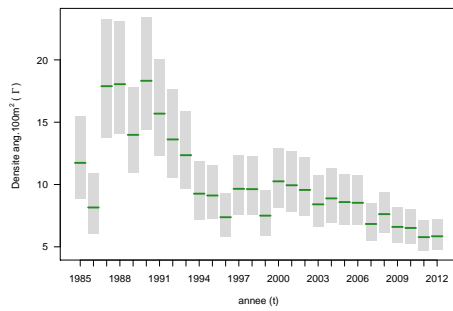
La classe de taille  $<150$  mm montre la réponse la plus marquée en fonction de la largeur, avec une diminution très nette des densités lorsque les cours d'eaux s'élargissent (Figure 3.5 en rouge). Cette réponse est différente de celle du modèle  $\Delta$  où la probabilité de présence ne dépendait qu'assez peu de la largeur. Ce résultat indique que les petites anguillettes sont trouvées dans les fleuves larges, mais c'est seulement dans les cours d'eaux de faibles largeurs qu'elles donneront de fortes densités lors des pêches électriques. Les densités des grandes anguilles 450-600 mm, 600-750 mm, et  $>750$  mm ne sont pas très dépendantes de la largeur (elles augmentent ou diminuent légèrement) avec une réponse hautement significative seulement pour la classe 450-600 mm. Curieusement, les densités de la classe de taille 300-450 mm ne dépendent pas de la largeur ( $\Pr(>|t|)=0.59$ ). La réponse du modèle  $\Delta$  était également faible pour cette classe de taille.



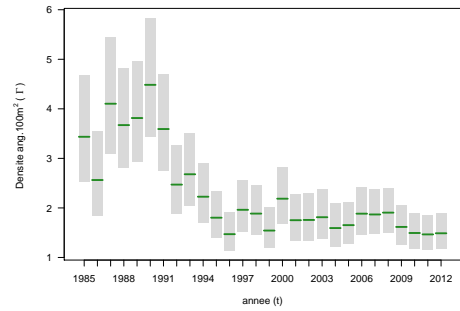
(a) <150 mm



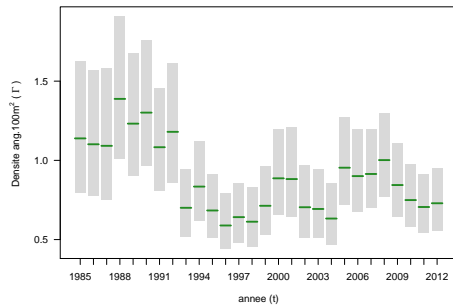
(b) 150-300 mm



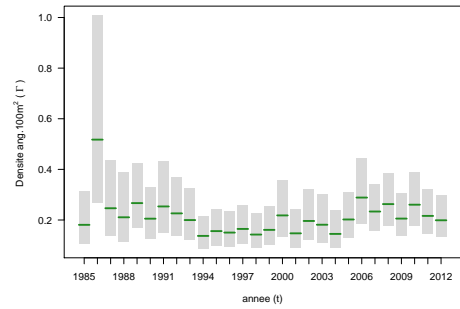
(c) 300-450mm



(d) 450-600mm



(e) 600-750mm



(f) 750mm

FIGURE 3.8 – Courbes de réponse du modèle  $\Gamma$  pour l'année par classe de taille. Attention les valeurs de densités sur l'axe des ordonnées sont différentes en fonction des classes de taille.

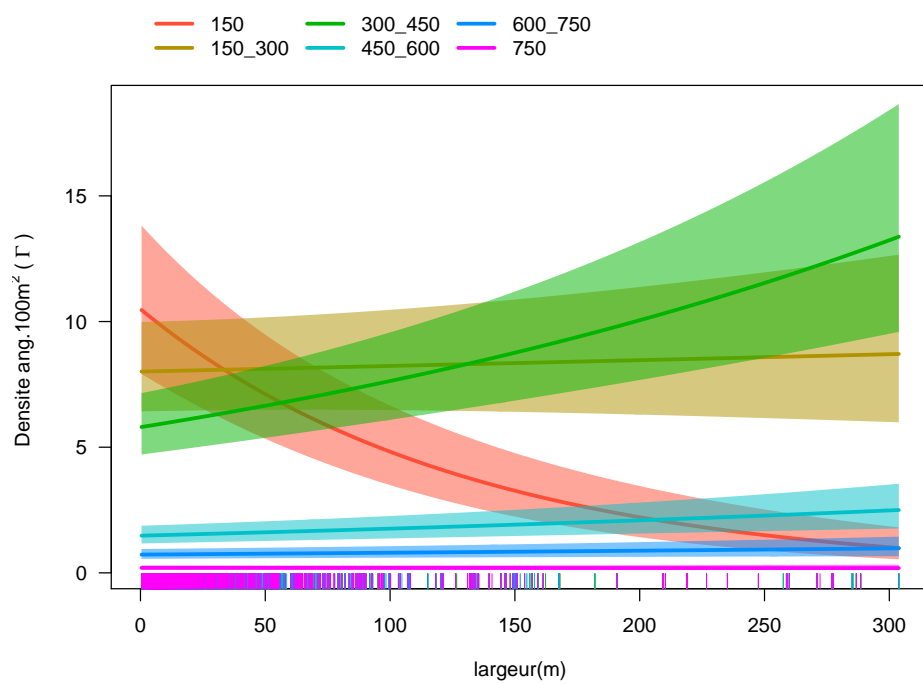


FIGURE 3.9 – Courbes de réponse du modèle  $\Gamma$  pour la largeur.

Tableau 3.2 – Coefficients des modèles  $\Delta$  et  $\Gamma$  et intervalle de confiance à 95%, U=UGA (référence Adour),  $\omega$  méthode de pêche, coa=complète anguille, iaa=indices d'abondance anguille, ber=pêche en berges, gm= pêche grand milieu (référence=pêche complète),  $\theta$  température, t=année,  $\tau$  classe de taille, W=largeur, A=accessibilité. Les termes s() indiquent une fonction de lissage, le nombre de degrés de liberté de la fonction de lissage ajustés par le modèle sont indiqués (edf), quand edf=1 la réponse est linéaire, les termes d'interaction (un terme par combinaison année - taille, ne sont pas rapportés.)

	Variable dépendante :	
	Présence absence ( $\Delta$ )	densité (valeurs>0) ( $\Gamma$ )
	GAM (logistique)	GAM : Gamma (lien log)
U Art	1.237*** (0.068)	0.407*** (0.058)
U Bre	1.557*** (0.056)	0.334*** (0.046)
U Cor	-1.266*** (0.082)	0.111* (0.066)
U Gar	0.770*** (0.048)	0.257*** (0.036)
U Loi	1.149*** (0.049)	0.238*** (0.038)
U Rhi	1.329*** (0.061)	0.378*** (0.051)
U Rho	-1.449*** (0.054)	0.092** (0.046)
U Sei	1.870*** (0.053)	0.363*** (0.045)
$\omega$ coa	0.646*** (0.059)	1.289*** (0.037)
$\omega$ iaa	0.381*** (0.052)	0.031 (0.035)
$\omega$ ber	-0.028 (0.034)	-0.269*** (0.027)
$\omega$ gm	0.224*** (0.034)	-0.519*** (0.024)
$\theta$	0.389*** (0.011)	0.039*** (0.011)
t : $\tau$	..	..
$\tau(150 - 300)$		-0.786*** (0.235)
$\tau(300 - 450)$		-0.630*** (0.228)
$\tau(450 - 600)$		-0.980*** (0.232)
$\tau(600 - 750)$		-1.836*** (0.247)
$\tau(> 750)$		-2.928*** (0.310)
s(W) W : $\tau(150)$	. ** (edf = 1.74)	-0.008*** (0.0009)
s(W) W : $\tau(150 - 300)$	. *** (edf = 1)	0.0003 (0.0005)
s(W) W : $\tau(300 - 450)$	. *** (edf = 1.86)	0.003*** (0.0004)
s(W) W : $\tau(450 - 600)$	. *** (edf = 1.93)	0.002*** (0.0004)
s(W) W : $\tau(600 - 750)$	. *** (edf = 1.88)	0.0009* (0.0004)
s(W) W : $\tau(> 750)$	. *** (edf = 1)	-0.0002 (0.0006)
s(Sp)	. *** (edf = 3)	
s(A) : $\tau(150)$	. *** (edf = 1.98)	
s(A) : $\tau(150 - 300)$	. *** (edf = 1.99)	. *** (edf = 1.97)
s(A) : $\tau(300 - 450)$	. *** (edf = 1.99)	. *** (edf = 1.96)
s(A) : $\tau(450 - 600)$	. *** (edf = 1.99)	. *** (edf = 1.97)
s(A) : $\tau(600 - 750)$	. *** (edf = 1.99)	. *** (edf = 1.31)
s(A) : $\tau(> 750)$	. *** (edf = 1.97)	. *** (edf = 1.00)
Constante	-14.351*** (0.427)	0.410 (0.299)
Observations	146 034	26 971
R <sup>2</sup> Ajusté	0.425	0.235
% Déviance expliquée	41.3	52.7

Note :

\*p<0.1 ; \*\*p<0.05 ; \*\*\*p<0.01 ; edf=degrés de libertés

## 3.3 Diagnostic du modèle et prédictions

### 3.3.1 Modèle Delta( $\Delta$ )

Les prédictions du modèle  $\Delta$  sont données en Figure 3.11 et en Figure 3.12. Au seuil de 50 %, les probabilités de présence augmentent vers l'amont avec un contraste territorial qui traduit la difficulté d'accès liée aux ouvrages tels qu'ils sont décrits à ce jour dans le ROE (Figure 3.12). L'examen des graphiques de diagnostic du modèle de présence/absence montre que le Kappa est maximum ( $K=0.66$ ) pour une probabilité de présence de 40 % (Figure 3.10). C'est à dire qu'au seuil de 40 % on aura beaucoup (86%) de stations correctement prédites dans le cas où les anguilles sont effectivement présentes, sans pour autant trop diminuer le nombre de stations où les anguilles sont absentes et cette absence est également bien prédite (82)%. Au final, le modèle prédit correctement 83% des données du jeu de calibration.

Le pourcentage de déviance expliqué par le modèle est de 41.3%. Par comparaison, le modèle 2.1 de Jouanin et al. (2012) avait un Kappa supérieur (0.71) et un pourcentage de déviance expliqué de 54 %. Par rapport à la version actuelle, ce modèle avait un meilleur ajustement mais il n'était calibré que sur 9 556 opérations contre 146 034 lignes (opération x classe de taille) pour le modèle en version 2.2.

Le modèle a tendance à sous estimer les données nulles dans les zones où les anguilles sont absentes (Figure 3.10, voir les deux graphiques du haut, pour des probabilités prédites proches de zéro). Cela signifie que loin de la mer, ou dans des zones affectées par de nombreux obstacles où la probabilité de présence est faible, le modèle  $\Delta$  risque d'avoir tendance à surestimer la production d'anguilles. Toutefois, l'examen des cartes de résidus du modèle ne montre pas de biais systématiques positifs (observées > prédites) ou négatifs (observées < prédites) à l'exception peut être du bassin du Rhône pour lequel les prédictions sont probablement trop optimistes (tous les points sont noirs, on prédit la présence d'anguilles dans les zones où dans les faits elles sont absentes, au niveau de Lyon Figure 3.13a), alors qu'au contraire, elles sont pessimistes en aval mais également en amont de Lyon, sur la Saône, probablement du fait des transports d'anguilles historiques dans ces zones. La prise en compte de la variable cumul de hauteur d'ouvrage n'est probablement pas suffisante pour rendre compte des difficultés migratoires sur ce fleuve sur la partie aval, et la présence d'anguilles transportées augmente les problèmes de l'ajustement (le modèle prédit trop d'anguilles en partie médiane ou effectivement elles sont absentes)

Les probabilités de présences semblent également être sous estimées sur la Loire moyenne.

Globalement, les cartes de probabilité de présence montrent la progression de l'aire de distribution vers l'amont à mesure que les anguilles grandissent (Figures 3.11a, 3.11b et 3.11c). A partir de la taille où elles commencent à s'argenter, la probabilité de présence des anguilles dans les cours d'eaux a tendance à diminuer, même si de manière relative, leur zone de présence progresse encore légèrement entre les classes 300-450 et 450-600mm (Figure et 3.11d). La zone où les grandes anguilles sont présentes va en pratique <sup>1</sup> s'étendre au même niveau que la zone des 450-600 mm mais

---

1. L'échelle est commune à l'ensemble des cartes et ne comporte pas les classes où la probabilité de présence est inférieure à 0.2, la zone de distribution des 750 mm n'est donc pas visible, à l'extrême cette

## Accuracy plot for presence absence

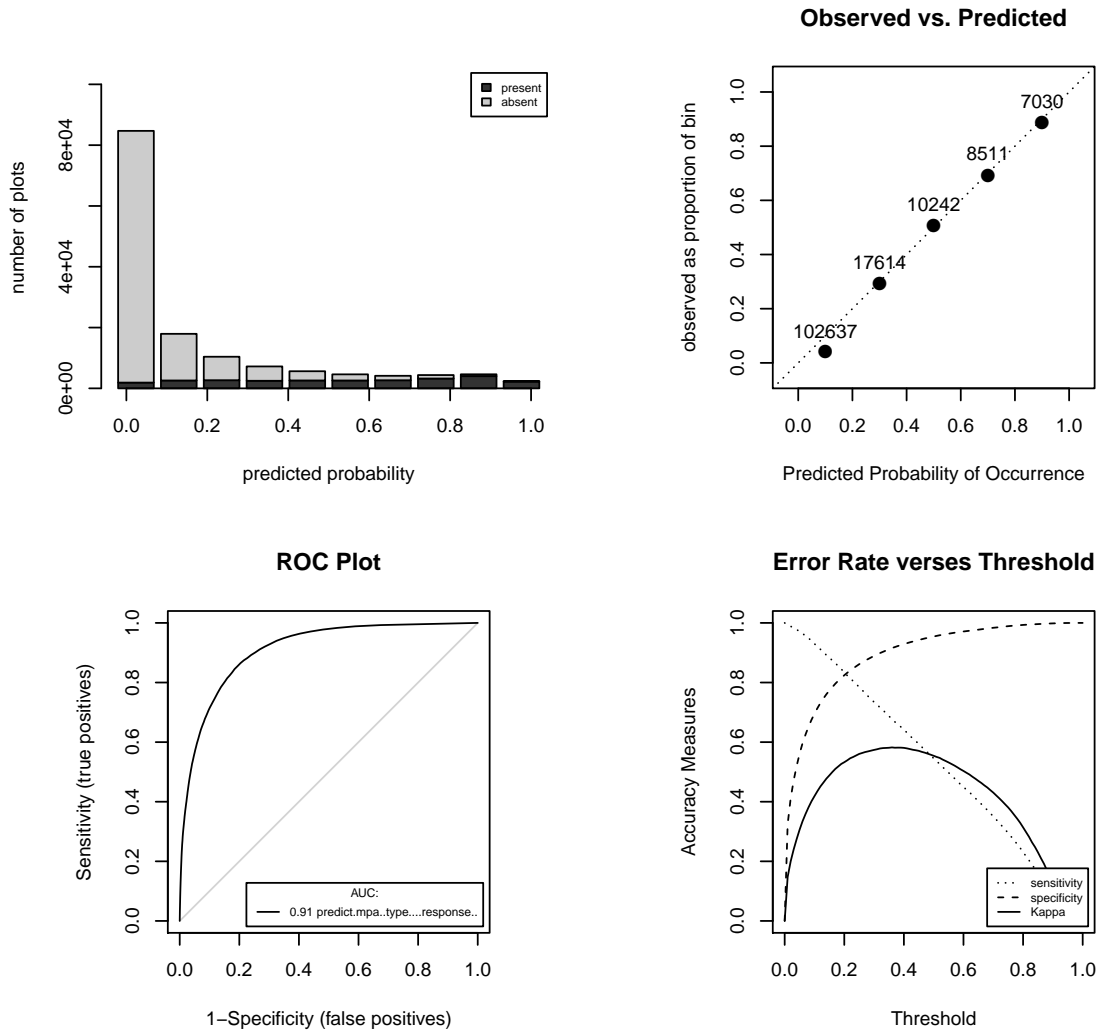


FIGURE 3.10 – Diagramme de diagnostic du modèle de présence absence. De gauche à droite et de haut en bas, (1) histogramme des probabilités prédites, les barres sont rangées en fonction des valeurs observées (2) Graphique de calibration permettant d'évaluer la qualité d'ajustement du modèle, (3) Receiver Operating Curve (ROC), donne une méthode d'évaluation du modèle indépendante du seuil, un bon modèle doit avoir un taux de vrais positifs élevés alors que le taux de faux positifs reste bas (4) Le diagramme d'erreur en fonction du seuil donne les courbes de sensibilité et spécificité en fonction du seuil, et donne la courbe du Kappa pour un seuil donné.



compte tenu de la faible proportion de grandes anguilles dans la population les zones où la probabilité d'occurrence est supérieure à 0.2 se réduisent pour les classes 600-750 mm et 750 mm (en vert Figures 3.11e et 3.11f).

### 3.3.2 Modèle Delta-Gamma ( $\Delta\Gamma$ )

Le pourcentage de déviance expliqué par le modèle Gamma est de 0.5%. Cette valeur est meilleure que celle obtenue lors de la calibration de EDA2.1 (Jouanin et al., 2012). Le lien log de la distribution  $\Gamma$  de normaliser les résidus du modèle de densité ( $\Gamma$ ) pour lesquelles seules les valeurs positives ont été sélectionnées. Il ne semble pas y avoir de biais flagrant dans la répartition des résidus, même si globalement les quelques points situés à plus grande distance de la mer avec des densités non nulles, et donc sélectionnées dans le modèle auront tendance à être sous-estimés (points noirs dans les terres sur la Figure 3.13b).

Le modèle  $\Delta\Gamma$  a du mal à prédire les densités avec précision car ces dernières sont fortement dépendantes des caractéristiques locales de la station de pêche (végétation rivulaire, végétation aquatique, vitesse de courant, profondeur, substrat), et c'est une donnée que nous ne pouvons pas traduire à large échelle. Ainsi la distribution des résidus semble inégale à l'échelle du territoire avec des résidus importants (points gris) à faible distance des côtes qui traduisent des points de pêche où la densité était très forte, plus de 100 ind.100m<sup>-2</sup> (Figure 3.13c).

Le modèle montre également des résidus positifs (observé > prédit) sur l'axe de la Loire, pour lesquelles les abondances prédites sont peut être sous-estimées, voir sur ce point la comparaison avec les prédictions en marquage recapture au Paragraphe 3.9. Au contraire, les résidus négatifs sur les affluents de la Loire montrent que la transparence migratoire des affluents est surestimée par le modèle, ou que le modèle prend mal en compte la répartition des flux entre le drain principal et les affluents (Figure 3.13c).

De même, on retrouve des résidus plutôt négatifs sur le Rhône et ses affluents et sur les côtiers méditerranéens pour lequel les abondances prédites sont probablement surestimées. Ce problème traduit probablement le faible ajustement du modèle  $\Delta$  qui a tendance à surestimer la probabilité de présence dans les zones où en réalité, elle est nulle.

Les résidus tous négatifs pour la Meuse et les régions frontalières avec la Belgique traduisent probablement une sous estimation des problèmes de transparence migratoire à la frontière, car en l'absence d'information sur la hauteur des ouvrages en Belgique, Hollande et Luxembourg, les cumuls de hauteurs transformées n'ont pas pu être réalisés. Ils traduisent également le faible nombre de pêches disponibles sur l'UGA Meuse, et le fait que cette UGA ait été calée conjointement avec le Rhin. Sur le Rhin, les résidus sont globalement positifs, de nouveau les cumuls d'obstacles sur l'axe du Rhin sont probablement mal pris en compte, et les opérations de transport effectuées dans le passé ont peut être également tendance à augmenter la densité observée.

---

zone correspond à la zone de distribution de la Figure 3.11, car la classe 750 mm est celle qui dépend le moins de la distance à la mer dans les modèles  $\Delta$  et  $\Gamma$

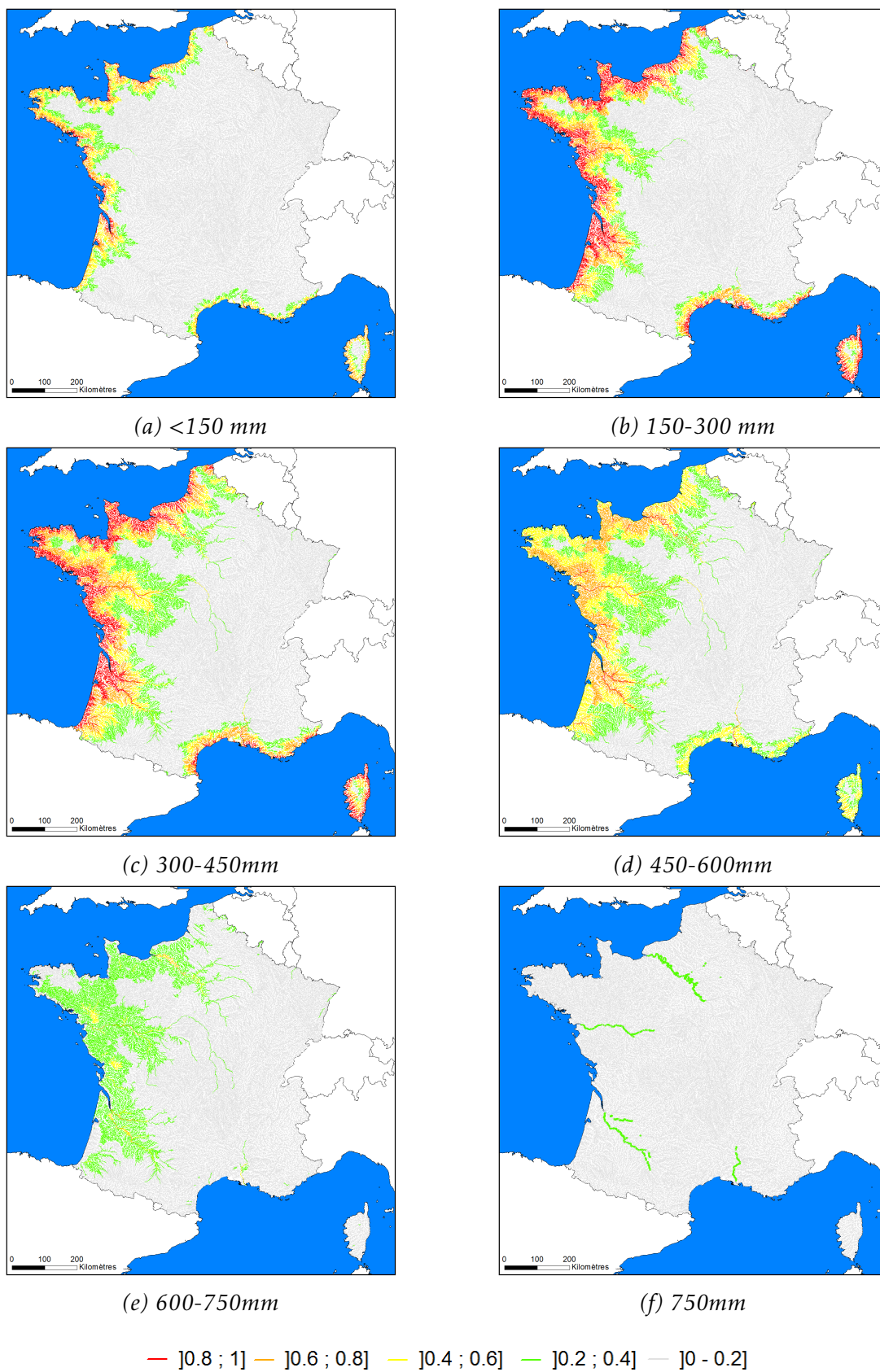


FIGURE 3.11 – Probabilité de présence de l'anguille pour le modèle  $\Delta$ .

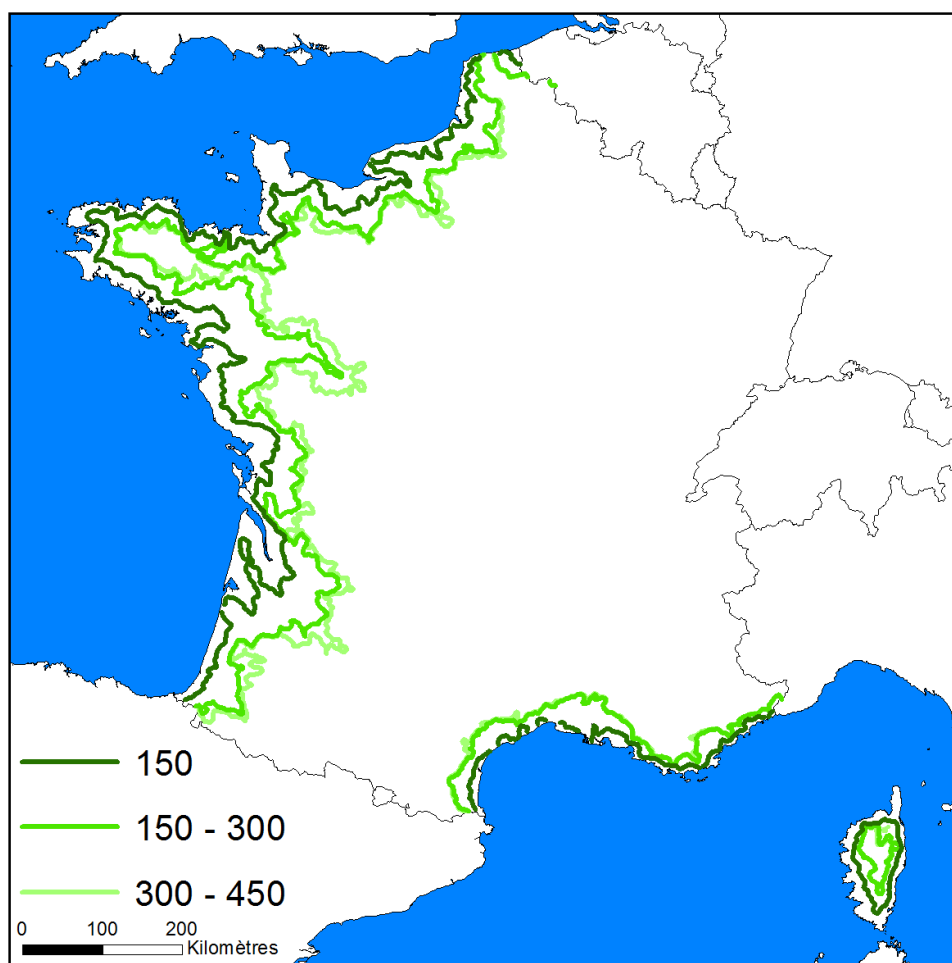
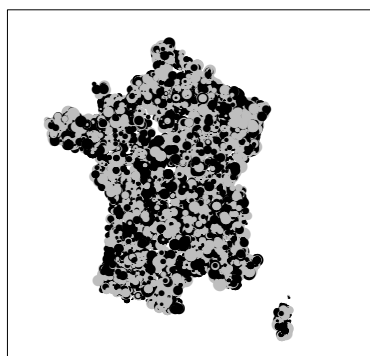
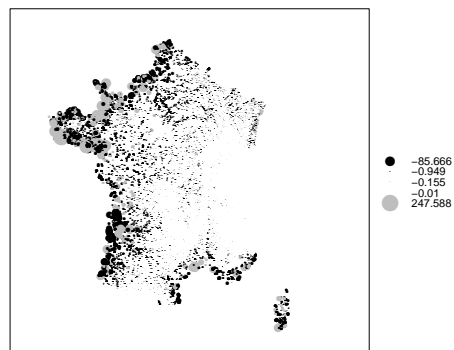


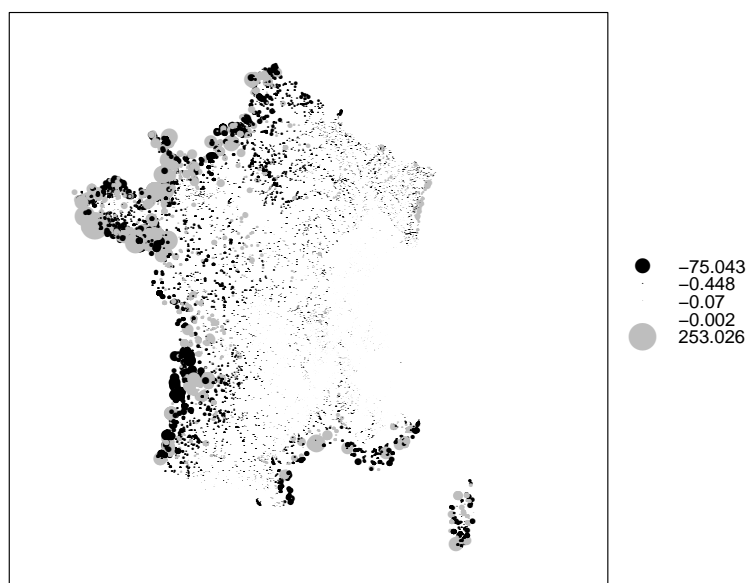
FIGURE 3.12 – Ligne délimitant la zone où la probabilité de présence d’une anguille est égale à une chance sur deux pour les classes de taille <150mm, 150-300 et 300-450mm. Données 2012.



(a) modèle  $\Delta$ .



(b) Modèle  $\Gamma$ .



(c) modèle  $\Delta\Gamma$ .

FIGURE 3.13 – Carte des résidus (observées - prédites) obtenus pour les modèles  $\Delta$ ,  $\Gamma$  et  $\Delta\Gamma$ . Les résidus correspondent à la somme des résidus pour l'ensemble des 6 classes de taille pour une opération. La moyenne résidus des différentes opérations est ensuite calculée pour une station donnée.

Enfin la Corse, la Bretagne, la Normandie, le Rhin, et dans une moindre mesure l'Adour présentent des résidus sans biais systématiques (Figure 3.13c).

Pour conclure, on peut noter que les anguilles sont présentes sur une bonne partie du territoire, mais la présence en forte densité ( $> 5 \text{ ind.}100\text{m}^{-2}$ ) reste confinée aux zones côtières (Figure 3.15). Ces fortes densités traduisent en général la présence de petites classes de taille  $<150 \text{ mm}$  (Figure 3.14).

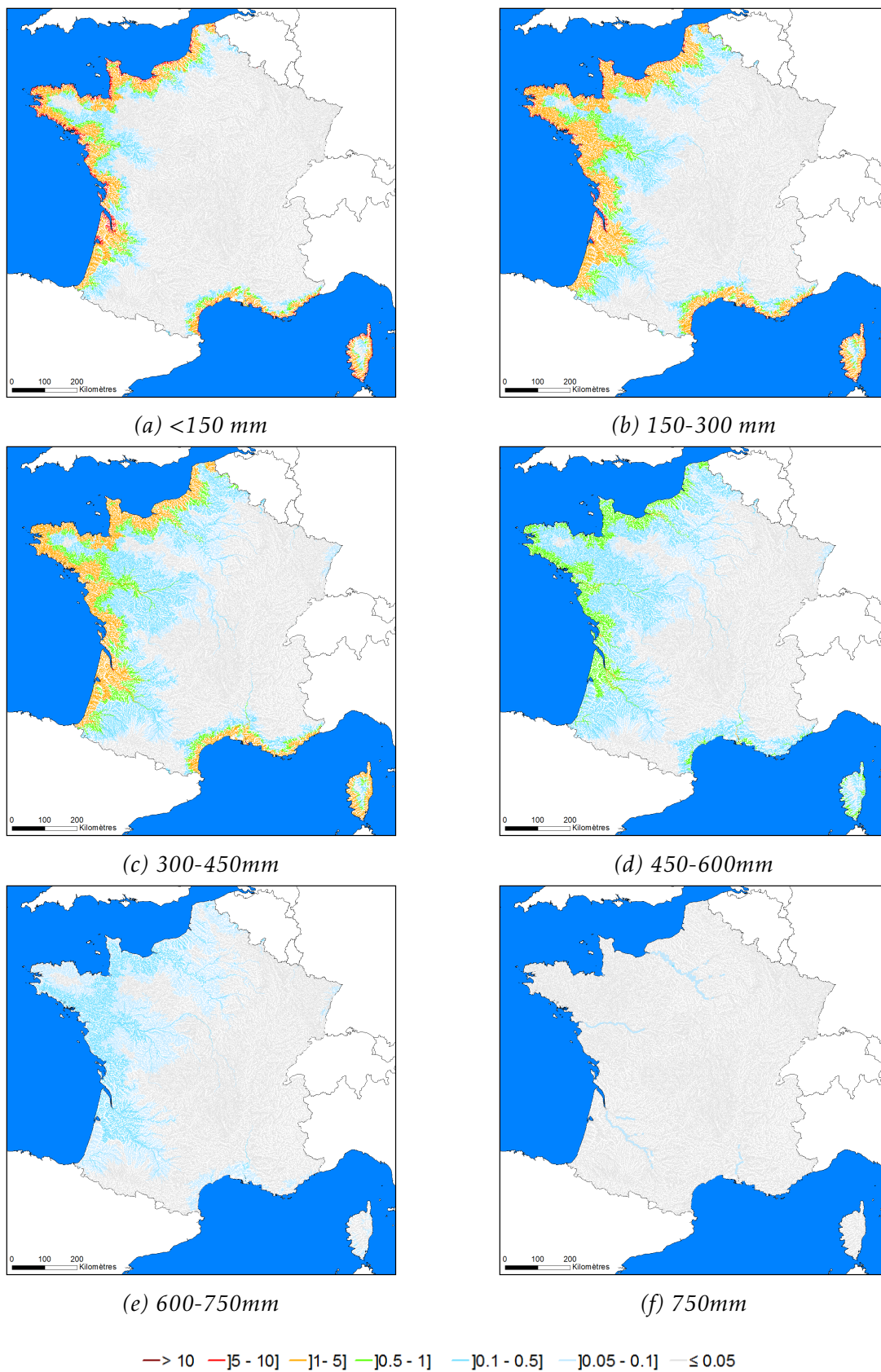


FIGURE 3.14 – Densités d'anguilles jaunes (en anguille. $100\text{ m}^{-2}$ ) prédites par classes de tailles par le modèle  $\Delta\Gamma$



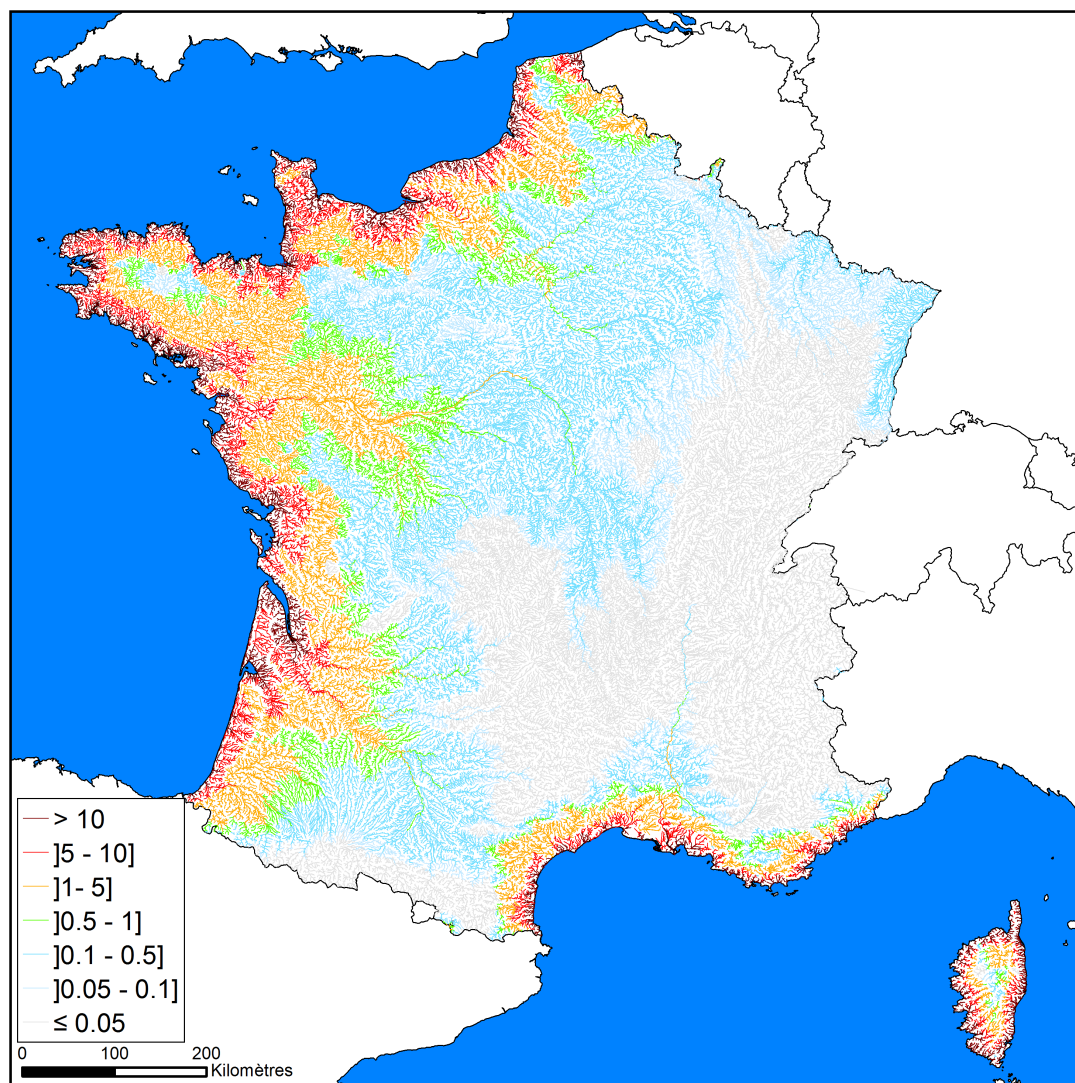


FIGURE 3.15 – Densités d'anguilles jaunes (en anguille.100 m<sup>-2</sup>) prédites en France Métropolitaine par le modèle  $\Delta\Gamma$  en 2012.

## 3.4 Tendances temporelles

### 3.4.1 tendance de l'abondance des anguilles jaunes par classes de taille

Les tendances d'évolution des anguilles jaunes de grande taille peuvent être séparées en une classe de taille dont le devenir sera ♂ et ♀ (300-450mm) et une classe de taille (>450 mm) regroupant toutes les grandes anguilles qui à terme ne s'argenteront qu'en ♀. Ces deux classes de taille (en bas Figure 3.16) donnent une tendance cohérente à la baisse. L'augmentation en début de période pourrait être due à une moindre efficacité des pêches pour la cible anguille et cette dernière est retrouvée sur l'ensemble des classes de taille.

Les données des classes de taille <150 et 150-300 mm montrent une tendance à l'augmentation à partir des années 1996. On peut se demander si cette augmentation ne traduit pas l'effet d'une modification de la stratégie d'échantillonnage, avec l'inclusion de pêches grands milieu plus nombreuses à partir de cette date. Il faut cependant noter que Jouanin et al. (2012) trouvaient également des nombres d'anguilles plus important entre 2000 et 2005 sur un jeu de données qui n'intégrait que les pêches complètes et ne comprenait pas les données RSA. Les données RSA commencent en 1998 sur la Vilaine (Figure 2.2). Il faut noter également que cette augmentation des anguilles jaunes après 1996 a été observée par Hoffmann (2008), alors que ce modèle n'était calibré que sur la Loire et la Bretagne. Pour les plus petites anguilles (<150 mm) l'augmentation traduit très probablement le changement progressif des modes de pêche avec un intérêt accru porté à l'espèce dont le stock sera déclaré en dehors des limites de sécurité en 1999.

### 3.4.2 Tendance d'abondance des anguilles argentées

La tendance d'abondance des anguilles argentées est calculée à partir des données d'abondance des classes de taille  $Ny_{\tau,i}$  ( $\tau > 300$  mm) lesquelles sont multipliées par les probabilités d'argenteure  $\Pi_{\tau,i}$ . Depuis le maximum observé au début des années 1990, la tendance de production d'anguilles argentées du territoire est en baisse. Cette baisse n'est toutefois pas continue, et la phase de baisse la plus importante a été observée entre 1990 et 1996 (pente -0.47) puis la régression segmentée (Muggeo, 2008) sélectionne une phase d'augmentation entre 1996 et 1998 (+0.41) (+-1 an) avant de repartir sur une tendance à la baisse moins marquée (pente -0.15) entre 1996 et 2012 (Figure 3.17).

### 3.4.3 Comparaison à la série de recrutement

Une analyse des corrélations croisées entre la série de recrutement "Elsewhere Europe" du wgeel (ICES, 2014) et les séries d'abondances d'anguilles jaunes par classe de taille donne des corrélations croisées significatives qui sont maximales pour des décalages de 11 ans pour les séries 300-450 mm et >450 mm, une corrélation positive non significative pour un décalage de 4 ans pour la série 150-300 mm. La série 150 mm n'est corrélée positivement qu'une seule fois à 5 ans, cette corrélation n'est pas significative. La figure 3.19 illustre les tendances des différentes séries en incluant le



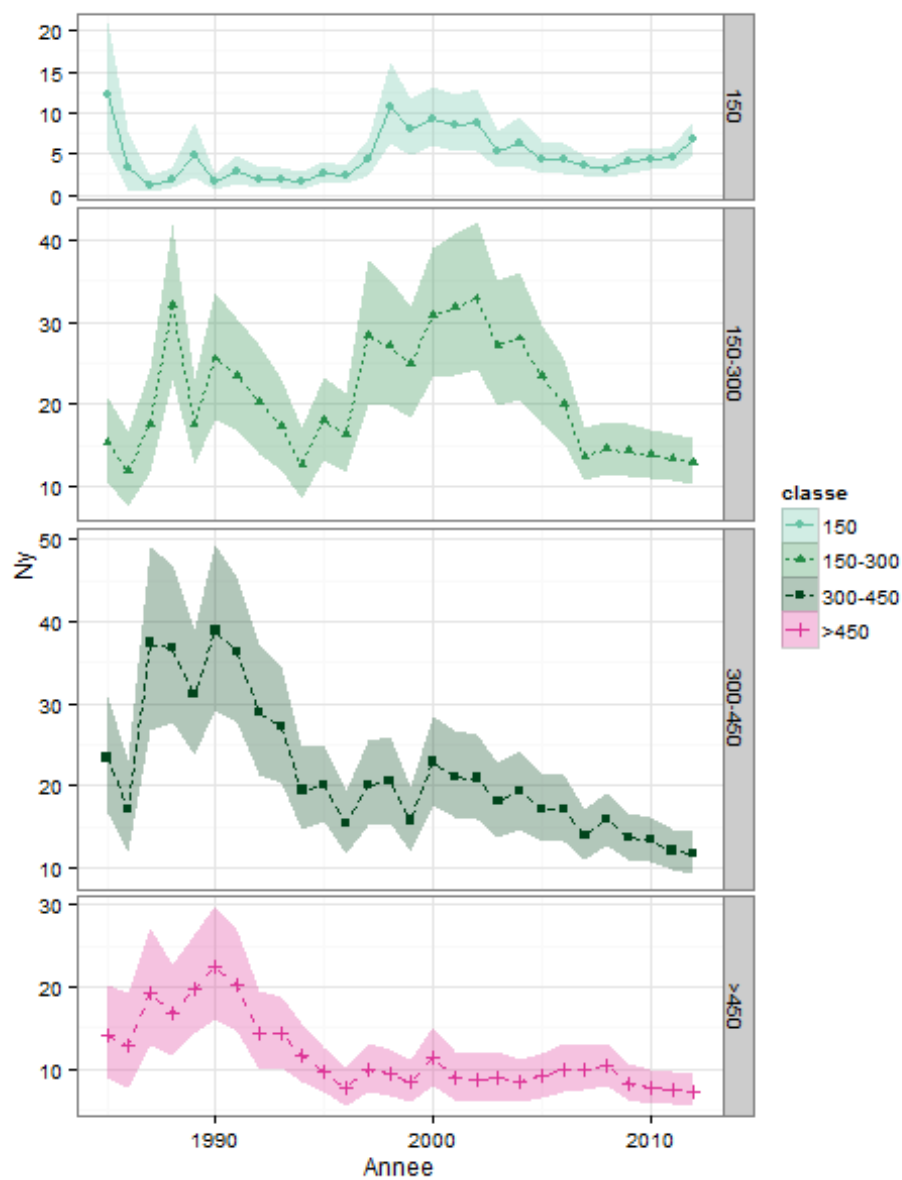


FIGURE 3.16 – Tendances des abondances totales d'anguilles jaunes pour les classes <150mm, 150-300, 300-450mm et > 450mm. Les zones ombrées correspondent aux intervalles de confiance à 95 % du modèle.

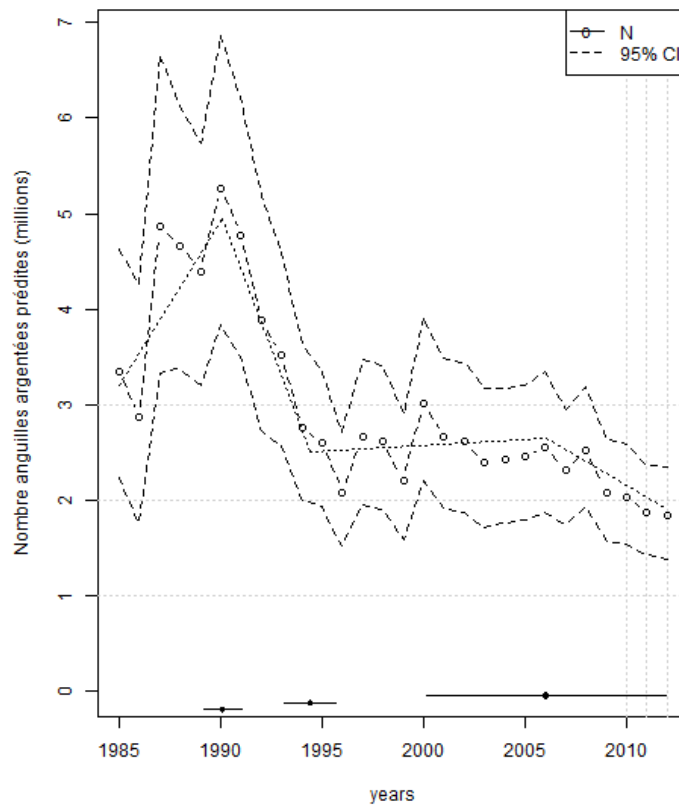


FIGURE 3.17 – Estimation des effectifs d'anguilles argentées produites au niveau des cours d'eaux (*Bpot*) de France métropolitaine. L'intervalle de confiance correspond à celui rapporté en formule 2.10, mais l'incertitude sur la fonction d'argenture n'est pas pris en compte. Les points en bas du graphique représentent les points de rupture estimés pour la régression segmentée et leur incertitude à 95%. La ligne brisée correspond à la droite de la régression segmentée.

décalage. La tendance ponctuelle à l'augmentation (cercle bleu) de la série de recrutement entre 1991 et 1997 pourrait expliquer l'augmentation observée quatre ans plus tard dans la série 150-300 mm.

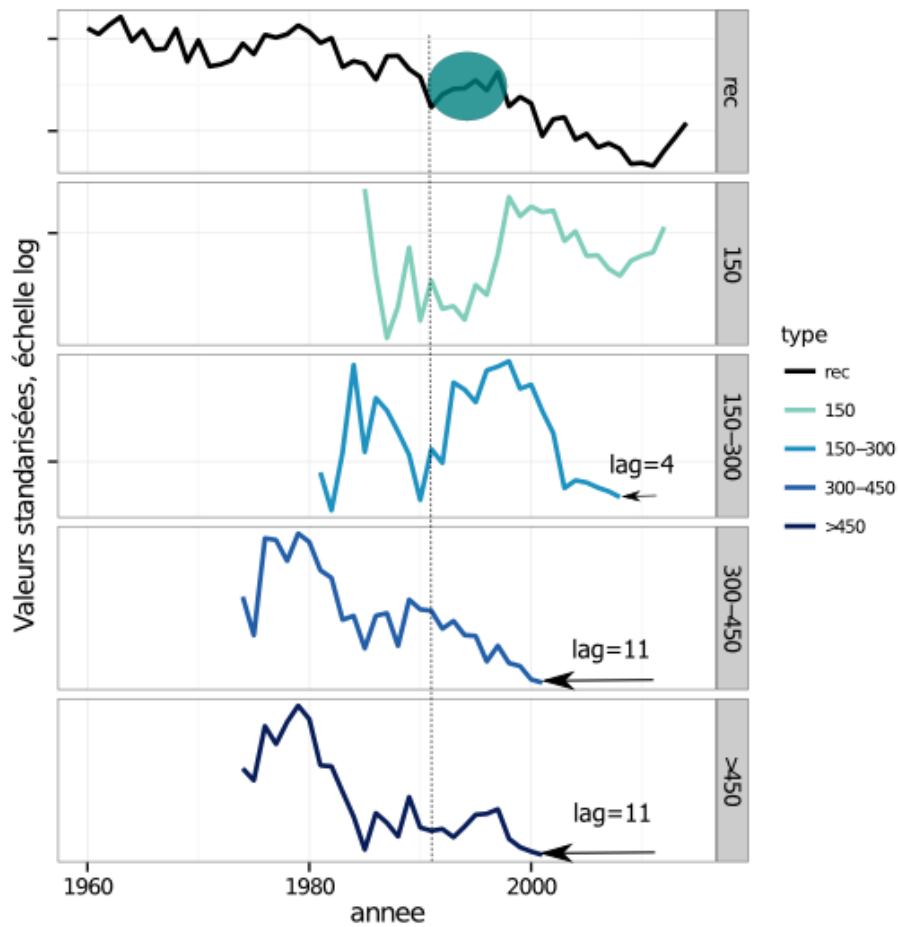


FIGURE 3.18 – Tendence du recrutement observé pour la série "Elsewhere Europe" source (ICES, 2014). Cette tendance est comparée aux tendances des series >450 mm (décalage 11 ans), 300-450 (décalage 11 ans), 150-300 mm (décalage 4 ans non significatif), 150 mm (série non décalée).

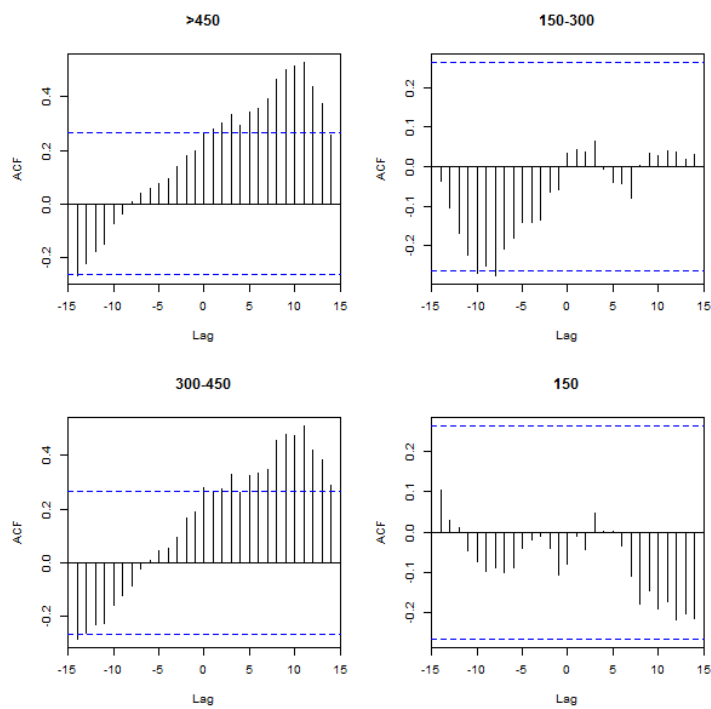


FIGURE 3.19 – Corrélation croisée entre les séries de recrutement et les séries d'abondance d'anguilles jaunes. La corrélation est significative et maximale avec un décalage de 11 ans pour les séries >450 mm et 300-450 mm, la corrélation est maximale et non significative pour la série 150-300 mm, et il n'y a qu'une corrélation positive et non significative à 5 ans pour les abondances de 150 mm.

## 3.5 Analyse des réponses du modèle

### 3.5.1 Types de pêche

Les coefficients du modèle  $\Delta$  permettent de comparer les probabilités de capturer une anguille à l'aide des différents protocoles de pêche. En prenant l'exponentielle du coefficient du tableau 3.2, il est possible de comparer les chances de capturer une anguille par les différentes méthodes. Ainsi, en terme de ratio de chances, une pêche complète anguille *coa* présente 30.3, 52.4, 90.8 et 195.2 % de chances en plus de capturer une anguille qu'une pêche électrique par indice d'abondance *iaa*, grand milieu *gm*, complète *com* ou en berges *ber* respectivement, les autres conditions (distance mer ...) étant fixées (Tableau 3.3).

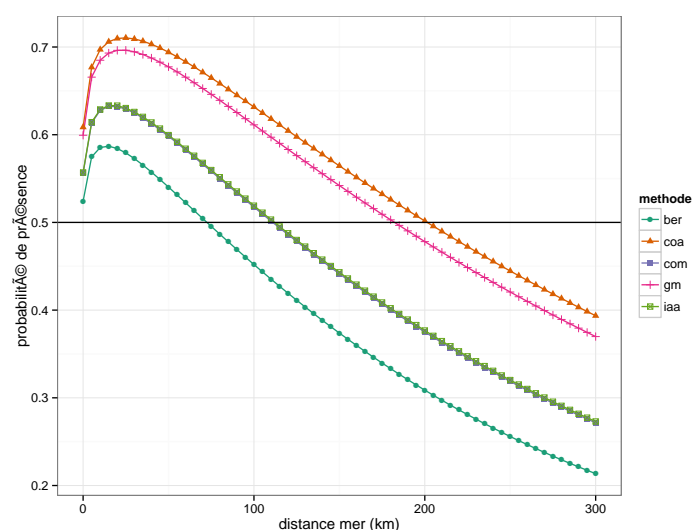


FIGURE 3.20 – Probabilité de capture d'au moins une anguille sur la station de pêche, comparaison des réponses attendues pour différentes méthodes de pêche. Les réponses sont prédites pour des nombres de points de 30 *iaa*, 70 *gm*, pour une surface de 600 m<sup>2</sup> *com* et un linéaire de pêche en rive de 100m. Compte tenu de ce choix, les réponses des pêches complètes et des indices d'abondances sont superposées.

Cette relation peut être illustrée en Figure 3.20. La probabilité présentée est la moyenne des probabilités de captures des anguilles de différentes classes de taille. Les probabilités de captures tombent en dessous de 0.5 (moins d'une chance sur deux de capturer au moins une anguille lors de l'opération) à des distances croissantes de la mer pour dans l'ordre :

- les pêches en berges (75 km),
- les pêches complètes (110km),
- les indices d'abondance anguille (110 km),
- les pêches grands milieux (190 km)
- les pêches complètes anguilles (200 km).

Pour le modèle  $\Gamma$ , il faut garder à l'esprit que les densités simulées ne correspondent qu'aux pêches où les anguilles sont présentes. Pour comparer les captures d'anguilles des différentes méthodes, les prédictions utilisent les hypothèses suivantes : 30 points pour les indices d'abondance anguilles, 75 points pour les pêches grands milieu (EPA,

pêche grand milieu, pêche par ambiance...), les surfaces sont supposées de 600 m<sup>2</sup> pour les pêches complètes et les pêches complètes anguilles. Pour les pêches en berge on fait l'hypothèse que la pêche est effectuée sur deux rives de 100m. Les prédictions supposent par ailleurs une température égale à la moyenne des températures des segments du RHT, une largeur de cours d'eau de 10 m et que l'UGA de prédiction est la Bretagne. Sur le jeu de données, les densités (relativement à la pêche grand milieu) sont résumées au tableau 3.3.

Tableau 3.3 – Coefficients relatifs des densités pour les modèle  $\Gamma$  et  $\Delta$ , le coefficient pour le modèle gamma correspond au ratio des densités entre les types de pêche

Protocole	Coefficient	Ratio de chances
	$\Gamma$	$\Delta$
Grands milieux <i>gm</i>	0.60	1.25
Berges <i>ber</i>	0.76	0.97
Complète <i>com</i>	1.00	1.00
Indice d'abondance <i>ia</i>	1.03	1.46
Complète anguilles <i>coa</i>	3.63	1.91

Les résultats diffèrent donc des précédents, les pêches grand milieu ont une forte probabilité de capturer au moins une anguille, mais les densités calculées à partir de la surface d'action d'une électrode (12.5 m<sup>2</sup>) seront toujours très faibles. Le modèle  $\Gamma$  compense donc l'effet du modèle  $\Delta$ . Par contre, les pêches complètes anguilles sont dans les deux modèles les pêches permettant d'obtenir les meilleurs résultats pour l'anguille. Les coefficients du modèle pour la pêche en indice d'abondance anguille ne diffèrent pas d'une pêche complète ( $p=0.63$ ).

Pour les pêches grand milieu et EPA anguilles, la principale donnée issue du suivi correspond au nombre moyen d'anguilles par point. Cette donnée peut être comparée à la densité obtenue lors d'une pêche complète. Le calcul est effectué en considérant qu'au moins une anguille a été capturée sur la station de pêche, car le modèle Gamma a été calé sur des données d'abondance positives. Dans ce cas il faut multiplier par un coefficient  $\Psi_{iaa \rightarrow com} = 12.02$  pour obtenir la relation  $d_{com} = \Psi_{iaa \rightarrow com} \overline{N}_{iaa}$  où  $\overline{N}_{iaa}$  est la valeur moyenne du nombre d'anguille par point d'une pêche indice d'abondance, et  $d_{com}$  la densité qui aurait été obtenue par une pêche complète.

Le coefficient reliant les indices d'abondances  $\overline{N}_{iaa}$  et les densités obtenues pour les pêches complètes anguille  $d_{coa}$  s'écrit de la même manière  $\Psi_{iaa \rightarrow coa} = 43.64$ .

Enfin la même relation peut être établie entre pêche complète et le nombre moyen d'anguilles par point pour les pêches grand milieu  $\overline{N}_{gm} \Psi_{gm \rightarrow com} = 20.83$ .

### 3.5.2 Accessibilité

Le meilleur ajustement est obtenu en utilisant une difficulté d'accès  $A$  calculée comme la combinaison du cumul de la hauteur des ouvrages à la puissance 1.5 ( $\lambda=1.5$ ) et de la distance mer (Formule 2.4, Figure 3.1d, Figure 3.1e). Le même modèle calibré

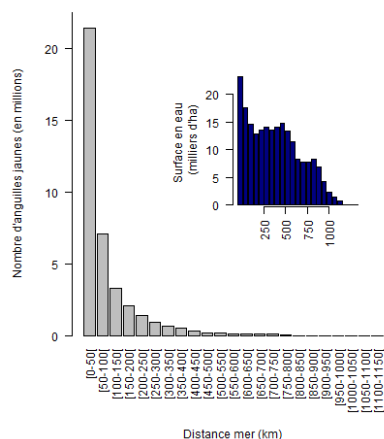
avec des valeurs de  $\lambda$  différentes est moins performant particulièrement pour la valeur de 2 qui conduit à fortement augmenter l'AIC du modèle. La hauteur transformée ( $\Sigma h'_i(\lambda = 1.5)$ ) (Figure 3.1d) est plus pénalisante en terme de difficulté d'accès que la hauteur corrigée ( $\Sigma h'_i(\lambda = 1)$ ) (Figure 3.1b) car elle donne plus de poids aux grands ouvrages. En terme d'impact relatif, des ouvrages de 2, 5 et 10 m auront des impacts 3, 11 et 31 fois plus importants qu'un ouvrage de 1 m.

Du fait de l'utilisation de cette transformation, la Vendée, certains côtiers bretons, et l'ensemble des cours d'eaux méditerranéens voient leur transparence migratoire rapidement diminuer. L'absence d'aménagement de la Loire dans sa partie aval est particulièrement visible sur la carte du cumul des hauteurs transformées (3.1b). La difficulté d'accès synthétise les informations provenant de l'impact des ouvrages et de la distance mer. Le poids relatif des ouvrages par rapport à la distance mer, tel que sélectionné dans la procédure d'ajustement, est faible, avec un coefficient  $\beta$  de 1.7 (Formule 2.5). En arrondissant, cela signifie qu'un ouvrage de 1 m se traduira par une perte de densité équivalente à la progression vers l'amont de 2 km, ou qu'un ouvrage de 2 m correspond à une perte de 5 km de rivière.

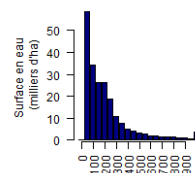
Les anguilles sont principalement présentes à moins de 100 km de la mer (70.3 des effectifs estimés %), et quasiment absentes au delà de 500 km (seulement 2.5 % des effectifs estimés). Ce résultat est vrai pour l'ensemble des classes de taille (Figure 3.22). Les ouvrages ont un effet plus faible qu'escompté sur la transparence migratoire avec seulement 66.2 % de la population en dessous d'un cumul de 20 m de hauteurs mais tout de même moins de 3.5% au dessus de 50 m. Les anguilles sont également majoritairement présentes dans les zones de plaine avec 90.8% de la population en aval de 100 m d'altitude (Figure 3.21).

### 3.5.3 UGA

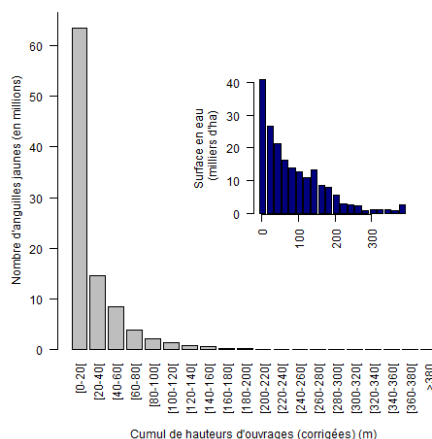
La production d'anguilles argentées du territoire français est regroupée à 60% sur les UGA Garonne (20.4%), Loire (19.7%) et Seine Normandie (19.2%). La Bretagne (12.7%) et la Corse (3%), compensent une surface en eau plus faible par les fortes densités résultant de la facilité d'accès des cours d'eaux (Figure 3.23). L'UGA Adour (5.7%) présente une contribution faible au stock total, mais la productivité des lacs médocains n'est pas intégrée dans le modèle. L'UGA Artois picardie ne produit que (3.8%) de la production d'anguilles Française. Les UGA du Rhin et de la Meuse ont une contribution très faible, probablement surestimée dans le cas de la Meuse (0.7%) car cette dernière a été calée en même temps que le Rhin, où les densités ne sont pas nulles (Figure 3.23).



(a) Distance mer



(b) Altitude



(c) Cumul de hauteurs

FIGURE 3.21 – Distribution des abondances prédites d'anguilles jaunes en 2012, sur le jeu de données du RHT. Les résultats sont classés en fonction des variables du modèle, rangées en classes discrètes et ordonnées. En bleu foncé en onglet, la distribution des surfaces en eau calculées sur le réseau RHT.



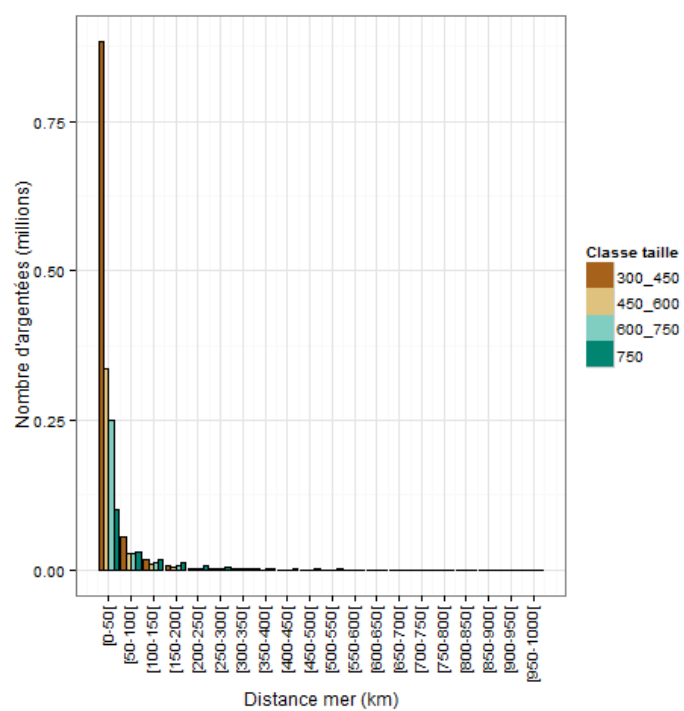


FIGURE 3.22 – Distribution nombre d'argentées prédits en 2012, sur le jeu de données du RHT. Les résultats sont classés en fonction des classes de distance mer en ordonnée pour les quatre classes de taille.

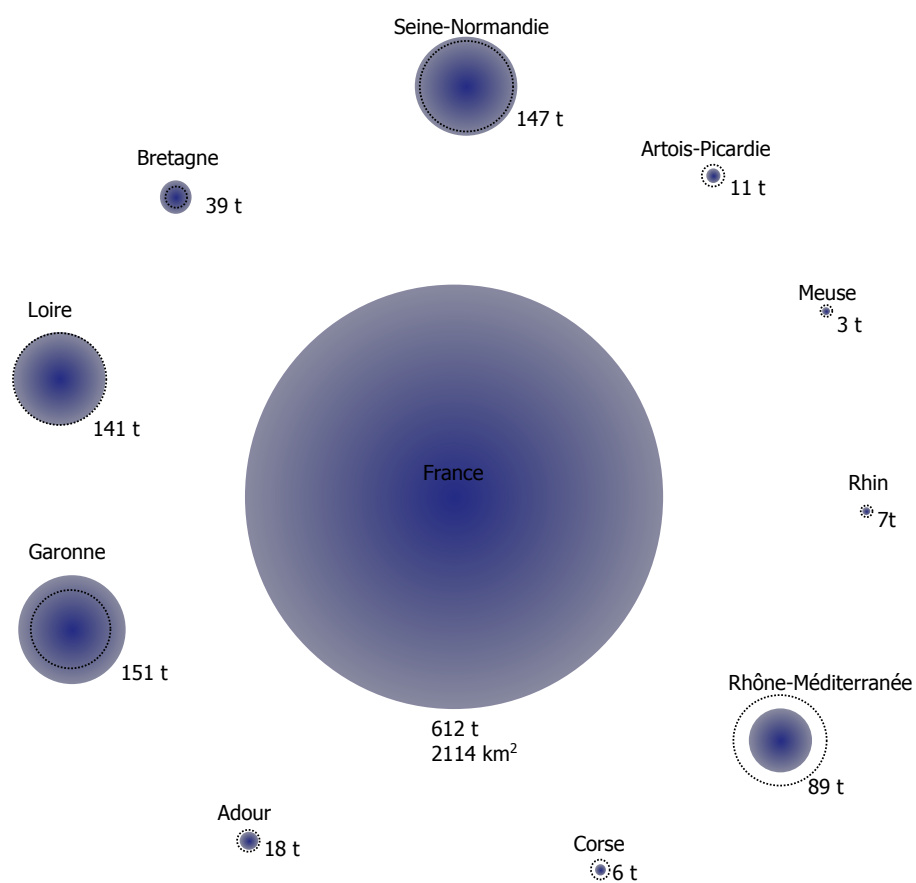


FIGURE 3.23 – Production d’anguilles argentées, en biomasse, à l’échelle de la France, en 2012, et sa répartition par UGA. La taille des cercles pleins est relative à la biomasse, la taille des cercles en pointillés noirs à la surface en eau estimée à partir du RHT. Les UGA dont le cercle est à l’intérieur du cercle bleu ont une productivité plus faible que la moyenne.

### 3.6 Taux d'argenture

Les taux d'argenture calculés par Beaulaton *et al.*, en prep sont résumés aux figures 3.24. La combinaison des taux d'argenture et du modèle de production donne le sexe-ratio calculé comme la proportion d'anguilles argentées de la classe 300-450 mm sur l'ensemble des argentées, en faisant l'hypothèse que toutes les anguilles de moins de 450 mm sont des mâles (Figure 3.25). La proportion de petites femelles des cours d'eau est calculée comme le rapport entre le nombre d'anguilles de la classe 450-600 mm sur l'ensemble des anguilles >450 mm (Figure 3.26). Les sexes ratios majoritairement mâles (en bleu) sont confinés à une bande côtière, et cette zone produira également majoritairement (>90%) de petites femelles. La grande majorité du territoire de répartition de l'anguille va produire entre 50 et 75 % de femelles. Dans les zones de très faibles densités, le modèle prédit moins de 10% de mâles.

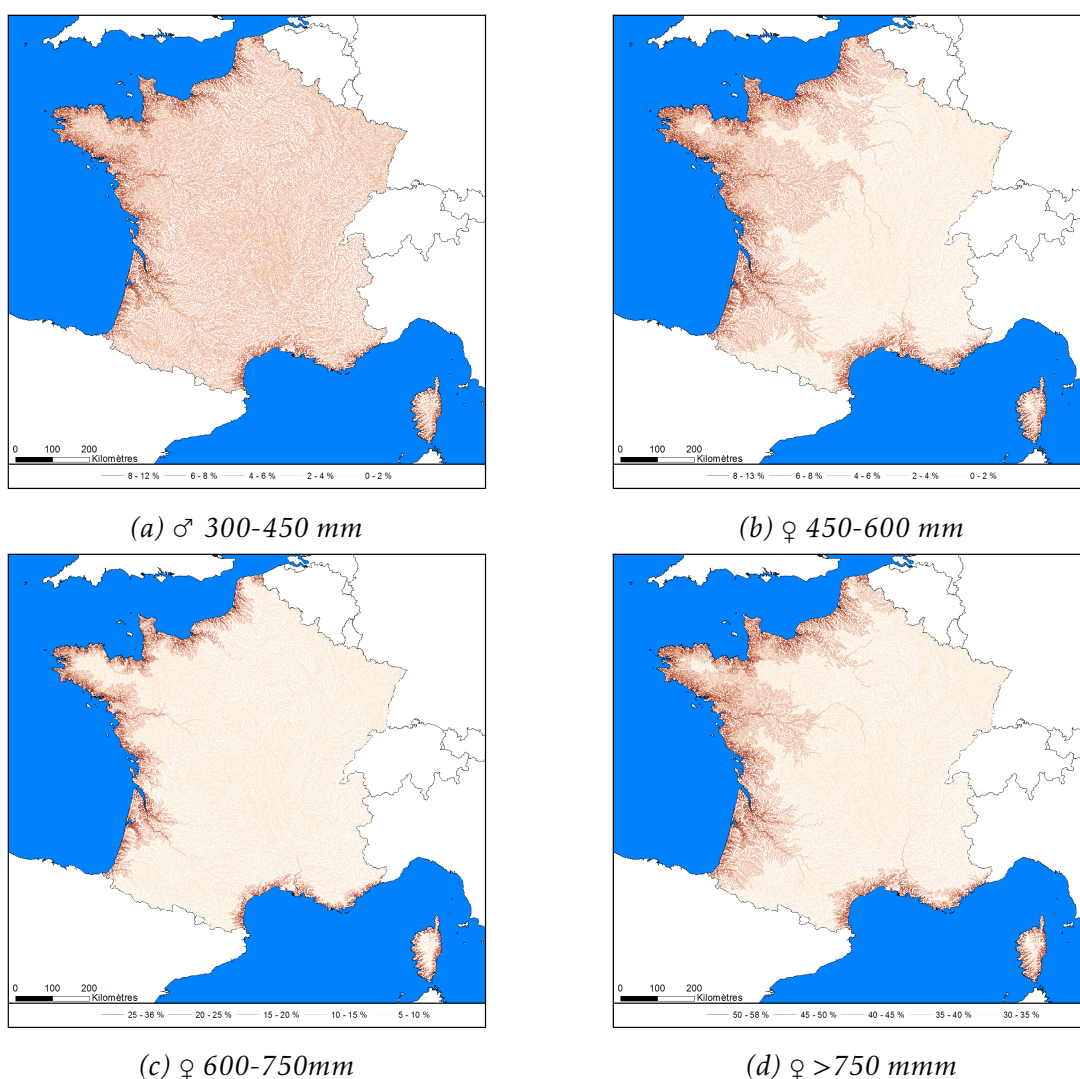


FIGURE 3.24 – Pourcentage d'argenture des anguilles (II) de taille 300-450 mm (mâle), 450-600 mm (petites femelles), 600-750 (grandes femelles),  $\geq 750$  mm (très grandes femelles), attention les pourcentages des différentes classes ne sont pas sur la même échelle, source (Beaulaton *et al.*, en prep.).

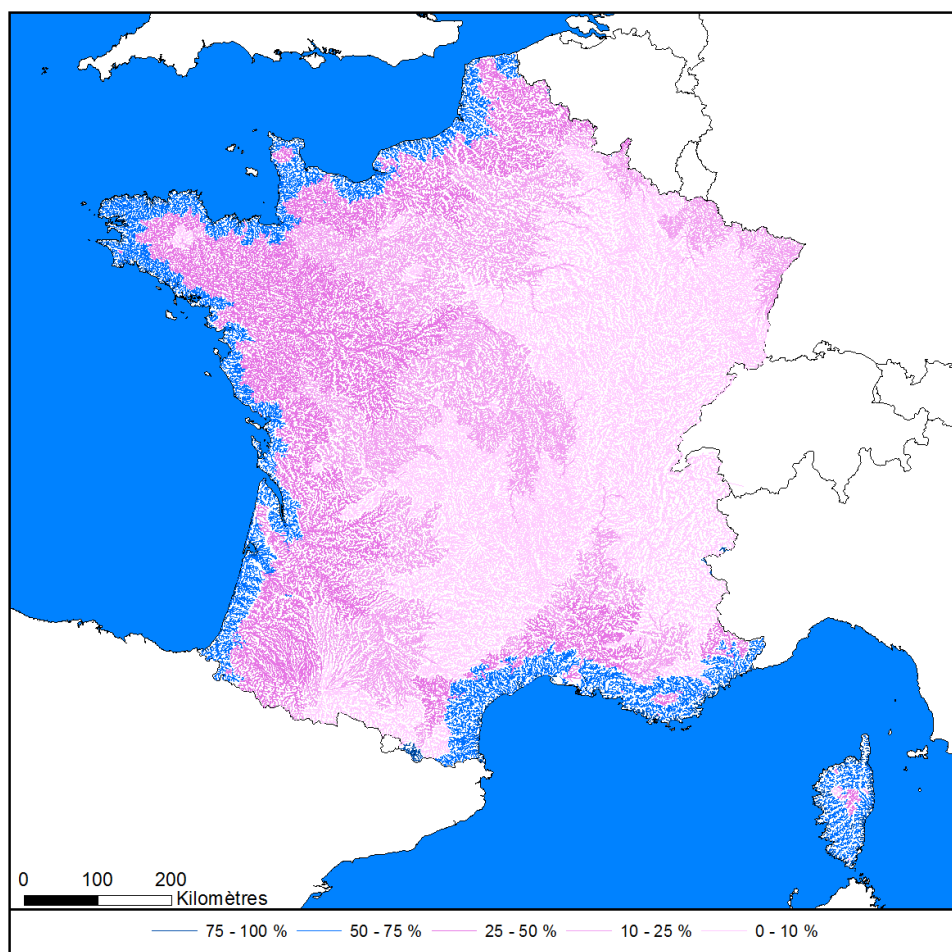


FIGURE 3.25 – sexe-ratio des anguilles argentées prédits par segment hydrographique en France d'après le modèle d'argentine *Beaulaton et al. (en prep.)*.

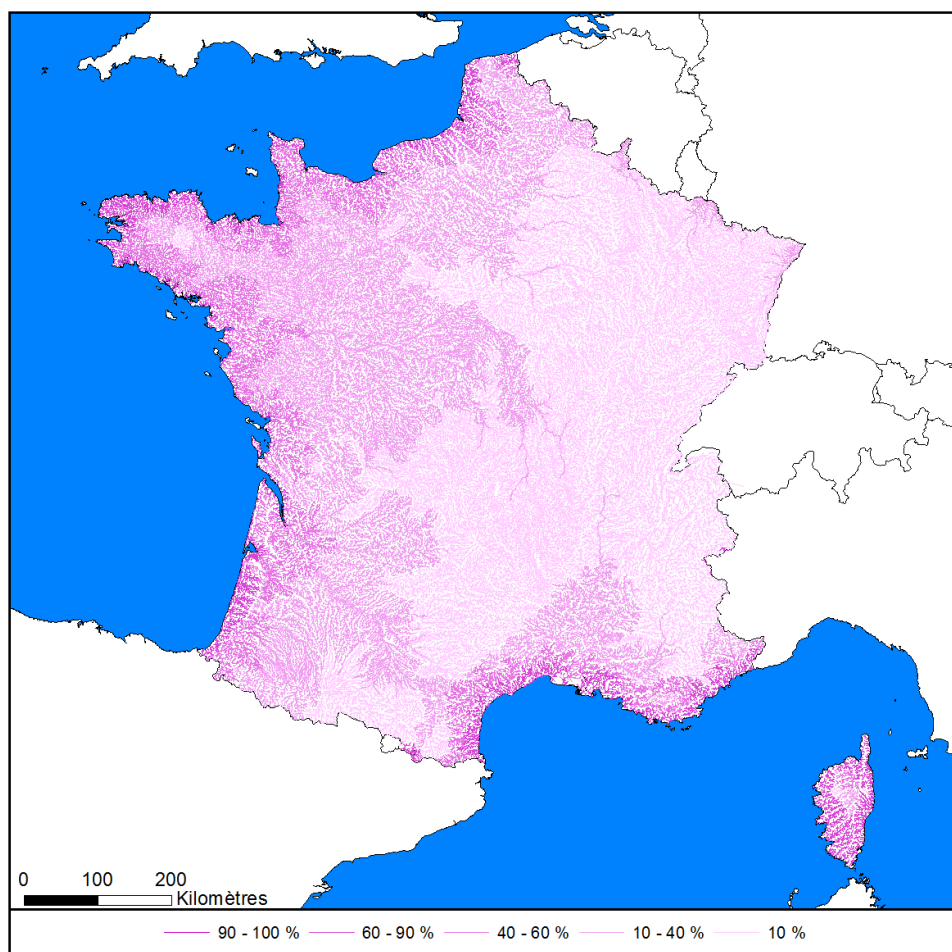


FIGURE 3.26 – Proportion de femelles de petite taille <600 mmm prédites par segment hydrographique en France par le modèle de Beaulaton et al. (en prep.).

### 3.7 Nombre d'argentées

Le nombre d'argentées produites en France laisse bien sûr apparaître des effectifs conséquents dans les plus grands cours d'eaux (Figure 3.27). Le modèle est basé sur le RHT garde des largeurs théoriques pour les surfaces de fleuve lorsque ceux ci traversent des plans d'eau. Les surfaces de lacs, de canaux et de marais qui contribuent pour une large part aux surfaces en eau de la France ne sont pas prises en compte.

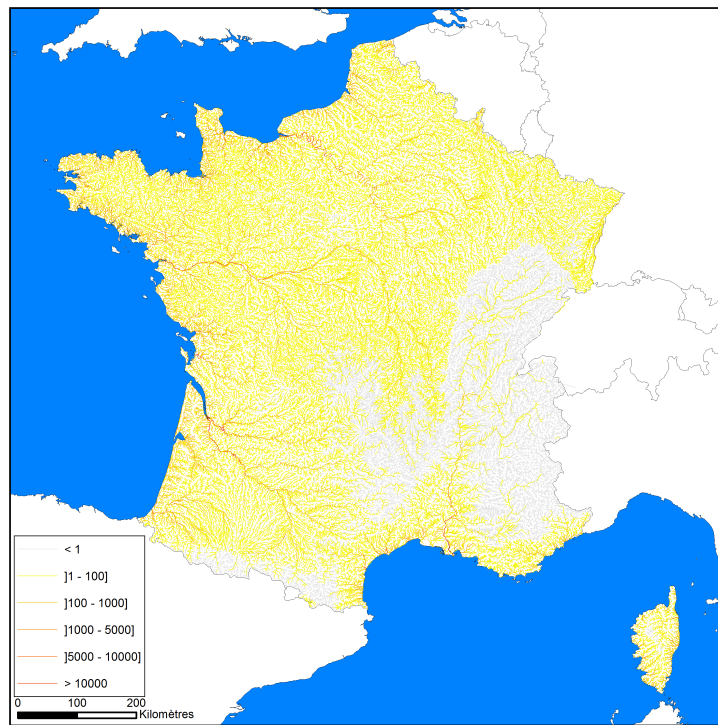
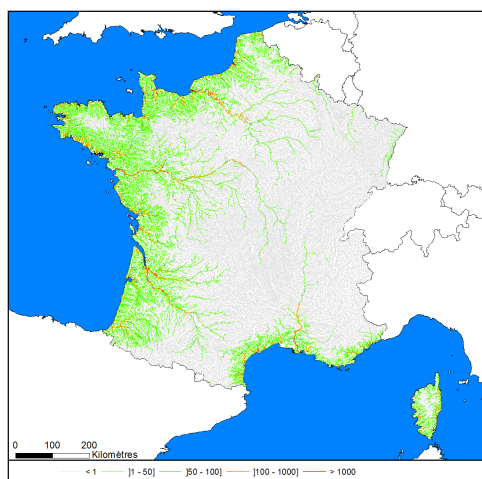
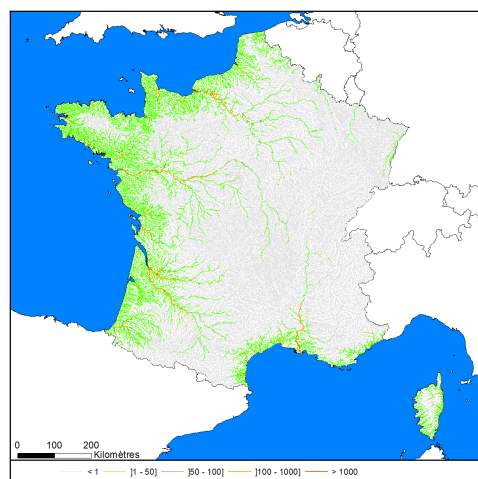


FIGURE 3.27 – Nombre d'anguilles argentées  $N_s$  produites par segment hydrographique en France.

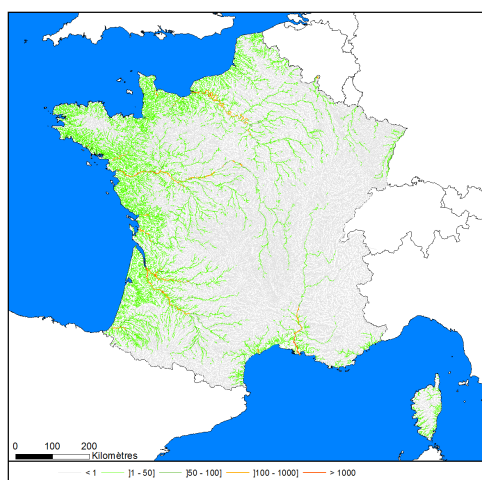
Les résultats des productions par classe de taille sont illustrés en (Figure 3.28). Les productions des différents segments dépendent du découpage, qui engendre des tronçons de longueur différentes.



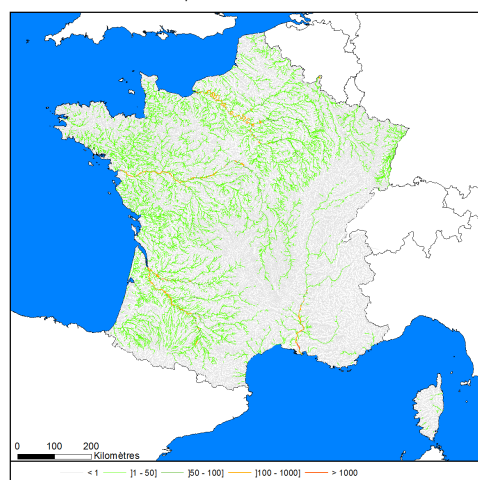
(a) ♂ 300-450 mm



(b) ♀ 450-600 mm



(c) ♀ 600-750mm



(d) ♀ >750 mmm

FIGURE 3.28 – Nombre d'anguilles argentées *Ns* produites pour les classes de taille 300-450 mm (mâle), 450-600 mm (petites femelles), 600-750 (grandes femelles),  $\geq 750$ mm (très grandes femelles)



### 3.8 Synthèse des résultats par UGA

Les surfaces en eaux prédites sur le RHT sont rapportées au Tableau 3.4. Les den-

Tableau 3.4 – Surfaces en eau des UGA Françaises en  $\text{km}^2$ .

UGA	Surface
Adour	85.03
Artois-Picardie	46.46
Bretagne	83.37
Corse	14.80
Garonne	402.17
Loire	474.57
Meuse	42.30
Rhin	86.52
Rhône-Méditerranée	532.08
Seine-Normandie	347.07
France	2114.37

sités d'anguilles jaunes correspondent aux moyennes des densités prédites dans les segments hydrographiques (Tableau 3.5). Le nombre d'anguilles jaunes (Formule 2.6)

Tableau 3.5 – Densités moyennes en anguilles jaunes par UGA prédites sur le réseau du RHT, en  $\text{anguilles} \cdot 100\text{m}^{-2}$ .

UGA	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Adour	2.38	2.65	2.66	2.50	2.47	2.33
Artois-Picardie	2.67	2.98	2.98	2.79	2.75	2.59
Bretagne	5.55	6.17	6.25	5.95	5.85	5.66
Corse	7.45	8.30	8.63	8.28	8.12	8.01
Garonne	1.54	1.71	1.68	1.59	1.56	1.49
Loire	1.08	1.19	1.15	1.08	1.06	1.00
Meuse	0.14	0.15	0.13	0.13	0.12	0.11
Rhin	0.13	0.14	0.11	0.10	0.10	0.09
Rhône-Méditerranée	0.94	1.05	1.07	1.01	0.99	0.95
Seine-Normandie	1.65	1.83	1.81	1.72	1.68	1.61
France	1.62	1.81	1.80	1.70	1.67	1.60

produites en France est calculé au Tableau 3.6. Les effectifs d'anguilles argentées sont déduits des effectifs précédents et du taux d'argenture  $\Pi_{\tau,i}$  (Formule 2.7). Les biomasses (Formule 2.8) sont calculées en prenant comme référence les poids de 103, 291, 593 et 1298g pour les quatre classes d'argentées (Beaulaton et al., en prep.). La fécondité (Formule III) a été calculée à partir des centres de classes :  $l_i$  528, 671, et 842 mm pour trois classes de taille femelle (Beaulaton et al., en prep.).



Tableau 3.6 – Nombre d'anguilles jaunes (en millions) prédit par le modèle EDA sur le réseau du RHT.

UGA	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Adour	2.3391	2.6236	2.5725	2.3777	2.3565	2.1491
Artois-Picardie	1.4241	1.5904	1.5775	1.4740	1.4562	1.3596
Bretagne	5.0004	5.5643	5.6084	5.3041	5.2215	5.0018
Corse	1.1049	1.2322	1.2733	1.2158	1.1938	1.1674
Garonne	9.1966	10.2850	9.7651	9.0243	8.9200	8.0499
Loire	8.7926	9.8396	9.2216	8.5048	8.4007	7.5149
Meuse	0.1137	0.1250	0.1036	0.0969	0.0942	0.0826
Rhin	0.1684	0.1839	0.1474	0.1397	0.1350	0.1193
Rhône-Méditerranée	6.5385	7.3950	7.0536	6.4868	6.4138	5.7040
Seine-Normandie	8.4313	9.3986	8.9381	8.3371	8.2125	7.5344
France	43.1097	48.2377	46.2610	42.9612	42.4044	38.6832

Tableau 3.7 – Nombre d'anguilles argentées prédit par le modèle EDA sur le réseau du RHT.

UGA	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Adour	88 106	96 491	80 351	77 832	71 700	69 795
Artois-Picardie	55 592	61 095	50 735	49 193	45 369	43 680
Bretagne	208 777	228 583	191 505	185 370	170 215	166 844
Corse	44 568	49 284	41 939	40 633	37 078	36 171
Garonne	531 289	579 163	474 045	465 676	427 275	421 263
Loire	479 187	522 846	425 177	419 591	385 044	377 550
Meuse	6 038	6 618	4 692	5 140	4 669	4 332
Rhin	10 548	11 559	7 846	8 975	8 070	7 459
Rhône-Méditerranée	405 776	444 498	369 952	361 044	330 728	325 039
Seine-Normandie	476 585	520 112	421 752	419 186	383 384	376 614
France	2 306 466	2 520 249	2 067 995	2 032 639	1 863 533	1 828 747

Tableau 3.8 – Biomasses d'anguilles argentées (en tonnes) prédites par le modèle EDA sur le réseau du RHT.

UGA	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Adour	24	26	20	20	19	18
Artois-Picardie	15	16	12	13	12	11
Bretagne	52	57	44	44	41	39
Corse	8	8	7	7	6	6
Garonne	201	218	162	172	156	151
Loire	189	206	150	162	147	141
Meuse	5	5	3	4	4	3
Rhin	10	10	6	8	7	7
Rhône-Méditerranée	119	129	98	101	93	90
Seine-Normandie	196	213	155	170	153	147
France	819	889	657	699	635	613

### 3.9 Comparaison à des productions connues

Un réseau de rivières index a été mis en place dans le cadre du plan de gestion de l'anguille en France. Ces rivières renseignent en particulier sur la productivité en anguilles argentées des bassins de différentes tailles réparties sur la façade Atlantique et la Manche. A ces suivis s'ajoutent des estimations de stock au niveau des pêcheries d'anguilles argentées sur la Loire et dans les lagunes méditerranéennes<sup>2</sup>. La production d'anguilles argentées estimée par EDA ( $\widehat{N}_{s_{BV,t_a}}$ ) au point kilométrique de la station de contrôle est calculée en faisant la somme des productions estimées sur le tronçon de la station et sur ceux situés en amont. Cette estimation est effectuée pour une année donnée  $t_a$  qui correspond à l'estimation d'octobre d'EDA (modèle d'argenterie), pour une dévalaison sur l'hiver  $t_a - t_{a+1}$

$$\widehat{N}_{s_{BV,t_a}} = \sum_{i \in BV, t=t_a} N_{s_{i,t}}$$

La production d'anguille de la rivière atelier peut provenir de l'application de différentes méthodes :

- Dans certains cas, le piègeage n'a pas été corrigé par l'application d'une méthode d'estimation de stock, le nombre correspond donc au nombre d'anguilles capturées  $N_{s_{BV,t}}$  (■). Ce nombre peut être inférieur à la production réelle du bassin si il y a des échappements au dispositif de piègeage, ce qui est toujours le cas dans des proportions plus ou moins grandes.
- Dans d'autres cas, il existe une estimation de stock, par exemple à partir de méthodes de types marquage-recapture, cette dernière est alors utilisée  $\widehat{N}_{s_{BV,t}}$  (▲).
- Enfin pour certaines situations, le réseau du RHT n'est pas adapté pour prendre en compte l'ensemble de la surface de production du bassin, car la surface de retenues (Frémur) ou de lacs (Soustons) en amont de la station est importante. Dans ce cas, une estimation corrigée de la production estimée par EDA est effectuée (●)

$$\widehat{N}_{s_{BV,t}} \frac{S_{obs}}{S_{rht}}$$

La figure 3.29 et le tableau 3.9 permettent d'évaluer l'ajustement du modèle EDA, dont l'ordre de grandeur est en général bon. Une analyse en détail des résultats obtenus sur chaque bassin donne des éléments supplémentaires pour se faire une idée des biais du modèle et de la qualité générale de l'estimation.

- Sur la Somme les effectifs d'anguilles argentées comptées dans le piège d'Eclusier Vaux ( $N_{s_{Somme,2014}}=314$ ) sont proches des estimations d'EDA ( $\widehat{N}_{s_{Somme,2012}}=391$ ). Les anguilles sont toutes de grandes femelles avec 96 % de la population dans la classe de taille  $>750$  mm (Noël et Pawar, 2013, Pawar, données non publiées) alors qu'EDA prévoit 68 % de femelles. La dévalaison de l'anguille sur la Somme correspond à des civelles lâchées dans les étangs privés de l'amont de la Somme. Ces conditions sont très particulières et probablement mal reflétées par le modèle. Les effectifs mesurés dans le piège ne constituent qu'une fraction de la dévalaison.

---

2. hors périmètre EDA

- Sur le Frémur les dévalaisons sont suivies depuis 1997. Les estimations par EDA du sexe de la structure en taille et des abondances sont détaillées au tableau 3.9 (Charrier et al., 2013). Les estimations non corrigées de la surface en eau sont en dessous du nombre observé mais les surfaces en eau qui ne prennent pas en compte les retenues sont sous estimées, 7.9 ha contre 59.5 ha (Acou com. pers.). Les estimations corrigées restent en dessous des productions estimées. Cette différence est d'autant plus importante que Acou et al. (2009) donnent des estimations de la surface productive réelle en anguille - en négligeant le centre des retenues en eau jugées non productives - à 7.4 ha. Cette différence met en lumière un des biais d'EDA 2.2 : la non prise en compte de la présence de passes à anguilles dans le calcul de l'impact des barrages. Les barrages de Bois Joli (14 m) et Pont es Omnès (4m) ont un effet très important dans le modèle avec une diminution de stock équivalente à une progression vers l'amont de 102 km.

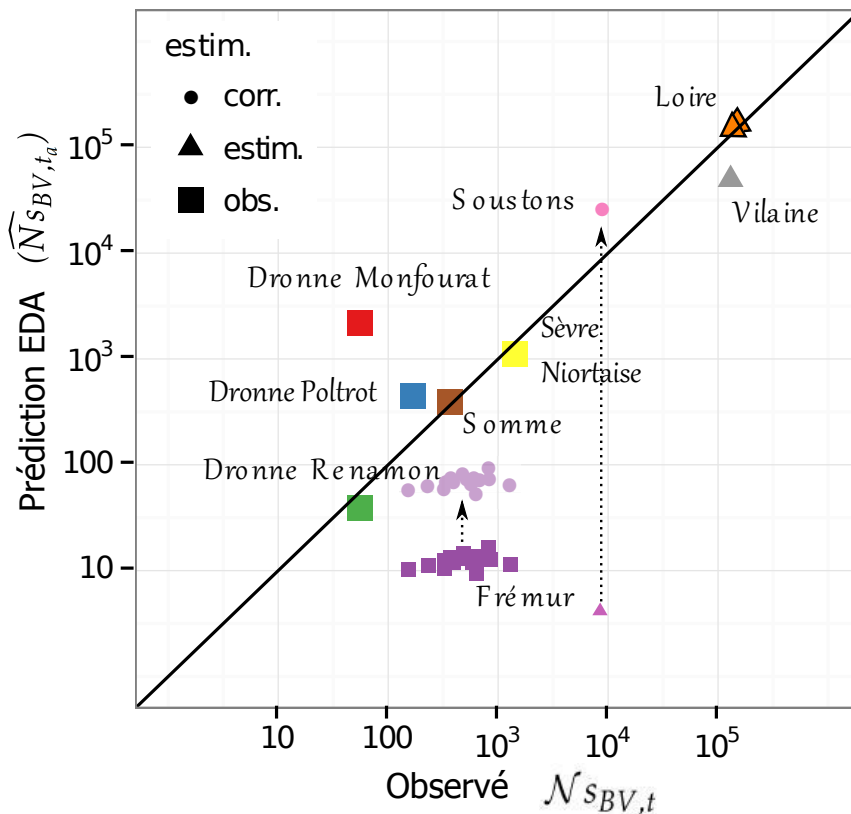


FIGURE 3.29 – Comparaison des productions estimées par EDA ( $\widehat{N}_{sBV,t_a}$ ) et des productions des bassins versants des rivières index et des pêcheries d'argentees  $N_{sBV,t}$ . Trois cas sont considérés, (■) la production correspond au comptage direct des anguilles sur la rivière (elle est donc sous estimée et le point doit théoriquement se déplacer vers la droite), (▲) estimation de la production totale annuelle, (•) l'estimation est corrigée car les surfaces en eau des lacs et des étangs, très importantes sur ce bassin, ne sont pas pris en compte dans le RHT.

- Sur la Vilaine la production est extrapolée à partir d'une mesure par un radar multi-faisceaux positionné sur une des vannes du barrage estuarien (Briand et al., 2014a). La production de 2012-2013 a été revue à la hausse en 2013-2014 à partir d'informations collectées sur la répartition des anguilles dans la colonne d'eau

(?). Les effectifs pour 2012 sont estimés à  $\mathcal{N}_{s_{vilaine},2012}=130\,000$  anguilles sur la saison. Des hypothèses différentes sur la répartition verticale des anguilles au droit de la vanne conduisent à encadrer les estimations entre 56 000 et 140 000 anguilles. L'estimation fournie par EDA 2.2 ( $\widehat{N}_{s_{vilaine},2012}=49\,622$ ) est en dessous de la valeur basse estimée pour la Vilaine. La migration de 2013-2014 est estimée à  $\mathcal{N}_{s_{vilaine},2013}=110\,000$ .

- Sur la Loire l'utilisation de marquages recaptures permet de donner une estimation de la production d'anguille au niveau des pêcheries situées entre Saint Mathurin sur Loire (à l'est d'Angers) et Ancenis. La référence pour l'estimation de 2012 est la pêcherie de Varrades (Acou pers. com.). Pour l'année 2012, le stock est estimé à  $\mathcal{N}_{s_{Loire},2012}=137\,000$  et  $\mathcal{N}_{s_{Loire},2009}=150\,000$  alors que les estimations d'EDA sont de  $\widehat{N}_{s_{Loire},2012}=151\,739$  et  $\widehat{N}_{s_{Loire},2009}=169\,666$ . Dans le cas de la Loire, EDA donne des résultats supérieurs aux estimations de stock par marquage recapture. Le sexe-ratio (% ♂) des anguilles en dévalaison sur l'ensemble des captures est de 0.2% et 6.9% pour les saisons 2003-04 et 2004-05 (Acou et al., 2010). L'examen des tendances amont-aval montre qu'il était grossièrement de 10 % au niveau de Varrades (Letourmy, 2011). Le pourcentage de mâles est surestimé par EDA qui donne un sexe-ratio de 34% en 2012.
- Sèvre Niortaise le nombre d'anguilles capturées dans le piège du moulin de Begrolles est de  $\widehat{N}_{s_{SN},2014}=1\,411$ , l'estimation de EDA deux années auparavant est de  $\widehat{N}_{s_{SN},2012}=1\,110$ . Le moulin de Begrolles est un moulin avec un très long déversoir de décharge, qui guide efficacement les anguilles vers le piège. Il peut être considéré comme efficace. La structure en taille des anguilles montre une très faible proportion de mâles, de nouveau les sexe-ratios d'EDA (36% de ♂) surestiment la proportion de mâles.
- Sur la Dronne il n'y a pas d'estimation de stock produites. Les expérimentations ont commencé en 2011-2012 (Verdeyroux et al., 2013) mais les pièges étant plus efficaces en 2012-2013 (Verdeyroux et al., 2014), seule cette année a été utilisée pour la comparaison. Les effectifs sont de  $\widehat{N}_{s_{Dronne},2012}=(56,168,34)$  d'amont en aval, les estimations d'EDA sont de  $\widehat{N}_{s_{Dronne},2012}=(39,444,2\,177)$ . Les estimations de capture au niveau de la station la plus aval sont clairement sous-estimées car une très grande part du flux passe sur le déversoir qui est situé dans l'axe de la rivière lors des crues. Les sexes ratio d'amont en aval sont de (0,0,3) contre une estimation de (0,27,37). De nouveau la présence des mâles semble surévaluée par le modèle.
- Sur le courant de Soustons, la dévalaison est suivie depuis la saison 2011-2012. La correction du nombre de nuits non suivis et l'application d'un taux d'efficacité estimé du dispositif de piégeage, donne un effectif migrant estimé de  $\widehat{N}_{s_{Soustons},2012}=8\,700$  anguilles argentées (13.9 individus par ha de surface en eau), et  $\mathcal{N}_{s_{Soustons},2013}=15\,900$  géniteurs (24.4 ind./ha) (Dartau, 2013). Les effectifs prédits par EDA sont de  $\widehat{N}_{s_{Soustons},2012}=6$  individus seulement. Cependant, pour le courant de Soustons la surface en eau considérée est de 0.16 ha contre 625 ha en réalité. La productivité en kg/ha 38.2 reste supérieure aux productivités mesurées sur le système. L'analyse des données du courant de Soustons met en évidence le principal biais d'EDA : l'absence de prise en compte des lacs, des marais côtiers des retenues et du chevelu. Le sexe-ratio mesuré sur Soustons en 2012-2013 est de 44.8(% ♂). Le sexe-ratio prédit par le modèle est de 82(% ♂)

Tableau 3.9 – Productions observées par le modèle EDA  $\widehat{N}s$  et observées sur site  $Ns$ . Les effectifs sont soit estimés (▲), soit comptés (■), soit corrigés de la surface en eau . Dans ce cas l'estimation originale d'EDA est donnée dans le tableau (†). Les pourcentages d'effectifs prédits par EDA pour chacune des classes 30-45cm, 45-60 cm, 60-75 cm et >75 cm sont indiquées dans le tableau. Le sexe-ratio en faveur des mâles peut se lire dans la colonne 30-45cm. Les références aux rapports sont données dans le texte.

Rivière Index			EDA2.2				
Rivière	Année	$\mathcal{N}s$	$\hat{N}s$	$\sigma$	$\varphi$		
				30-45	45-60	60-75	75+
Somme ■	2012	364	391	32	17	23	28
Frémur ■ ●	1997	828	102(+14)	39	20	21	20
	1998	676	99 (+13)	43	19	18	20
	1999	1271	85 (+12)	36	18	22	24
	2000	815	115 (+17)	44	17	19	20
	2001	392	101 (+13)	47	18	21	14
	2002	372	100 (+14)	47	17	16	21
	2003	571	92 (+12)	43	17	21	19
	2004	333	92 (+13)	45	17	21	17
	2005	565	96 (+12)	33	17	26	25
	2006	602	102 (+14)	29	17	22	32
	2007	515	92 (+14)	25	16	26	34
	2008	473	101 (+ 15)	27	14	25	33
	2009	320	82 (+11)	33	15	26	26
	2010	228	81 (+12)	29	14	21	35
	2011	152	74 (+11)	30	15	23	33
	2012	625	73 (+10)	28	15	23	33
Vilaine ▲	2012	67 314	49 622	53	24	17	6
Loire ▲	2009	150 000	169 666	34	21	23	22
	2012	137 000	151 739	34	21	23	22
Sèvre Niortaise ■	2012	1411	1 110	36	21	23	20
Dronne Monfourat ■	2012	34	2 177	37	22	22	20
Dronne Poltrot ■	2012	168	444	27	15	21	37
Dronne Renamon ■	2012	56	39	0	0	3	97
Soustons ▲ ●	2012	8 700	26 519 (+6)	82	15	3	0

---

# DISCUSSION

---

## 4.1 Tendances temporelles des échappements

Les production d'anguilles du territoire français continuent à diminuer en 2012 (Figure 3.17). Ce déclin des abondances d'anguilles a été déjà mis en évidence sur les données de la BDMAP (Jouanin et al., 2012; Poulet et al., 2011; Clavel et al., 2013) Si les abondances absolues fournies par le modèle doivent être considérées avec précaution, la tendance fournie par EDA est très certainement fiable pour les rivières Françaises. Elle montre que les mesures de gestion et l'augmentation du recrutement ne permettent pas d'observer une augmentation des échappements en anguilles argentées pour l'instant. Il y a cependant une tendance positive sur les anguilles de la plus petite classe de taille (Figure 3.16) pour 2012. L'augmentation des effectifs observée entre 1997 et 2003 est plus difficile à interpréter mais elle pourrait être cohérente avec l'augmentation des arrivées de civelles observée en Europe sur la série "Elsewhere Europe" entre 1991 et 1997 (Figure 3.19, en orange).

## 4.2 Recherche de biais sur les tendances temporelles

L'effet de l'année a été mesuré par une variable transformée en niveau de facteur dans les modèles  $\Delta$  et  $\Gamma$ . Cette transformation permet de mettre en évidence des coupures brutales dans les séries, qui doivent amener à rechercher si ce changement n'est pas le reflet d'un changement dans les données et les méthodes. L'utilisation de l'année comme facteur permet aussi de lever un des biais mis en évidence par EDA2.0, qui n'était pas capable de mesurer les variations fines d'une population simulée du fait de la limitation du nombre de degrés de liberté utilisés dans la fonction de lissage (Jouanin et al., 2012, p70). Au contraire une tendance régulière reflète probablement une tendance de fond dans la population.

L'examen du modèle  $\Gamma$  (Figure 3.8) ne montre pas de changement de ce type qui soit commun à l'ensemble des classes de tailles. Par contre il montre que les réponses ont une forte variabilité avant les années 1990 et ceci est probablement dû au plus faible nombre de pêches à cette période. Les tendances temporelles du modèle  $\Delta$  montrent par contre une baisse subite pour les trois premières classes taille après 2005 (Figure 3.4). L'importance de cette variation est à relativiser par l'examen de l'échelle du graphique, mais elle pourrait être le reflet du changement de la stratégie d'échantillonnage par l'ONEMA après 2005 avec l'introduction des EPA et pêches grand milieu. Elle pourrait également être la conséquence d'une attention accrue portée à l'anguille à cette période. A partir de 2013, un autre changement a pu intervenir avec l'externa-

lisation des pêches dans le cadre du Réseau de Contrôle et de surveillance. Ce changement n'apparaît pas dans les tendances globales du modèle  $\Delta\Gamma$  (Figure 3.16).

Un autre biais est probablement à mettre en avant avec l'examen des tendances des captures des petites anguillettes <150 mm. Les probabilités de capture de petites anguillettes <150 mm augmentent régulièrement jusque dans les années 2000. Cette augmentation pourrait être la conséquence d'un changement de maille sur les épui-settes ou d'une attention plus forte portée à l'anguille dans le courant de la décennie 1990. L'augmentation très forte des densités après 1998 correspond également à la prise en compte des pêches du RSA dans le réseau, avec les premières pêches sur le bassin de la Vilaine. Les autres pêches du RSA sont introduites après 2006 voire 2010.

La tendance temporelle des densités de jeunes anguilles est cependant conforme à ce qui observé sur le Frémur, dont les pêches électriques n'ont pas été utilisées pour la calibration d'EDA (Charrier et al., 2013, p54) et sur la Vilaine (Briand et al., 2014b, figure 7 p5, âges 0 et 1). Ces études montrent, au moins en Bretagne, des recrutements importants autour des années 2000 qui semblent être dus à des arrivées tardives importantes en 1996 et 1998.

Le décalage identique de 11 ans dans les corrélations entre les séries de recrutement et les séries d'abondances d'anguilles jaunes de 300-450 mm et 450 mm est logique puisque les séries d'anguilles de 300-450 mm et plus de 450 mm suivent les mêmes tendances. Il reste cependant difficile à interpréter, en théorie on aurait dû s'attendre à un décalage dans les tendances des deux séries, puisque le calage des tendances temporelles s'est fait indépendamment sur les différentes classes de taille. Une explication possible est que la variabilité de croissance est très forte chez les anguilles, et que les structures en taille de cohortes séparées se recoupent rapidement après 5 ans. Ainsi des épisodes de fort recrutement affecteront rapidement plusieurs classes de taille de manière relativement indistincte.

### 4.3 Type de pêches

Les méthodes appliquées en grand milieu utilisent une stratégie d'échantillonnage aléatoire qui permet de décrire les communautés piscicoles des rivières de grandes tailles mais qui est mal adaptées à la description des densités de poissons et aux estimations quantitatives (Tomanova et al., 2013). La stratégie d'échantillonnage des pêches par point assure une pêche de l'ensemble des milieux présents sur la station depuis la rive jusqu'au centre du fleuve. Le temps relativement court de pêche ne permet probablement pas d'avoir une très bonne efficacité comme le montre l'examen des densités relatives des pêches complètes, pêches en berges et pêche par point. Par contre, cette méthode permet probablement de détecter facilement la présence d'anguilles sur la station car la probabilité de présence d'une anguille sur une station de pêche électrique est relativement forte.

La prise en compte des pêches grand milieu et des pêches en berge, permet d'augmenter la taille du jeu de données, de 9 556 (Jouanin et al., 2012) à 24 541 opérations de pêches. Contrairement à ce que nous avons préalablement pensé, cette combinaison de différentes méthodes est efficace pour décrire les répartitions des anguilles à l'échelle de grands bassins (Goodwin et Angermeier, 2003). Elle présente en plus



l'avantage de lever une des principales incertitudes des modèles EDA 2.0 et 2.1 : l'estimation des abondances dans les milieux profonds. En effet l'utilisation des pêches complètes amenait à sous représenter les segments à grande distance des sources, c'est à dire les parties aval des fleuves ou les densités estimées étaient les plus fortes (Jouanin et al., 2012, Figure 54 p105). Le test d'EDA sur le réseau théorique généré par le modèle CREPE dans le cadre du programme POSE a mis en avant le risque possible d'une forte sur-estimation ou sous estimation des densités sur les zones aval. Nous pensons que compte tenu de la bonne couverture géographique des échantillonnages (Figure 2.3) ce biais est maintenant réduit. C'est cependant dans cette zone où les densités sont maximale qu'on observe encore les plus forts résidus du modèle.

Les densités mesurées lors de suivis standards et lors de suivis spécifiques anguilles peuvent différer d'un facteur 10 (Bark et al., 2006; Leprevost, 2007). Nous retrouvons des résultats similaires avec un ratio de 3.6 entre pêches complètes ciblées anguilles et les autres pêches. Nous avons choisi de prendre comme référence la pêche complète. Nous aurions également pu faire des prédictions en prenant comme référence les pêches spécifiques anguilles. Ce choix aurait conduit à des biomasses 4 fois plus fortes. Ces biomasses auraient alors dépassé largement les estimations des rivières de référence. En pratique, les pêches spécifiques anguilles augmentent surtout les densités de petites anguilles qui sont plus difficilement capturables par les méthodes classiques. Il serait donc nécessaire d'utiliser un effet croisé entre la taille et la méthode de pêche dans une prochaine calibration. Les pêches spécifiques anguilles ciblent également des milieux favorables aux petites anguillettes (faciès courants) où leur densité est forte.

Pêches complètes et pêches spécifiques anguilles ont des efficacités équivalentes (Paragraphe 2.3.2.4). Un résultat identique a été mis en avant par Baldwin et Aprahamian (2012) qui indiquent qu'il n'existe pas de différence d'efficacité de pêche entre différents types de suivi. Graynoth et al. (2011) montrent que les méthodes statistiques d'évaluation de stock par enlèvement (i.e. Carle et Strub) peuvent être biaisées lorsque elles ne sont pas basées sur des passages multiples, 3 à 5 passages. Le premier passage est un bon prédicteur de l'abondance totale de la station. Ce résultat est particulièrement vrai pour les petites anguilles ou les espèces ayant un comportement diurne d'enfouissement dans le substrat. Vis à vis des jeunes anguilles, les méthodes de pêche électrique classiques sous estimeront grandement les abondances. C'est probablement ce qui transparaît dans la tendance des abondances dans les captures de jeunes anguilles de 150 mm. Ce biais est important sur l'estimation de stock quand la biomasse d'argentée est prédite sur la base des abondances de l'ensemble des classes de taille présentes sur la station et qu'on utilise un facteur global pour convertir ces densités en densités d'anguilles argentées (Jouanin et al., 2012). Il est probable que les abondances d'anguilles de grandes tailles utilisées ici pour prédire les biomasses d'argentées soient beaucoup moins sensibles à ce biais.

## 4.4 Répartition spatiale des anguilles.

Les densités d'anguille diminuent avec la distance à la mer (Smogor et al., 1995; Ibbotson et al., 2002; Aprahamian et al., 2007), et la proportion d'anguilles femelles et



d'anguilles de grande taille augmente (Vélez-Espino et Koops, 2009, fig2). La pénétration progressive dans les bassins versants des anguilles de classes de taille croissantes a été mis en évidence sur le bassin de la Loire par Lasne et Laffaille (2007) et est confirmée ici par EDA2.2 dans une étude à l'échelle plus large.

Ces auteurs ont aussi mis en avant la diminution des abondances des anguilles de plus grande taille >600 mm près de l'océan Atlantique quand on les compare aux abondances des classes de taille 300-450 et 450-600 mm. Les auteurs attribuent cette diminution à une argenture plus précoce des mâles Lasne et Laffaille (2007). Nous ne retrouvons pas forcément ce résultat, la diminution des abondances est moins rapide chez les plus grandes classes de taille mais le modèle donne la majorité des anguilles près de la mer, quelle que soient leurs classes de taille (Figure 3.22).

Il n'a pas été possible d'ajuster séparément les variables concernant le cumul des hauteurs de barrage et la distance à la mer, car ces variables sont corrélées. La combinaison des deux variables en une variable décrivant l'accessibilité est probablement un des moyens de circonvier à ce biais. Cependant le modèle ajusté dans ce rapport n'est pas optimal, comme le montre la sous-estimation des effectifs sur le Frémur. En effet, certains ouvrages, équipés de passes à anguilles, pourraient avoir une transparence migratoire qui correspond à celle d'un ouvrage de basse chute. Cet équipement concerne probablement un grand nombre des ouvrages (>2m) situés proches de la mer, et explique le faible impact ajusté pour les ouvrages, quand on le compare à la distance mer.

Le modèle aurait été beaucoup plus performant si l'information concernant l'équipement des passes avait été utilisée. En l'état, le renseignement concernant cet équipement n'était pas suffisant pour pouvoir être utilisé à l'échelle nationale. Nous recommandons, en vue du prochain plan de gestion, de renseigner dans cette base la présence de passes permettant le passage d'anguille. Cette information doit être renseignée prioritairement à moins de 150 km de la mer. Les dates d'équipement de ces dispositifs sont également nécessaires pour faire varier dans le temps la variable décrivant la transparence migratoire.

Malgré tout, le modèle décrit bien la diminution naturelle des abondances en fonction de la distance à la mer. Il a cependant été nécessaire d'identifier et de retirer du jeu de calibration les pêche sur lesquelles des civelles ou des anguillettes ont été transportées pour éviter des biais d'ajustement. Ce transport perturbe largement la structure en taille et les densités, et se traduit également par un effort de pêche accru sur les stations concernées. Dans le cas de l'Adour, la prise en compte de ces stations est une des explications possible de la mise en avant de tendance positives sur les abondances qui avaient été mises en avant dans des calibrations indépendantes par UGA (Jouanin et al., 2012). Le transport massif à grande distance de civelles, comme c'est le cas en Irlande ou sur la Meuse pose des difficultés pour l'ajustement d'EDA, particulièrement lorsque les données sur les périodes et quantités déversées ne sont pas décrites. Nous ne savons pas si il sera possible de caler un modèle prenant en compte ces informations.

D'autres facteurs tels que les débits et la profondeur de la rivière expliquent une part de la variation des densités d'anguilles (Goodwin et Angermeier, 2003; Wiley et al., 2004). Dans le RHT, la profondeur et la largeur sont calculées à partir des mêmes

variables, et l'utilisation de la largeur modélisée correspond aussi à la profondeur.

## **4.5 Importance des grandes anguilles dans le stock reproducteur**

Les anguilles de >750 mm ne forment que 1.10% des effectifs d'anguilles jaunes. Du fait d'un taux d'argenture beaucoup plus élevé que les autres classes de taille (en moyenne 36.5) % contre 3.5, 3.1, 8.6% pour les classes 300-450, 450-600 et 600-750 mm, elles représentent 9.4 % des effectifs d'argentées. Elles représentent 36.6% de la biomasse totale. Enfin, la fécondité augmente avec la taille. Les anguilles de plus de 750 mm contribueraient au départ des côtes Françaises à 43.6% de la dépose d'oeufs, et probablement plus si on prend en compte le succès de la migration transocéanique. Ce résultat ne tient bien sûr pas compte des mortalités lors de la dévalaison.

## **4.6 Perspectives**

- Utilisation d'une composante stockastique ([De Leo et al., 2009](#)).
- Intégration des données de passe

# Références bibliographiques

- Acou, A., Boury, P., Boisneau, C., Bodin, M., et Feunteun, E. 2010. Estimation du potentiel reproducteur en anguilles argentées de la Loire amont : saisons de migration 2001-05 à 2008-09. Rapport technique, CRESCO, Dinard - Muséum National d'Histoire Naturelle.
- Acou, A., Gaele, G., Feunteun, E., et Laffaille, P. 2009. Differential production and condition indices of premigrant eels in two small Atlantic coastal catchments of France. In *Eels at the edge : science, status, and conservation concerns*, Amer. Fish. Soc. Symp, volume 58. volume 58, pp. 157–174.
- Aprahamian, M.W., Walker, A.M., Williams, B., Bark, A., et Knights, B. 2007. On the application of models of European eel (*Anguilla anguilla*) production and escape-ment to the development of Eel Management Plans : the River Severn. *ICES Journal of Marine Science* **64** : 1–11.
- Baldwin, L. et Aprahamian, M. 2012. An evaluation of electric fishing for assessment of resident eel in rivers. *Fisheries Research* **123** : 4–8.
- Bark, T., Williams, B., et Knights, B. 2006. The current status and temporal trends in stocks of the European eel in England and Wales. In *ICES 2006*. Maastricht.
- Beaulaton, L., Chapon, P.m., et Briand, C. en prep. Analyse des données d'argenture acquises en France. Rapport technique, ONEMA, Rennes.
- Belliard, J., Ditches, J., et Roset, N. 2008. Guide pratique de mise en oeuvre des opérations de pêche à l'électricité dans le cadre des réseaux de suivi des peuplements de poissons. Rapport technique, ONEMA.
- Briand, C., Fatin, D., Fontenelle, G., et Feunteun, E. 2006. Effect of re-opening of a migratory axis for eel at a watershed scale (vilaine river, southern brittany). *Bulletin Français de Pêche et de Pisciculture* **378** : 67 :86.
- Briand, C., Sauvaget, B., et Eriau, G. 2014a. Suivi de la dévalaison en 2012-2013 sur la Vilaine. Rapport technique, Institution d'Aménagement de la Vilaine, La Roche Bernard.
- Briand, C., Sauvaget, B., et Eriau, G. 2014b. Suivi de l'anguille jaune (*Anguilla anguilla*, L.) en pêche électrique sur le bassin de la Vilaine en 2013 : les prémices d'une reconquête ? Rapport d'étude, EPTB Vilaine, La Roche Bernard.
- Carle, F. et Strub, M. 1978. A new method for estimating population size from removal data. *Biometrics* **34** : 621–630.

- Charrier, F., Mazel, V., Bonnaire, F., Knaebel, B., et Legault, A. 2013. Suivi des migrations d'anguilles et évaluation des stocks en place sur le Frémur en 2013. Rapport technique.
- Clavel, J., Poulet, N., Porcher, E., Blanchet, S., Grenouillet, G., Pavoine, S., Biton, A., Seon-Massin, N., Argillier, C., Daufresne, M., et others 2013. A New Freshwater Biodiversity Indicator Based on Fish Community Assemblages. *PloS one* 8(11) : e80968.
- Dartau, B. 2013. Site index anguilles souston - 2011-2012. Rapport technique, MI-GRADOUR.
- De Eyto, E., Briand, C., Poole, R., et O'Leary, C. 2015. Application of EDA (v 2.0) to Ireland Prediction of silver eel *Anguilla anguilla* escapement. Report 2015. Technical report, Marine Institute, Westport, Ireland.
- De Leo, G., MELIÀ, P., GATTO, M., et CRIVELLI, A. 2009. Eel population modeling and its application to conservation management. In *American Fisheries Society Symposium*, volume 58. volume 58, pp. 327–345.
- Durif, C.M., Dufour, S., et Elie, P. 2006. Impact of silvering stage, age, body size and condition on reproductive potential of the european eel. *Marine Ecology-Progress Series*- 327 : 171.
- Durif, C.M., Guibert, A., et Elie, P. 2009. Morphological discrimination of the silvering stages of the European eel. In *American Fisheries Society Symposium*, volume 58. volume 58, pp. 103–111.
- Feunteun, E. 1994. Le peuplement piscicole du marais littoral endigué de Bourgneuf-Machecoul (France Loire-Atlantique). Approche méthodologique pour une analyse quantitative de la distribution spatiale du peuplement piscicole et de la dynamique de certaines de ses populations. Thèse 3ème cycle, Université Rennes I.
- Feunteun, E., Laffaille, P., Robinet, T., Briand, C., Baisez, A., Olivier, J.M., et Acou, A. 2003. A review of upstream migration and movements in inland waters by anguillid eels : Toward a general theory. In *Eel biology*, édité par K. Aida, K. Tsukamoto, et K. Yamauchi, Springer, Tokyo, pp. 181–190.
- Freeman, E. et Moisen, G. 2008. PresenceAbsence : An r package for presence absence analysis. *Journal of Statistical Software* 23(11) : 1–31.
- Germis, G. 2009. Evaluation de l'état de la population d'anguille en Bretagne par la méthode des indices d'abondance anguille de 2003 à 2008. Rapport technique, Ouest Grand Migrateur.
- Goodwin, K. et Angermeier, P. 2003. Demographic Characteristics of American Eel in the Potomac River Drainage, Virginia. *Transactions of the American Fisheries Society* 132 : 524–535.
- Graynoth, E., Bonnett, M., et Jellyman, D. 2011. Estimation of native fish density in lowland streams by repeated electric fishing during the day and following night. *New Zealand Journal of Marine and Freshwater Research* 46(2) : 243–261.

- Hastie, T. et Tibshirani, R. 1990. Generalized additive models. Rapport technique, Monographs on statistics and applied probability.
- Hlavac, M. 2013. stargazer : LaTeX code and ASCII text for well-formatted regression and summary statistics tables. Harvard University, Cambridge, USA. R package version 4.5.3.
- Hoffmann, M. 2008. Modélisation de l'impact des ouvrages sur les densités d'anguilles, dans le bassin Loire-Bretagne. Rapport technique, Onema.
- Ibbotson, A., Smith, J., Scarlett, P., et Aprahamian, M. 2002. Colonisation of freshwater habitat by the european eel *anguilla anguilla*. *Freshwater Biology* **47** : 1696–1706.
- ICES 2014. The report of the Joint EIFAAC/ICES/GFCM Working Group on Eel. Rapport technique ICES CM 2014/ACOM :18, ICES, Rome, Italy.
- Jouanin, C., Briand, C., Beaulaton, L., et Lambert, P. 2012. Eel density analysis (EDA2.x) : un modèle statistique pour estimer l'échappement des anguilles argentées (*anguilla anguilla*) dans un réseau hydrographique. Rapport technique, IRS-TEA, Bordeaux, FRANCE.
- Laffaille, P., Acou, A., et Guillouët, J. 2005a. The yellow european eel (*anguilla anguilla* l.) may adopt a sedentary lifestyle in inland freshwaters. *Ecology of Freshwater Fish* **14** : 191–196.
- Laffaille, P., Briand, C., Fatin, D., Lafage, D., et Lasne, E. 2005b. Point sampling the abundance of European eel (*Anguilla anguilla*) in freshwater areas. *Archiv für Hydrobiologie* **162**(1) : 91–98.
- Lasne, E. et Laffaille, P. 2007. Analysis of distribution patterns of yellow European eel in the Loire catchment using logistic models based on presence\_absence of different classes. *Ecology of Freshwater Fish* .
- Leprevost, G. 2007. Développement d'un indicateur pour caractériser l'impact migratoire sur le stock d'anguille européenne à l'échelle des bassins. Rapport technique.
- Letourmy, L. 2011. Analyse des caractéristiques biométriques, sanitaires et d'argenture des anguilles argentées de 2007-08 à 2010-11. Rapport de Stage, Université Française Rabelais, Tours.
- MacNamara, R. et McCarthy, T.K. 2012. Size-related variation in fecundity of European eel (*Anguilla anguilla*). *ICES Journal of Marine Science : Journal du Conseil* p. fss123.
- Miller, M.J., Bonhommeau, S., Munk, P., Castonguay, M., Hanel, R., et McCleave, J.D. 2014. A century of research on the larval distributions of the atlantic eels : a re-examination of the data. *Biological Reviews* .
- Muggeo, V.M. 2008. Segmented : an R package to fit regression models with broken-line relationships. *R news* **8**(1) : 20–25.
- Naismith, I. et Knights, B. 1988. Migrations of elvers and juvenile european eels, *anguilla anguilla* l., in the river thames. *Journal of fish biology* **33** : 161–175.

- Noël, D. et Pawar, A. 2013. Suivi du peuplement d'anguille sur le bassin versant de la Somme, fleuve "index". Rapport technique, FDPPMA Somme.
- P., B. et W., B. 2014. visreg : Visualization of regression models. R package version 2.1-0.
- Pella, H., Lejot, J., Lamouroux, N., et Snelder, T. 2012. Le réseau hydrographique théorique (RHT) français et ses attributs environnementaux. *Géomorphologie* (3) : 317-336.
- Poulet, N., Beaulaton, L., et Dembski, S. 2011. Time trends in fish populations in metropolitan France : insights from national monitoring data. *Journal of Fish Biology* **79**(6) : 1436–1452.
- R Core Team 2013. R : A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Schmidt, J. 1909. Remarks on the metamorphosis and distribution of the larvae of the eel (*anguilla vulgaris*, turt.). Meddelelser fra Kommissionen for Havundersøgesler, serie Fiskeri Copenhagen **III**(3) : 1–17.
- Schmidt, J. 1922. The breeding places of the eel. *Philosophical Transactions of the Royal Society* **211** : 179–208.
- Smogor, R., Angermeier, P., et Gaylord, C. 1995. Distribution and abundance of American eels in Virginia streams : test of null models across spatial scales. *Transactions of the American Fisheries Society* **124**(6).
- Stefánsson, G. 1996. Analysis of groundfish survey abundance data : combining the GLM and delta approaches. *ICES Journal of Marine Science : Journal du Conseil* **53**(3) : 577–588.
- Steinbach, P. 2006. Expertise de la franchissabilité des ouvrages hydrauliques transversaux par l'anguille dans le sens de la montaison. Rapport technique, Conseil Supérieur de La Pêche.
- Svedäng, H., Neuman, E., et Wickström, H. 1996. Maturation patterns in female European eel : age and size at the silver eel stage. *Journal of Fish Biology* **48** : 342–351.
- Tesch, F.W. et Thorpe, J.E. 2003. The eel. Blackwell Science, Oxford, UK.
- Tesch, F. 1980. Occurrence of eel *anguilla anguilla* larvae west of the European continental shelf, 1971-1977. *Environmental Biology of Fishes* **5**(3) : 185–190.
- Tomanova, S., Tedesco, P.A., Roset, N., Berrebi dit Thomas, R., et Belliard, J. 2013. Systematic point sampling of fish communities in medium-and large-sized rivers : sampling procedure and effort. *Fisheries Management and Ecology* **20**(6) : 533–543.
- Verdeyroux, P., Guérri, O., et Chanseau, M. 2013. Rivière index Dronne. Suivi de la dévalaison de l'anguille. 2011-2012 : Mise en place de l'étude et résultats de la première saison de suivi. Rapport technique, Epidor, Castelnau la Chapelle.

- Verdeyroux, P., Guérri, O., et Chanseau, M. 2014. Rivière index Dronne. Suivi de la dévalaison de l'anguille. 2012-2013 : Seconde saison de suivi. Rapport technique, Epidor, Castelnaud la Chapelle.
- Vélez-Espino, L.A. et Koops, M.A. 2009. A synthesis of the ecological processes influencing variation in life history and movement patterns of American eel : towards a global assessment. *Reviews in Fish Biology and Fisheries* **20**(2) : 163–186. doi : 10.1007/s11160-009-9127-0.
- Vogt, J., Soille, P., Jager, A.d., Rimaviciute, E., Mehl, W., Foisneau, S., Bodis, K., Dusart, J., Paracchini, M., Haastrup, P., et Bamps, C. 2007. A pan-European river and catchment database. Rapport technique, Joint Research Centre-Institute for Environment and Sustainability, Luxembourg.
- Walker, A., Andonegi, E., Apolostolaki, P., Aprahamian, M., Beaulaton, L., Bevacqua, D., Briand, C., Cannas, A., De Eyto, E., Dekker, W., De Leo, G.A., Diaz, E., Doering-Arjes, P., Fladung, E., Jouanin, C., Lambert, P., Poole, R., Oeberst, R., et Schiavina, M. 2011. Pilote projects to estimate potential and actual escapement of silver eel. Rapport technique, DEFRA.
- White, E. et Knights, B. 1997. Dynamic of upstream migration of the european eel, *anguilla anguilla* (l.), in the river severn and avon, england, with special reference to the effect of man-made barriers. *Fisheries Management and Ecology* **4** : 311–324.
- Wickham, H. 2009. *ggplot2 : elegant graphics for data analysis*. Springer New York.
- Wiley, D., Morgan, R., et Hilderbrand, R. 2004. Relation between physical habitat and american eel abundance in five basins in Maryland. *Transactions of the American Fisheries Society* **133** : 515 :526.
- Wood, S.N. 2006. *Generalized Additive Models : An Introduction with R*. Rapport technique.

---

## GLOSSAIRE

---

**Akaike Information Criterion** L'Akaike Information Criterion (1973) est un critère de sélection du meilleur modèle, traduisant la qualité de l'ajustement par le nombre de paramètres indépendants du modèle et de la taille de l'échantillon. [16, 21](#)

**Anguille argentée** anguille subadulte qui, à la fin de sa phase de vie continentale, subit les modifications physiologiques qui la préparent à sa migration marine vers la mer des sargasses, et dévale les fleuve. [10](#)

**Bbest** Biomasse reproductrice correspondant au recrutement récent qui aurait survécu si il n'y avait que la mortalité naturelle et pas de transport de civelles, correspondant à l'année d'évaluation. [1, 11](#)

**Bcurrent** La quantité d'anguilles argentées qui s'échappe actuellement pour aller pondre en mer, correspondant à l'année d'évaluation. [1, 11](#)

**BD Carthage** système hydrographique géoréférencé des cours d'eau français. Cette Base de Données sur la CARTographie THématique des AGences de l'eau et du ministère de l'Environnement possède 525 000 km de cours d'eau. [13](#)

**BDMAP** Base de données des pêches électriques de l'ONEMA. La version utilisée dans le modèle à été exportée en avril 2014 et contient des données mises à jour jusqu'en 2012. [16](#)

**Bpot** Biomasse reproductrice d'anguille argentée produite au niveau du réseau hydrographique avant que ne s'appliquent les mortalités à la dévalaison. [45](#)

**ERS** Electrofished River Segment, correspond aux segments hydrographiques du RHT qui ont fait l'objet d'au moins une pêche, le jeu de données ERS est le jeu de données de calibration du modèle.. [79, 81](#)

**GAM** General Additive Model, modèle GLM incluant une forme quadratique dans les courbes de réponse, et qui permet d'ajuster une réponse non linéaire par rapport à certains termes du modèle. Dans ce rapport l'ajustement est réalisé à l'aide du package mgcv, qui permet d'ajuster également le nombre de degrés de liberté du smoother, c'est à dire le nombre de points d'inflexions dans la courbe de réponse. [14](#)

**GLM** Generalized Linear Model, modèle GLM correspondant à une généralisation de la régression linéaire simple. Cette dernière permet, entre autre, à la variable de réponse d'avoir une distribution d'erreur différente de la distribution normale. [24](#)

**ONEMA** Office national de l'eau et des milieux aquatiques. [16](#)



- RHT** Le RHT (réseau hydrographique théorique) est une base de données physico-chimiques attribués à tous les cours d'eau de France divisés en tronçon ([Pella et al., 2012](#)). [55](#), [61](#), [79](#), [81](#), [85](#)
- ROE** Référentiel des Obstacles à l'écoulement. [14](#), [36](#)
- RSA** Données du réseau de suivi anguille collectées à la fois sur les rivières index, et dans le cadre des protocoles de recueil de données spécifiques pour l'anguille. [16](#)
- UGA** Unité de gestion Anguille, unité administrative de découpage pour le plan de gestion anguille. Les territoires de la Loire et de la Bretagne forment deux UGA séparées. [11](#), [12](#), [14](#), [24](#)

## **Troisième partie**

### **Annexes**

# Annexe 1 : Equations

Les fomules suivantes sont utilisées pour construire les variables, et prédire les densités. **Hauteurs estimées des barrages** ( $\hat{h}$ ) (Formule 3.1) :

$$\hat{h} \approx \exp(\log(Q + 1) + \log(\varphi + 1) + \text{categorie} : UGA)$$

---

**Hauteurs corrigées** ( $h'$ ) pour les barrages (Formule 2.2) :

$$h' = \begin{cases} \hat{h} & \text{si } h = \emptyset \\ h & \text{si } h \text{ existe} \end{cases}$$

Avec  $h$  hauteur du barrage,  $h'$  hauteur corrigée par le modèle,  $\hat{h}$  valeur estimée par le modèle.

---

**Cumuls de hauteurs et de distance depuis la mer** ( $\Sigma h'_{\lambda i}$  et  $\Sigma l_i$ ) jusqu'au tronçon  $i$  (Formule 2.3) :

$$\begin{aligned} \Sigma h'_{\lambda i} &= \sum_{i=2}^n (h'_{h' \in i})^\lambda \\ \Sigma l_i &= \sum_{i=1}^{n-1} (l_i) + \frac{l_n}{2} \\ i &\in \text{parcours mer } \{1 \dots n\} \end{aligned}$$

Dans la formule précédente, pour éviter de donner plus de poids aux petits ouvrages, on a également

$$h'_\lambda = \begin{cases} h'^\lambda & \text{si } h' > 1 \\ h' & \text{si } h' \leq 1 \end{cases}$$

Avec  $l$  longueur du tronçon hydrographique,  $\lambda$  coefficient testé pour l'impact des ouvrages

$$\lambda \in [1, 1.2, 1.5, 2]$$

---

**Accessibilités** ( $A$ ) jusqu'au tronçon  $i$  (Formule 2.5) :

$$A_i = \Sigma l_i + \beta \Sigma h'_{\lambda i}$$

Avec  $\alpha$  coefficient reliant l'impact relatif de la distance mer (km) aux cumuls de hauteurs d'ouvrages (m).

---

**Nombre d'anguilles jaunes** au niveau de chaque tronçon du RHT, calculées à partir du modèle  $\Delta\Gamma$  (Formule 2.6) :

$$Ny_{i,j} = \Delta_{\tau,i} \Gamma_{\tau,i} S_i = d\hat{y}_{i,\tau} S_i$$

$$dy_i = \sum_{\tau=150}^{\tau=750} dy_{i,\tau}$$

Où  $\tau$  est la classe de taille des anguilles,  $i$  le tronçon hydrographique.

---

**Nombre d'argentées** au niveau de chaque tronçon du RHT, calculées à partir du modèle  $\Delta\Gamma$  (Formule 2.7) :

$$Ns_{i,j} = d\hat{y}_{i,\tau} S_i \Pi_{\tau,i}$$

---

**Biomasse d'argentées** (Formule 2.8) :

$$\widehat{Bs}_{\tau,i} = \widehat{Ns}_{\tau,i} * \bar{p}_{\tau,i}$$

---

**Fécondité** (Formule III) (MacNamara et McCarthy, 2012) :

$$F_{\tau} = \widehat{Ns}_{\tau,i} * 10^{-2.992+3.293*\log_{10}\bar{l}_{\tau}}$$

---

**Modèle  $\Delta$**

$$d_{i,j} > 0 \approx \alpha_1 ti * \tau + \alpha_2 U_i + \alpha_3 \theta_i + \alpha_4 \omega + s(Sp) + s(W_i * \tau) + s(A_i * \tau) + \epsilon$$

$$\epsilon \sim N(0, \sigma), \lambda \in [1, 1.2, 1.5, 2]$$

**Modèle  $\Gamma$**

$$d_{i,j} [d_{i,j} > 0] \approx \beta_1 ti * \tau + \beta_2 U_i + \beta_3 \theta_i + \beta_4 \omega + \beta_5 W_i * \tau + s(\log(A_i) * \tau) + \beta_5 H \epsilon$$

$$\epsilon \sim N(0, \sigma), \lambda \in [1, 1.2, 1.5, 2]$$

$t$  année (comme facteur),

$U_i$  unité de gestion anguille,

$\theta$  température de juillet,

$\omega$  protocole de prospection,

$W_i$  largeur du cours d'eau,

$A_i$  difficulté d'accès (voir formule 2.5),

$Sp$  surface de la station de pêche,

$\tau$  classe de taille, le modèle calcule des interactions,

$s$  fonction de lissage polynomial,

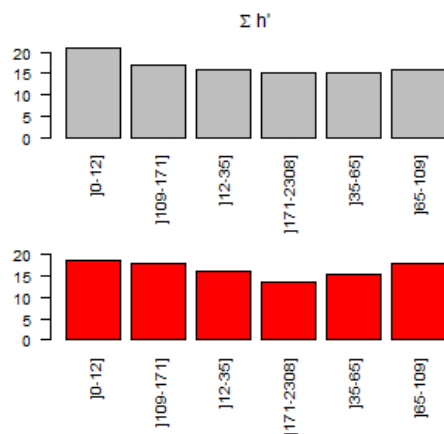
$H$  altitude,

$\alpha_1 \dots \alpha_4$  coefficients du modèle,

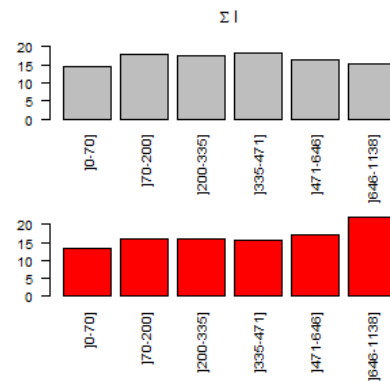
$\beta_1 \dots \beta_6$  coefficients du modèle,

$\epsilon$  résidus du modèle

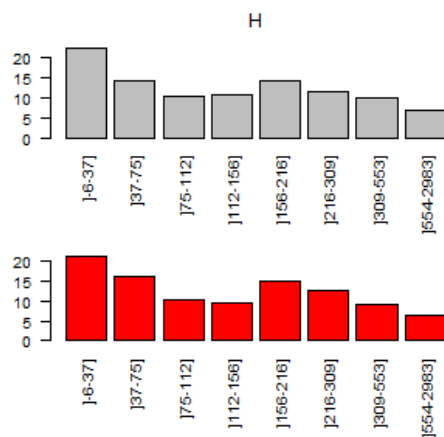
## **Annexe 2 : Comparaison ERS-RHT**



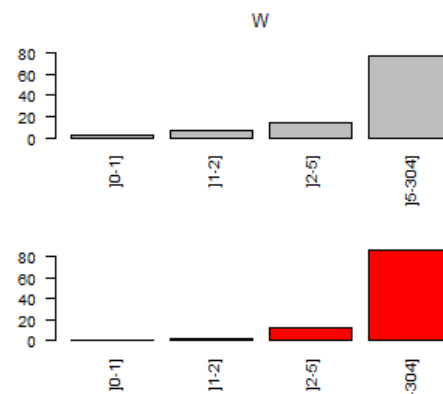
(a) Hauteurs d'ouvrages corrigées (m)



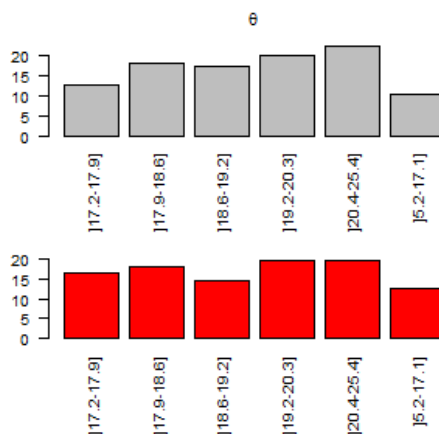
(b) Distances mer (km)



(c) Altitude (m)



(d) Largeur (m)



(e) Température de juillet (°C)

FIGURE 5.1 – Pour les différentes variables topologiques utilisées dans le modèle, comparaison des ratio de la surface en eau d'une classe à la surface totale pour les jeux de données ERS (segments ayant fait l'objet d'une pêche) ■ et RHT ■.

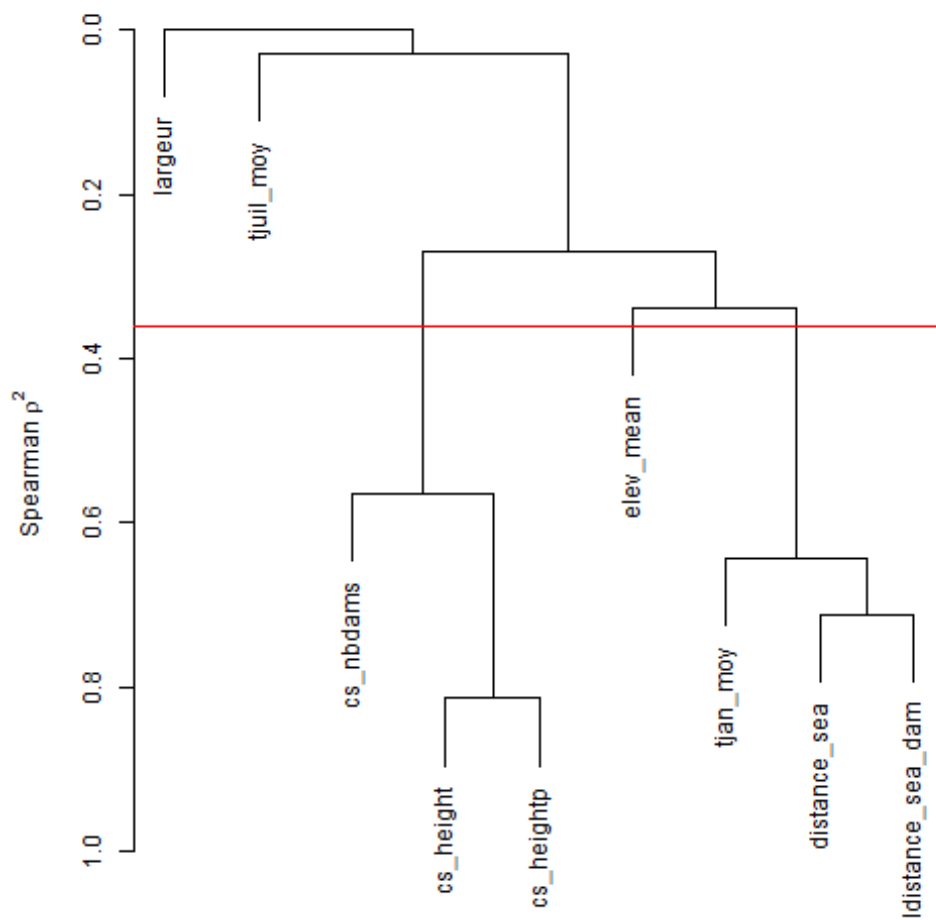


FIGURE 5.2 – Dendrogramme hiérarchique classant les principales variables continues testées dans le modèle en fonction de leur collinéarité.

Tableau 5.1 – Test du  $\chi^2$  de comparaison du pourcentage de surface en eau des variables de topologie du modèle découpées en classes pour deux jeux de données [ERS](#) les segments ayant fait l'objet d'une pêche incluse dans le modèle, et [RHT](#).

	Classe	CCM $\frac{\sum(s_j)}{\sum(s)}$	ERS $\frac{\sum(s_j)}{\sum(s)}$
$\Sigma l$ <b>p= 0.905</b>	]0-70]	14.6	13.4
	]70-200]	17.8	16.1
	]200-335]	17.6	15.8
	]335-471]	18.3	15.7
	]471-646]	16.3	17.2
	]646-1138]	15.4	21.8
$H$ <b>p= 1</b>	] -6-37]	22.5	21.1
	]37-75]	14.0	15.9
	]75-112]	10.3	10.3
	]112-156]	10.8	9.5
	]156-216]	14.3	14.9
	]216-309]	11.3	12.5
	]309-553]	9.9	9.3
$\theta$ <b>p= 0.944</b>	]554-2983]	6.9	6.5
	]17.2-17.9]	12.4	16.3
	]17.9-18.6]	17.9	18.1
	]18.6-19.2]	17.3	14.3
	]19.2-20.3]	19.8	19.3
	]20.4-25.4]	22.4	19.6
$W$ <b>p= 0.172</b>	]5.2-17.1]	10.2	12.4
	]0-1]	2.2	0.2
	]1-2]	6.5	1.7
	]2-5]	14.5	12.4
$\Sigma h'$ <b>p= 0.996</b>	]5-304]	76.8	85.6
	]0-12]	21.1	18.8
	]109-171]	17.1	18.0
	]12-35]	15.9	16.2
	]171-2308]	15.2	13.7
	]35-65]	15.0	15.5
	]65-109]	15.7	17.8



## **Annexe 3 : Source de données pour les réseaux suivis anguille**

**Artois Picardie** FD59, FD62, FD80 ;

**Seine Normandie** SEINORMIG +FD14, FD14, FD27, FD50, FD76 ;

**Bretagne** BGM + FD22, FD29, FD35, FD44, FD56, IAV ;

**Loire et côtières Vendéens** Parc inter-régional du Marais Poitevin + FD17, FD79, FD85  
(+ ONEMA IRSTEA) Garonne, Dordogne : MIGADO ;

**Adour** MIGRADO ;

**Rhône Méditerranée** ONEMA / BDMAP ;

## Annexe 4 : Données concernant les ouvrages

Tableau 5.2 – Hauteurs prédites (m) par type d'obstacle, par le modèle 3.1

UGA	Barrage	Déversoir	Radier	Enrochement	Autre	Inconnu
Art	3.93	1.46	0.95	0.72	1.14	1.38
Rhi	2.79	1.30	0.86	0.69	1.81	2.35
Loi	3.44	1.24	1.12	0.98	1.10	1.03
Gar	5.20	1.42	1.12	0.59	0.90	1.11
Sei	2.61	1.39	1.29	0.68	0.82	1.24
Ado	2.85	1.51	0.72	0.86	1.31	1.82
Rho	3.69	1.53	1.12	0.84	0.56	0.27
Bre	3.26	1.40	1.08	0.98	1.14	1.45
Cor	2.68	1.39	0.78	0.70	1.05	1.35

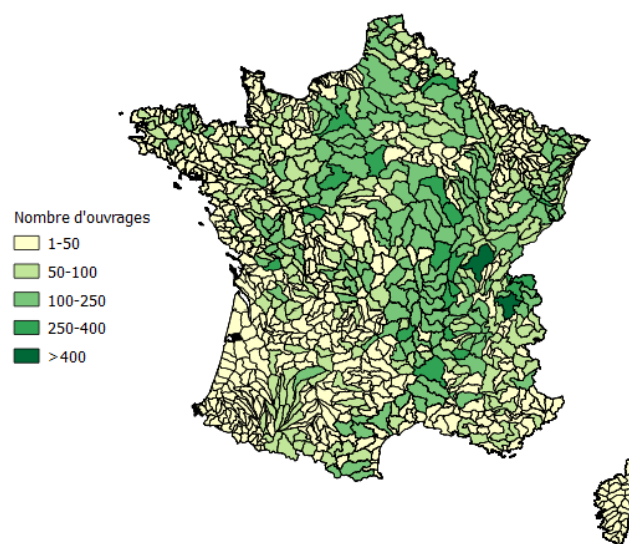


FIGURE 5.3 – Nombre d'ouvrage par sous bassin hydrographique dans le ROE, version de mai 2014.

## Annexe 5 : Variables de réponse des modèles

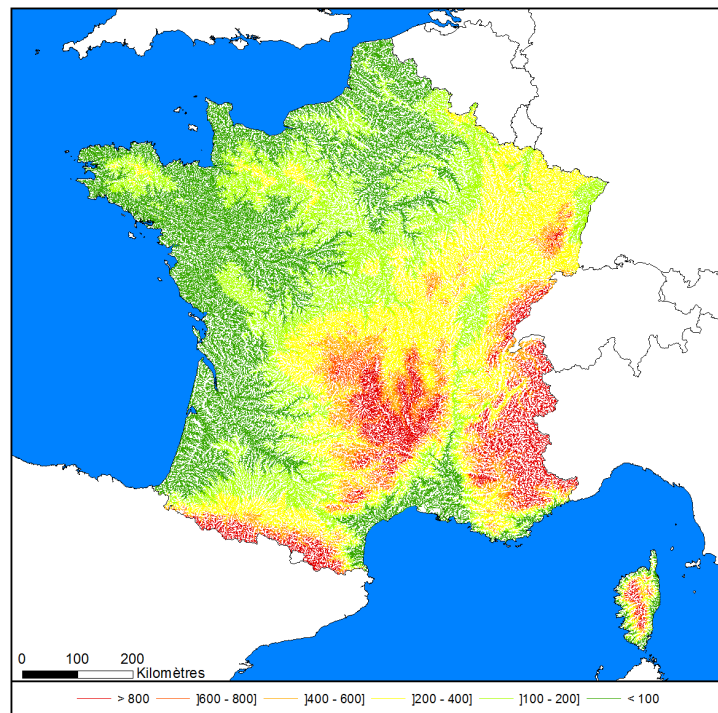


FIGURE 5.4 – Carte des altitudes  $H$  entrées dans le modèle.

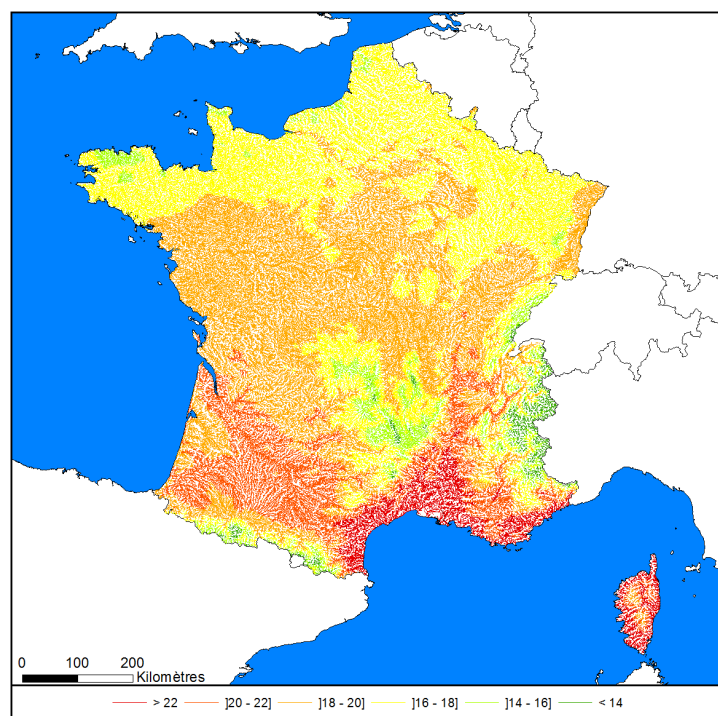


FIGURE 5.5 – Carte des températures de juillet  $\theta$  entrées dans le modèle, source *RHT*.

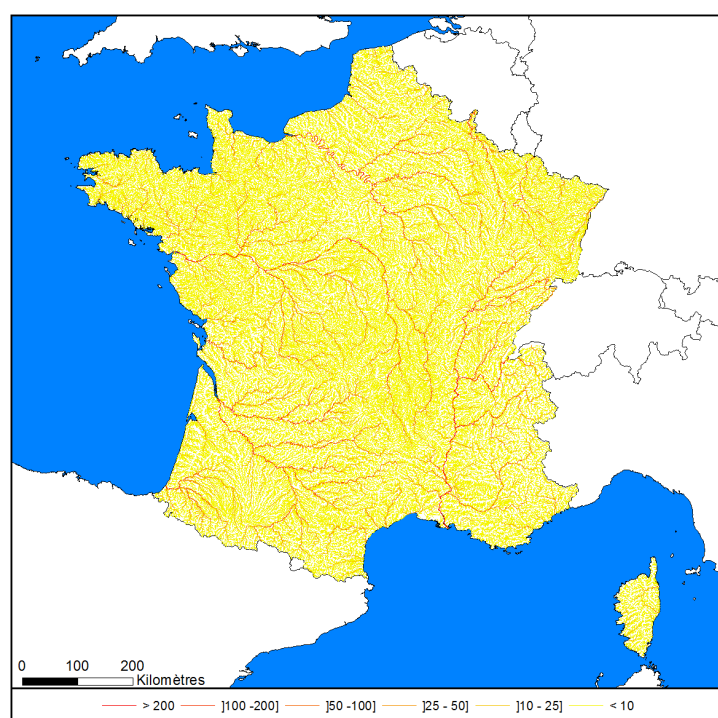


FIGURE 5.6 – Carte des largeurs de rivières entrées dans le modèle, source *RHT*.

## Annexe 6 : Prédiction sans barrages

Les effectifs d'anguilles argentées sont calculé en fixant le cumul des hauteurs d'obstacles à zéro

Tableau 5.3 – Nombre d'anguilles argentées prédit par le modèle EDA sur le réseau du RHT pour une prédiction sans barrages

UGA	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Adour	98 106	107 437	89 777	86 886	79 968	78 055
Artois-Picardie	68 297	75 096	62 804	60 863	55 976	54 200
Bretagne	226 743	248 276	208 518	201 787	185 128	181 809
Corse	45 876	50 738	43 200	41 860	38 185	37 267
Garonne	595 267	649 241	532 596	522 163	479 380	472 339
Loire	507 659	554 094	451 441	444 879	408 348	400 300
Meuse	8 104	8 903	6 523	6 913	6 334	5 865
Rhin	11 589	12 708	8 735	9 854	8 895	8 210
Rhône-Médit.	496 563	544 242	454 864	442 557	405 616	398 882
Seine-Normandie	523 044	571 027	464 325	460 491	421 335	413 895
France	2 581 249	2 821 761	2 322 783	2 278 252	2 089 165	2 050 822

Tableau 5.4 – Biomasses d'anguilles argentées (en tonnes) prédites par le modèle EDA sur le réseau du RHT pour une prédiction sans barrages.

UGA	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Adour	26	28	21	21	20	19
Artois-Picardie	17	18	14	14	13	12
Bretagne	55	59	46	46	42	41
Corse	8	9	7	7	6	6
Garonne	221	240	178	188	171	166
Loire	197	214	156	168	152	147
Meuse	6	6	4	5	4	4
Rhin	10	11	7	9	8	7
Rhône-Médit.	138	149	115	117	108	104
Seine-Normandie	210	229	167	182	164	158
France	887	962	716	757	688	665