



HAL
open science

Eel Density Analysis (EDA2.x) : un modèle statistique pour estimer l'échappement des anguilles argentées (*Anguilla anguilla*) dans un réseau hydrographique

Céline Jouanin, Cédric Briand, Laurent Beaulaton, Patrick Lambert

► To cite this version:

Céline Jouanin, Cédric Briand, Laurent Beaulaton, Patrick Lambert. Eel Density Analysis (EDA2.x) : un modèle statistique pour estimer l'échappement des anguilles argentées (*Anguilla anguilla*) dans un réseau hydrographique. *irstea*. 2012, pp.114. hal-02597525

HAL Id: hal-02597525

<https://hal.inrae.fr/hal-02597525v1>

Submitted on 15 May 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Eel Density Analysis (EDA 2.x)

*Un modèle statistique pour estimer
l'échappement des anguilles argentées
(*Anguilla anguilla*) dans un réseau
hydrographique*

Rapport final

***Céline Jouanin⁽¹⁾,
Cédric Briand⁽²⁾, Laurent Beaulaton⁽³⁾, Patrick Lambert⁽¹⁾***
(1) Irstea Bordeaux,
(2) Institution d'Aménagement de la Vilaine,
(3) ONEMA

Janvier 2012

Contexte de programmation et de réalisation

Depuis les années 1980, le stock d'anguille européenne (*Anguilla anguilla*) diminue et continue de décroître à un taux alarmant. Il est à présent considéré comme en dehors de ses limites de sécurité biologique (ICES, 1999) et l'espèce est classée comme étant en danger critique d'extinction par l'UICN (Freyhof et Kottelat, 2010).

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 : « assurer un taux d'échappement d'au moins 40 % de la biomasse d'anguilles argentées [...] d'un stock n'ayant subi aucune influence anthropique. »

EDA est un outil de modélisation basé sur un réseau hydrogéographique géoréférencé qui permet de prédire les densités d'anguilles jaunes à partir de résultats de pêches électriques et d'en déduire l'échappement historique ou actuel d'anguilles argentées.

Ce travail s'inscrit dans le cadre de la post-évaluation du plan de gestion français de l'anguille et d'un projet Européen POSE (Pilot projects to estimate potential and actual escapement of silver eel) de la DG MARE.

Les auteurs

Céline Jouanin
Ingénieur d'études
celine.jouanin@irstea.fr
Irstea Bordeaux

Cédric Briand
Chef de service Milieux Naturels
cedric.briand@lavilaine.com
Institution d'Aménagement de la Vilaine

Laurent Beaulaton
Chargé de mission poissons migrateurs amphihalins
laurent.beaulaton@onema.fr
ONEMA

Lambert Patrick
Ingénieur de recherches
patrick.lambert@irstea.fr
Irstea Bordeaux

Les correspondants

Onema : Laurent Beaulaton, Chargé de mission poissons migrateurs amphihalins, Direction de l'Action Scientifique et Technique, ONEMA, laurent.beaulaton@onema.fr

Irstea : Patrick Lambert, Irstea Bordeaux, patrick.lambert@irstea.fr

Droits d'usage :	<i>accès libre</i>
Couverture géographique :	métropole et Europe
Niveau géographique :	national
Niveau de lecture :	Professionnels, experts
Nature de la ressource :	Document

*Eel Density Analysis (EDA 2.x) Un modèle statistique pour estimer l'échappement des anguilles argentées (*Anguilla anguilla*) dans un réseau hydrographique*

Rapport final

Céline Jouanin, Cédric Briand, Laurent Beaulaton, Patrick Lambert

Résumé	5
Abstract	6
Synthèse opérationnelle.....	7
1. Introduction	12
1.1. Contexte	12
1.2. Principe de l'approche EDA.....	14
1.3. Historique du développement du modèle EDA.....	14
1.4. Développement de la version EDA 2.x	15
2. Méthodologie	16
2.1. Stratégie de modélisation des densités d'anguilles jaunes par tronçons	17
2.1.1. Méthodes statistiques	17
2.1.2. Sélection des variables explicatives	18
2.1.3. Sélection des modèles	19
2.2. Détermination de la surface en eau des tronçons	19
2.3. Stock d'anguilles jaunes.....	20
2.4. Echappements d'anguille argentée.....	20
2.4.1. Echappement actuel $B_{current}$	21
2.4.2. Meilleur échappement possible B_{best}	21
2.4.3. Echappement pristine B_0	22
3. Organisation du travail	23
3.1. Développement d'un wiki	23
3.2. Constitution de la base de données PostgreSQL : eda2.0 et eda2.1	23
3.3. Environnement de développement et Programmation orientée objet	23
4. Application France EDA2.1	25
4.1. Tronçons hydrographiques : RHT	25
4.2. Données d'anguille pour les 10 UGA.	26
4.3. Sélection des variables explicatives	29
4.3.1. Caractéristiques des tronçons	29
4.3.2. Impacts des obstacles	30
4.3.3. Occupation du sol.....	32
4.3.4. Organisation des variables explicatives testées.....	33
4.4. Modèles de densité d'anguilles jaunes	36
4.4.1. Modèle de Présence-absence (modèle Δ).....	36
4.4.2. Modèle de densité positive (modèle Γ).....	38
4.4.3. Modèle $\Delta \Gamma$	40
4.4.4. Résultats du modèle $\Delta \Gamma$ sans impacts anthropiques.....	49
4.4.5. Discussion analyse du modèle EDA	52
4.5. Évaluation de l'échappement en anguilles argentées	54
4.5.1. Evaluation de $B_{current}$, B_{best} et $B_{pristine}$	61
4.5.2. Comparaison $B_{current}/B_{best}$	62

4.5.3.	Comparaison de l'échappement avec le plan de gestion français	62
4.5.4.	Comparaison avec les données d'échappement disponibles	63
5.	Application d'EDA 2.0 à 5 UGA et à CREPE dans le cadre du projet POSE	64
5.1.	Tronçons hydrographiques : CCMv2.1	64
5.2.	Descriptions des EMU	65
5.3.	Calcul de la surface en eau	66
5.4.	Données d'anguille pour les EMU	66
5.5.	Variables explicatives sélectionnées	67
5.6.	Détection de la colinéarité	69
5.7.	Résultats des modèles.....	70
5.8.	Discussion entre la sélection de modèles différents.....	71
5.9.	Echappement d'anguilles argentées	73
6.	Bilan et perspective de l'application EDA	75
6.1.	Comparaison EDA1.3, EDA2.0, EDA2.1	75
6.2.	Analyse AFOM	76
6.3.	Perspectives de développement du modèle EDA.....	78
7.	Références	80
8.	Annexes	88
8.1.	Annexe 1 : Cartes des variables explicatives du réseau RHT.	88
8.2.	Annexe 2 : Comparaison du jeu de données RHT et du jeu de calage ERS.	107
8.3.	Annexe 3 : Analyse de classification hiérarchique des 5 UGA européens et CREPE.	

*Eel Density Analysis (EDA 2.x) Un modèle statistique pour estimer l'échappement des anguilles argentées (*Anguilla anguilla*) dans un réseau hydrographique*
Céline Jouanin, Cédric Briand, Laurent Beaulaton, Patrick Lambert

RESUME

EDA 2.x (Eel Density Analysis) est un outil de modélisation qui permet de prédire les densités d'anguilles jaunes et l'échappement d'anguilles argentées. Il est basé, dans le cadre du projet POSE, sur le réseau hydrographique géoréférencé européen CCM v2.1 (Catchment Characterisation and Modelling) (Vogt *et al.*, 2007, 2008) et, au niveau national, sur le Réseau Hydrographique Théorique (RHT, Pella *et al.*, in press) afin de tester ce modèle, respectivement sur 5 Unités de Gestion Anguille (UGA) Européens et sur 10 UGA françaises.

Le principe de cette approche est (1) de relier les densités d'anguilles jaunes observées lors de pêches électriques à différents paramètres : méthodes d'échantillonnage, conditions environnementales (distance à la mer, distance relative, température, altitude, ...), conditions anthropiques (obstacles, occupation du sol, ...) et temps, (2) d'extrapoler les densités d'anguilles jaunes dans chaque tronçon du réseau hydrographique en appliquant un modèle statistique calibré à l'étape 1, (3) de calculer l'abondance totale du stock d'anguilles jaunes en multipliant ces densités par la surface en eau des tronçons et en les additionnant (4) de calculer un échappement potentiel en convertissant le stock estimé d'anguilles jaunes à l'étape 3 en stock d'anguilles argentées (5) de calculer un échappement effectif en soustrayant les mortalités d'anguilles argentées (pêcheries, turbines) connues ou estimées, (6) de donner une estimation de l'échappement pristine en considérant les conditions anthropogéniques mises artificiellement à zéro et un jeu temporel de variables avant 1980.

Mots clés

Anguille européenne, densité d'anguille jaune, échappement d'anguille argentée, stock, France, gestion, UGA, modèle, EDA, règlement CE 1100/2007

*Eel Density Analysis (EDA2.x) A statistical model to assess silver eel (*Anguilla Anguilla*) escapement from a hydrographical network*

Céline Jouanin, Cédric Briand, Laurent Beaulaton, Patrick Lambert

ABSTRACT

EDA 2.x (Eel Density Analysis) is a modelling tool which allows the prediction of yellow eel densities and silver eel escapement. The model is based on a geo-localized river network database the CCM (Catchment Characterisation and Modelling) (Vogt *et al.*, 2007, 2008) for Europe in the POSE project and the RHT (Réseau Hydrographique Théorique) (Pella *et al.*, in press) for France. The model is applied on 5 Eel Management Unit (EMU) located in several European countries and in France on 10 EMU.

The principle of the model is (1) to relate observed yellow eel densities to different parameters: sampling methods, environmental conditions (distance from the sea, relative distance, temperature, elevation...), anthropogenic conditions (obstacles, land use,...) and time (year trends), (2) to extrapolate the yellow eel densities in each reach of river network by applying the statistical model calibrated in step 1, (3) to calculate the overall yellow eel stock abundance by multiplying these densities by the water surface of the reaches and by summing them (4) to calculate a potential silver eel escapement by converting the yellow eel stock estimated in step 3 into silver eel stock (5) to assess the silver eel escapement by subtracting silver eel mortalities (turbines, fisheries) known or estimated (6) to give an estimate of the pristine escapement by running the EDA model with anthropogenic conditions artificially set to zero and time variable sets before 1980.

Key words

European eel, yellow eel density, silver eel escapement, stock, France, management, EMU, model, regulation 1100/2007

*Eel Density Analysis (EDA2.x) A statistical model to assess silver eel (*Anguilla Anguilla*) escapement from a hydrographical network*

Céline Jouanin, Cédric Briand, Laurent Beaulaton, Patrick Lambert

SYNTHESE OPERATIONNELLE

Depuis les années 1980, le stock d'anguille européenne (*Anguilla anguilla*) diminue et continue de décroître à un taux alarmant. Il est à présent considéré comme en dehors de ses limites de sécurité biologique (ICES, 1999) et l'espèce est classée comme étant en danger critique d'extinction par l'UICN (Freyhof et Kottelat, 2010).

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' « assurer un taux d'échappement d'au moins 40 % de la biomasse d'anguilles argentées [...] d'un stock n'ayant subi aucune influence anthropique. »

Dans le règlement européen, il est prévu que la territorialisation de la gestion de l'anguille s'organise autour d' « Unité de Gestion Anguille » (UGA) correspondant à des bassins hydrographiques constituant les habitats naturels de l'anguille, ou des unités administratives régionales existantes voire à l'ensemble du territoire national.

Dans le cadre de la post-évaluation du plan de gestion français de l'anguille, le modèle EDA (Eel Density Analysis) a été appliqué sur les 10 unités de gestion françaises. Dans le cadre du projet européen POSE (Pilot projects to estimate potential and actual escapement of silver eel), il a été appliqué sur 5 UGA européennes. Ce projet européen répond à une consultation de la direction des pêches de la commission européenne (DG MARE, MARE : 2008/11, lot2) concernant la comparaison des différentes approches utilisées en Europe pour calculer l'échappement en anguilles argentées.

Le modèle EDA 2.x est un outil de modélisation qui s'applique à l'échelle d'un ou plusieurs UGA, voire d'un territoire national. Il permet de prédire les densités d'anguilles jaunes et l'échappement d'anguilles argentées sur les 10 UGA du territoire national français (EDA 2.1 pour le rapportage 2012 à la commission) ou sur 5 UGA européennes (EDA 2.0 pour le projet européen POSE).

Le modèle EDA permet :

- de calculer l'abondance du stock d'anguilles jaunes dans chaque tronçon en multipliant la densité d'anguilles jaunes par la surface en eau,
- de calculer un échappement potentiel ($B_{\text{potentiel}}$) d'anguilles argentées (avant mortalité lors de la dévalaison) en sommant les abondances d'anguilles jaunes pondérées par un taux de conversion anguilles jaunes-anguilles argentées pour chaque tronçon,
- de calculer un échappement effectif (B_{current}) en soustrayant les mortalités anthropiques d'anguilles argentées (pêcheries, turbines) connues (ou estimées),
- de donner une estimation du meilleur échappement possible en considérant des conditions anthropiques mises artificiellement à zéro et un jeu temporel de variables actuel (B_{best}) ou avant 1980 (biomasse pristine, B_0).

L'échappement pristine B_0 se calcule en considérant que l'échappement au maximum historique du recrutement, à savoir dans les années 70, est égal à 40% de la biomasse pristine. Comme peu de données sont disponibles avant 1980, deux possibilités sont proposées pour le

$$\text{calcul de } B_0 : B_0 = \max(B_{best}) \text{ ou } B_0 = \frac{\max(B_{current})}{0.4} .$$

Les prédictions d'EDA2.1 pour le modèle delta-gamma sur le réseau RHT sont données pour le mois de septembre 2009 dans la Figure a pour les densités et la Figure b pour les abondances (prenant en compte la surface en eau des tronçons).

Les résultats observés sont similaires à ceux donnés dans le plan de gestion anguille (2010). Les prédictions du modèle EDA (combinaison du modèle delta et gamma) montrent une diminution des densités avec l'augmentation de la distance à la mer (Figure a). Les abondances d'anguilles les plus élevées (Figure b) se concentrent à proximité de la mer et sur les axes majeurs. En plus des zones fortement denses, les grands cours d'eau, par leur surface en eau importante présentent des nombres d'anguilles importants.

Le Tableau a résume les résultats du modèle EDA par UGA de 2006 à 2009. Le Tableau b synthétise les résultats des calculs de la biomasse potentielle les deux versions d'EDA.

Dans le contexte actuel et avec les hypothèses d'EDA2.1, c'est approximativement 2,79 millions d'anguilles argentées qui ont quitté la France en 2009 (Tableau a). Pour la période 2006-2009 et avec les zones couvertes par le modèle EDA 2.1, on obtient une estimation de $B_{potentielle}$ de 3,2 millions d'anguilles argentées potentielles, soit 2 575 tonnes (Tableau b). Le plan de gestion anguille (basé sur EDA 1.3) annonce 12 000 tonnes (150 millions d'anguilles argentées d'une masse de 0.8 kg). La sélection différente des variables entre les deux modèles (avec l'intégration des variables anthropiques : nombre d'obstacles cumulés, occupation du sol), l'utilisation d'un réseau hydrographique différent et la sensibilité de l'extrapolation expliquent vraisemblablement ce rapport de 1 à 2 entre les calculs.

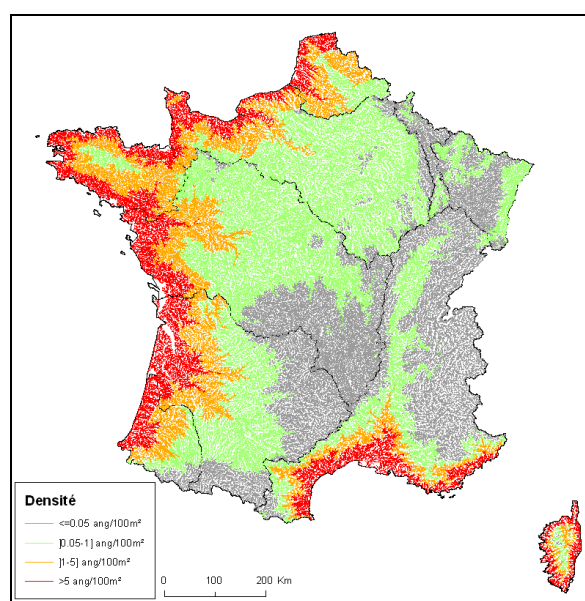


Figure a : Prédictions du modèle delta-gamma sur le réseau RHT en densité exprimée en nombre d'anguilles / 100m², pour le mois de septembre 2009.

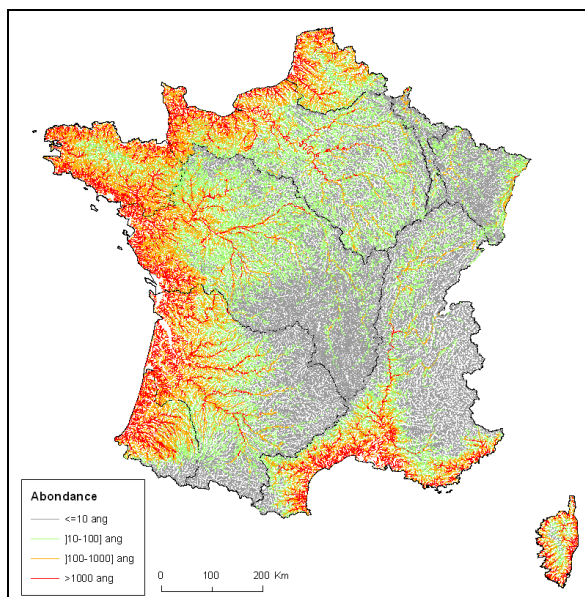


Figure b : Prédications du modèle delta-gamma sur le réseau RHT en abondance pour le mois de septembre 2009.

Tableau a : Résultats de l'échappement potentiel ($B_{\text{potentiel}}$) par UGA de 2006 à 2009.

Nb total d'anguilles argentées	2006	2007	2008	2009
Adour	301 284	269 502	283 220	236 211
Artois-Picardie	129 225	115 276	121 328	101 263
Bretagne	364 883	328 138	343 873	286 382
Corse	99 798	89 696	94 011	78 310
Garonne	702 595	625 212	658 842	550 265
Loire	586 539	520 881	549 447	459 162
Meuse	2 117	1 564	1 817	1 597
Rhin	4 177	3 096	3 591	3 152
Rhône-Méditerranée	893 821	799 338	840 017	700 671
Seine-Normandie	479 650	425 360	449 035	375 388
France	3 564 089	3 178 063	3 345 180	2 792 400

Tableau b : Comparaison des résultats pour la France entre le modèle EDA1.3 et EDA2.1.

	Modèle EDA (version)	Année de référence	$B_{\text{potentielle}}$
France	1.3	2006-2009	15 millions
	2.1		3,2 millions

Perspectives :

Ce travail devra être repris et complété afin d'intégrer les nouvelles données de pêches électriques (base BDMAP pour les années 2010 et suivantes), de prendre en compte les mises à jour de la base de données ROE (intégration de nouveaux obstacles, prises en compte de la présence de turbine, de passe à poisson, de la hauteur de chute ou de la classe de franchissabilité).

Il serait souhaitable de dépasser le simple nombre de barrage comme utilisé dans ce travail pour intégrer une expertise sur la franchissabilité des obstacles, en s'appuyant par exemple sur le calcul des scores en fonction de la hauteur d'eau, du type de barrage de la pente et de la rugosité proposé par Steinbach (2006).

De plus, ce travail peut être utilisé pour évaluer les mortalités induites par les turbines (non incluses dans nos résultats). La connaissance de la présence de turbine permettrait dans le cadre du futur projet SEAHOPE (Silver Eels escapment from HydrOPowEr) une première estimation de la mortalité des anguilles argentées en dévalaison induite par les ouvrages hydroélectriques.

Tableau c : Comparaison des échappements d'anguilles argentées fournies par EDA2.0 pour l'année 2009 et par d'autres sources de données françaises.

Site étudié	EDA2.0		Estimation échappement mesuré sur le terrain			Ratio
	Année référence	Nb. individus	Nb. individus	Année estimation	Référence	
Somme		1 510	905	2010-2011	Pawar (2011)	167%
Bresle		2 580	6400-7200	2009	Euzenat <i>et al.</i> (in Beaulaton <i>et al.</i> , 2001)	36% - 40%
Oir	2009	527	473	Moyenne 2000-2002	Acou <i>et al.</i> (2009)	111%
Frémur		310	320	2009-2010	Charrier <i>et al.</i> (2011)	97%
Loire		135 049	150 000	2008-2009	Acou <i>et al.</i> (2010)	90%

Le système de suivi (Rivières Index et Réseau Spécifique Anguille) mis en place par le PGA fournit des données permettant de vérifier les estimations d'EDA et de juger en partie de quelle manière les limites exposées ci-dessus impacte les estimations produites par EDA (Tableau c). La comparaison des résultats du modèle EDA avec les données d'échappement disponibles, démontre tout l'intérêt de l'estimation nationale à partir des données collectées sur le stade anguille jaune et de la validation par des estimations directes d'échappement d'argentées sur certains sites.

Pour en savoir plus :

Jouanin C., Briand C., Beaulaton L., 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 final, Convention Onema-Irstea, Irstea.

Pella H., Lejot J., Lamouroux N., Snelder T. (in press). The theoretical hydrographical network (RHT) for France and its environmental attributes. Géomorphologie : Relief, Processus, Environnement.

Plan de gestion anguille de la France, Application du règlement R(CE) n°1100/2007 du 18 septembre 2007, Volet national, 3 février 2010, ONEMA, Rapport 2010 p. 1-120.

Vogt J., Rimaviciute E., De Jager A. (2008). CCM2 River and Catchment Database for Europe, Version 2.1 Release Notes.

Walker A.M., Andonegi E., Apostolaki P., Aprahamian M., Beaulaton L., Bevacqua P., Briand C., Cannas A., De Eyto E., Dekker W., De Leo G., Diaz E., Doering-Arjes P., Fladung E., Jouanin C., Lambert P., Poole R., Oeberst R., Schiavina M. (in press) Studies and pilot projects for carrying out the common fisheries policy. Lot 2: Pilot projects to estimate potential and actual escapement of silver eel for The European Commission, Directorate-General for Maritime Affairs and Fisheries, Final Report, October 2011.

Contacts :

Céline Jouanin (celine.jouanin@irstea.fr),
Cédric Briand (cedric.briand@lavilaine.com),
Laurent Beaulaton (laurent.beaulaton@onema.fr),
Patrick Lambert (patrick.lambert@irstea.fr)

*Eel Density Analysis (EDA2.x) Un modèle statistique pour estimer l'échappement des anguilles argentées (*Anguilla anguilla*) dans un réseau hydrographique*

Céline Jouanin, Cédric Briand, Laurent Beaulaton, Patrick Lambert

1. Introduction

1.1. Contexte

Depuis les années 1980, le stock d'anguilles européennes (*Anguilla anguilla*) diminue à un taux alarmant. Il est actuellement considéré comme en dehors de ses limites de sécurité biologiques ; le CIEM indique que « le stock d'anguille européenne ne se situe plus dans des limites biologiques raisonnables et que la pêche pratiquée actuellement n'est plus durable » (ICES, 1999) et l'anguille est classée comme étant en danger critique d'extinction par l'UICN (IUCN 2011 ; Freyhof et Kottelat, 2010).

L'anguille européenne, issue d'une seule population, se reproduit en mer des Sargasses et grandit dans les zones côtières, lagunes, estuaires et milieux dulcicoles européens et nord africains.

Pour répondre au déclin de l'anguille européenne, le règlement européen 1100/2007, qui s'est traduit par des plans de gestions nationaux, institue des mesures visant la reconstitution du stock d'anguille européenne et fixe comme objectif : « assurer un taux d'échappement d'au moins 40 % de la biomasse d'anguilles argentées [...] d'un stock n'ayant subi aucune influence anthropique. »

Il est prévu dans le règlement européen que la territorialisation de la gestion de l'anguille s'organise autour de « bassins anguilles », qui correspondent soit aux bassins hydrographiques constituant les habitats naturels de l'anguille, soit à des unités administratives régionales existantes voire à l'ensemble du territoire national. En France, il a été déterminées 9 unités de gestions anguilles (UGA) selon des critères validés par les Comités de Gestion des Poissons Migrateurs (COGEPOMI) compétants et correspondent plus ou moins au COGEPOMI. Les UGA sont étendus aux eaux côtières, ainsi la Corse est une unité de gestion distincte. Par la suite, dans un souci de cohérence internationale, l'UGA Rhin-Meuse a été décomposée en deux UGA correspondant aux deux fleuves. Le nombre total d'UGA considéré dans ce travail est donc au final de 10 (Figure 1).

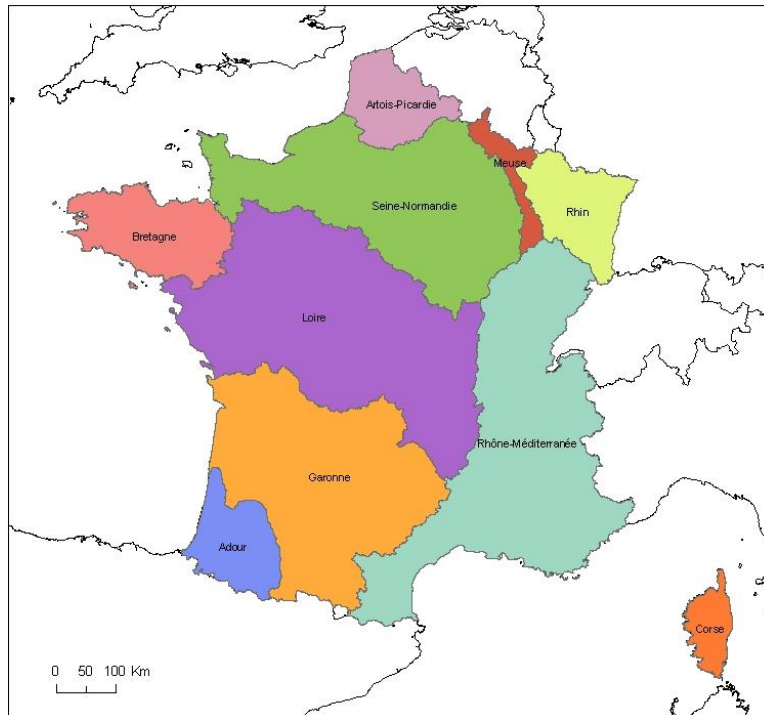


Figure 1 : Délimitation des 10 Unités de Gestion Anguille (UGA) en France métropolitaine.

Le règlement européen a demandé aux états membres de calculer, au moment de l'élaboration des plans de gestion, la production d'anguilles argentées et de comparer le niveau de production actuelle au niveau correspondant à 40% du taux d'échappement sans impact anthropique. Le règlement demande maintenant aux états membres de rapporter en juin 2012 les éléments concernant la mise en œuvre des mesures de gestion et le suivi de leur effet vers l'atteinte de la cible.

En pratique, ce calcul demandé par le règlement est difficile à mettre en œuvre. En effet, les productions en anguilles argentées des bassins sont rarement quantifiées de manière exhaustive, sauf cas particulier, souvent sur de petits bassins versants. L'estimation de la production actuelle d'anguilles argentées a donc été réalisée sur la base de productions théoriques, sur des modèles de dynamique de population plus ou moins spatialisés et pour le plan de gestion français, l'estimation de l'échappement d'anguille argentée s'est appuyée sur une méthode indirecte basée sur l'évaluation du stock d'anguille jaune. Cette méthode repose sur le modèle EDA (Eel Density Analysis).

Les objectifs de ce travail étaient :

- d'appliquer EDA sur les unités de gestion françaises dans le cadre de la post évaluation du plan de gestion
- d'appliquer EDA dans quelques bassins versants européens dans le cadre du projet POSE (Pilot projects to estimate potential and actual escapement of silver eel). Ce projet répond à une consultation de la direction des pêches de la commission européenne (DG MARE, MARE : 2008/11, lot2) concernant la comparaison des différentes approches utilisées en Europe pour calculer l'échappement en anguilles argentées

- de dresser le bilan de l'application d'EDA au travers d'une analyse « Atout, Faiblesses, Opportunités, Menaces »
- et de proposer un plan de développement futur d'EDA

1.2. Principe de l'approche EDA

EDA est un outil de modélisation basé sur un réseau hydrographique géoréférencé qui permet de prédire les densités d'anguilles jaunes à différentes échelles à partir de résultats de pêches électriques et d'en déduire l'échappement historique ou actuel des anguilles argentées.

Le principe de cette approche est

- (1) de relier la présence/absence et les densités d'anguilles jaunes observées à différentes variables explicatives: méthodes d'échantillonnage, conditions environnementales (distance à la mer, distance relative, température, altitude, pente...), conditions anthropiques (obstacles, occupation du sol, ...) et temps,
- (2) d'extrapoler les densités d'anguilles jaunes dans chaque tronçon du réseau hydrographique en appliquant un modèle statistique calibré à l'étape 1,
- (3) de calculer l'abondance du stock d'anguilles jaunes dans chaque tronçon en multipliant la densité d'anguilles jaunes par la surface en eau,
- (4) de calculer un échappement potentiel d'anguilles argentées (avant mortalité lors de la dévalaison) en sommant les abondances d'anguilles jaunes pondérées par un taux d'argente pour chaque tronçon,
- (5) de calculer un échappement effectif en soustrayant les mortalités d'anguilles argentées (pêcheries, turbines) connues (ou estimées),
- (6) de donner une estimation de l'échappement pristine en considérant des conditions anthropogéniques mises artificiellement à zéro et un jeu temporel de variables avant 1980.

1.3. Historique du développement du modèle EDA

Le modèle EDA 1.x (EDA 1.1, EDA 1.2, EDA 1.3) fonctionnait avec BD_Carthage® v3, 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 (BD_Carthage) possède 525 000 km de cours d'eau.

Les données sont disponibles sur le site du Sandre :

<http://sandre.eaufrance.fr/geonetwork/srv/fr/main.search?any=&themekey=BDCARTHAGE&similarity=1&sortBy=rating&hitsPerPage=11>.

EDA1.1 a été implémenté en Bretagne (Leprévost, 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 la méthode des scores de Steinbach (2006). La version EDA1.3 (Plan de Gestion anguille de la France, 2010) 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 (Figure 2).

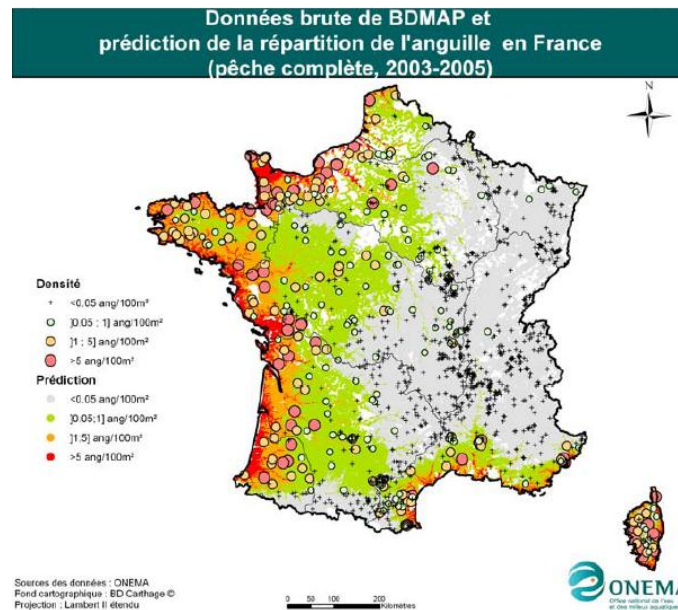


Figure 2: Densités observées (premier passage) et prédites (densités estimées) d'anguilles jaunes en France pour la période 2003-2005.

1.4. Développement de la version EDA 2.x

Le présent travail s'appuie sur deux nouvelles versions EDA 2.0 et 2.1. La principale innovation provient de la systématisation de l'approche par tronçons. Maintenant les valeurs des variables explicatives ont été calculées pour chaque tronçon du réseau hydrographique (Figure 3). Des améliorations ont été apportées dans la programmation sous R par l'encapsulation des méthodes relatives aux différents calculs sur le réseau (pêche, parcours, couverture des sols, obstacles...) dans des classes S4, ce qui correspond à une programmation orientée objet. La version EDA 2.0 correspond à l'application dans 5 UGA européennes et sur un jeu de données virtuelles (CREPE) dans le projet POSE ; la version EDA 2.1 à l'utilisation pour le rapportage du plan de gestion français, sur 10 UGA. La principale différence entre ses deux versions repose sur le réseau hydrographique géoréférencé utilisé. Pour l'application européenne, il s'agit de la CCM v2.1 (Catchment Characterisation and Modelling) (Vogt *et al.*, 2007, 2008), une base de données hydrogéographique à l'échelle européenne. Pour la France, il s'appuie le Réseau Hydrographique Théorique ou RHT (Pella *et al.*, in press).

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 sur des données disponibles à une large échelle comme l'occupation du sol ou les pressions anthropiques.

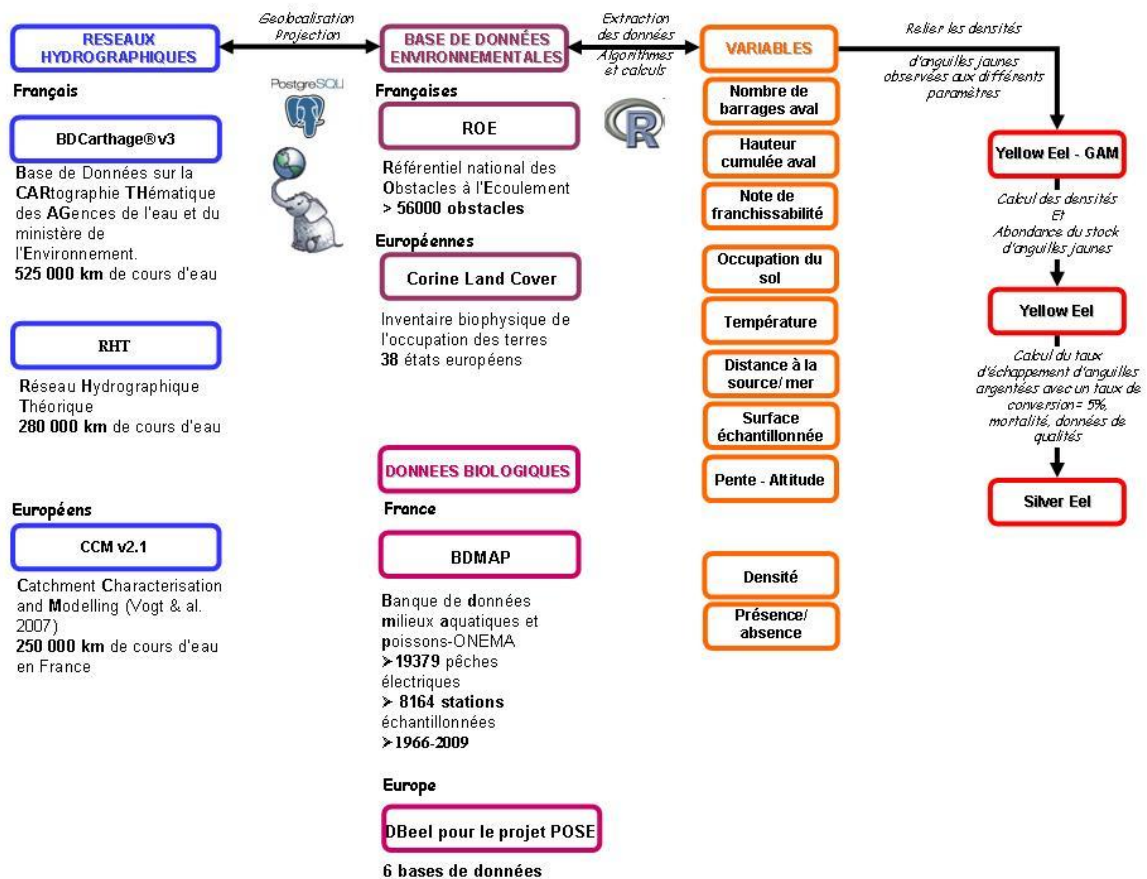


Figure 3 : Schéma récapitulatif du modèle EDA2.0 sur la CCM et EDA2.1 sur le RHT (bases de données utilisées, variables explicatives, étapes du modèle).

2. Méthodologie

Pour prédire les densités d'anguilles jaunes au cours du temps en fonction de caractéristiques environnementales, une approche par modèle delta-gamma a été retenue (Stefánsson, 1996). L'ensemble des traitements statistiques et calculs ont été réalisés à l'aide du logiciel statistique R2.12.1 (R Development Core Team, 2011, cran.r-project.org/).

Le schéma de la stratégie de modélisation du modèle EDA2.x est décrit dans la Figure 4.

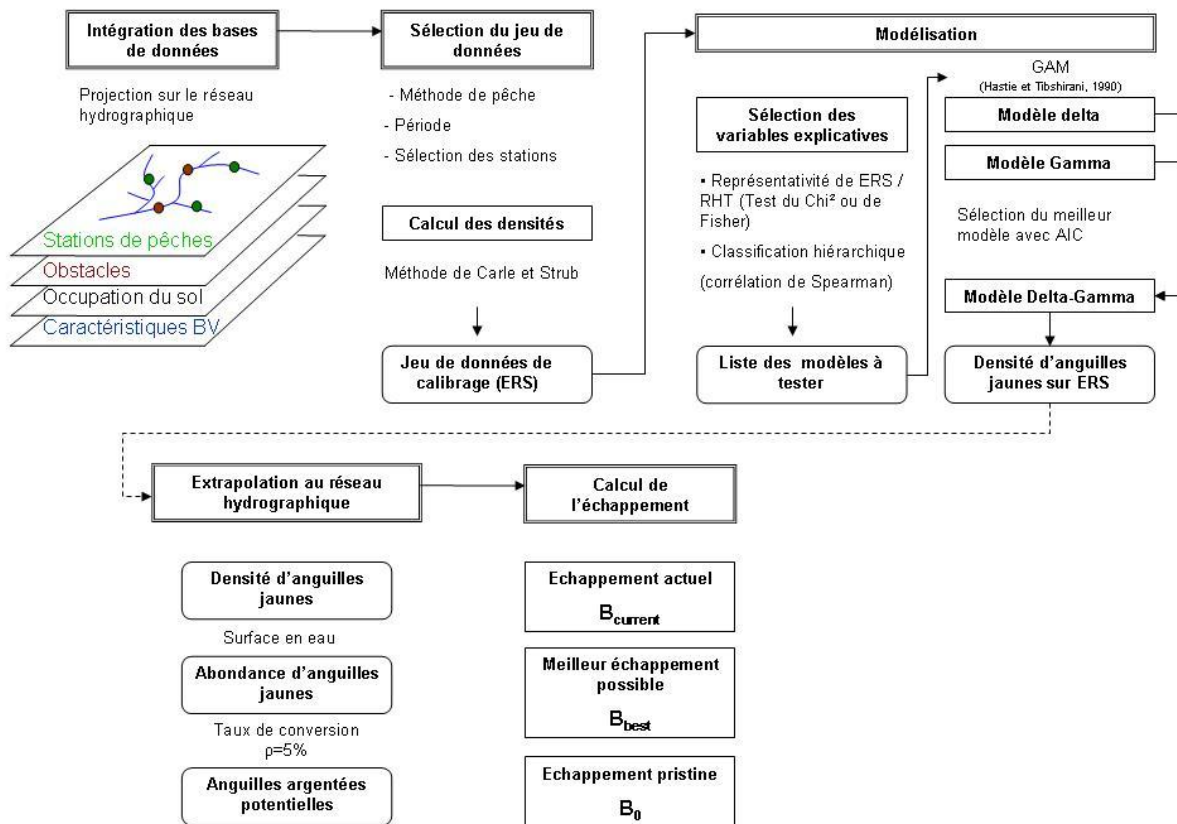


Figure 4 : Schéma de la stratégie de modélisation du modèle EDA.

2.1. Stratégie de modélisation des densités d'anguilles jaunes par tronçons

2.1.1. Méthodes statistiques

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

- un modèle de présence-absence (modèle Δ) pour déterminer la probabilité d'une densité non nulle,
- un modèle de densité (modèle Γ) 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 dans un tronçon.

A chaque fois, des modèles additifs généralisés (GAM, Hastie et Tibshirani, 1990) ont été utilisés, avec, pour le modèle Δ une distribution binomiale et un lien logit et pour le modèle Γ , une distribution gamma et un lien logarithme.

Les GAMs ont été appliqués avec succès pour analyser les tendances d'abondance des poissons pélagiques (Peltonen *et al.*, 2007), pour estimer la taille des populations d'oiseaux de mer (Clarke *et al.*, 2003) et pour standardiser les données de CPUE (Maunder et Punt, 2004 ; Beaulaton, 2008).

Les GAMs peuvent être considérés comme une extension des modèles linéaires généralisés en impliquant des fonctions de lissage des covariables (Wood, 2006). Les prédicteurs linéaires sont alors remplacés par des prédicteurs non linéaires :

$$g(\mu) = \alpha + \sum_{j=1}^p s_j(X_j)$$

où s_j est une fonction non paramétrique de lissage qui décrit la relation entre une fonction de la moyenne de la variable à expliquer $g(\mu)$, et la $j^{\text{ième}}$ variable explicative X_j . g est une fonction de lien (logit pour le modèle delta et logarithme pour le modèle gamma). Le principal avantage des GAMs par rapport aux méthodes traditionnelles de régression est leur capacité à modéliser des non-linéarités entre variables explicatives et variables à expliquer (Hastie et Tibshirani, 1990 ; Wood, 2006). Dans notre cas, les GAMs ont été calculé avec la librairie « gam » (Hastie, 2010) en utilisant une spline cubique en se limitant à 3 degrés de liberté pour éviter les surajustements.

2.1.2. Sélection des variables explicatives

Le choix des variables explicatives dépend de leur disponibilité, en plus de leur valeur écologique. En effet, elles doivent pouvoir être calculées pour l'ensemble des tronçons du réseau hydrographique. Les variables candidates dépendent donc de chaque application. Elles proviennent généralement soit des descripteurs des tronçons fournis avec le réseau hydrographique (CCM ou RHT) soit de bases de données spécifiques (Corinne Land Cover pour l'occupation des sols en Europe, ROE pour les obstacles à l'écoulement en France). Nous présenterons plus loin la sélection précise de ces variables dans la cadre de l'application France (§4.1) ou du projet européen POSE (§0).

Quatre types de variables en fonction de leur nature ont été créés,

- le premier type relatif aux variables spatio-temporelles (année, mois, UGA,...)
- le deuxième type concerne les caractéristiques hydrographiques des tronçons,
- le troisième se rapporte à l'occupation du sol,
- et enfin le quatrième est lié aux obstacles à la migration.

Le premier type regroupe des variables qui expliquent la répartition naturelle du stock d'anguilles jaunes dans un réseau hydrographique. Les deux derniers types, quant à eux, renseignent, directement ou indirectement, sur les pressions anthropiques qui peuvent perturber cette répartition naturelle des anguilles.

Afin de vérifier la représentativité de chaque variable du jeu de calage ERS (Electrofished River Segment) par rapport à l'ensemble du réseau hydrographique RHT, nous avons d'abord mis en œuvre un test d'homogénéité. Un test de χ^2 d'homogénéité ou un test exact de Fisher ont été utilisés. Suivant les valeurs de la table de contingence, lorsque les valeurs sont supérieures ou égales à 5, un test de χ^2 est réalisé, dans le cas contraire on utilisera un test exact de Fisher.

Étant donné le nombre des variables descriptives et les possibilités de liens complexes entre elles, par exemple entre l'altitude et la température, la pente et l'occupation du sol, nous avons ensuite exploré le jeu de données afin de déceler toute relation de colinéarité entre les variables explicatives. En effet, une colinéarité importante peut aboutir à des estimations de

coefficients dans les modèles linéaires difficiles à interpréter comme effets indépendants ou à des erreurs standards importantes (Neter *et al.*, 1990 ; Graham, 2003). Pour évaluer cette colinéarité, compte tenu de la distribution non normale des données et de la non-linéarité des relations, nous avons utilisé le coefficient de corrélation de Spearman ρ plutôt que le coefficient de corrélation de Pearson (Zar, 1996). Puis nous avons effectué une classification hiérarchique sur les corrélations de Spearman au carré (ρ^2) à l'aide de la fonction «*vareclus*» de la librairie «*Hmisc*» (Venables et Ripley, 2002 ; Harrell, 2001 ; Sarle, 1990). Nous avons ensuite cherché un compromis dans la définition des groupes de variables corrélées entre la nature des variables et la règle de Booth *et al.* (1994) qui suggère qu'un ρ de plus de $\pm 0,5$ (soit un $\rho^2 = 0,25$) indique une forte colinéarité.

Les résultats de la classification hiérarchique sont représentés sous forme de dendrogramme, qui ne représente qu'une partie de l'information contenue dans la matrice de corrélation, mais d'une manière qui en facilite l'interprétation.

Les variables de chaque groupe sont ensuite entrées séparément dans les modèles (Fielding et Haworth, 1995 ; Green, 1979 ; Draper et Smith, 1981 ; Alzola et Harrell, 2002).

2.1.3. Sélection des modèles

Pour le modèle Δ comme pour le modèle Γ , la sélection du meilleur modèle est basée sur le critère d'information d'Akaike (AIC) ; un faible AIC indiquant un meilleur ajustement (Akaike, 1974 ; Sakamoto *et al.*, 1986). L'AIC est un compromis entre la qualité statistique de l'ajustement (L , le logarithme de la vraisemblance maximisée) et la parcimonie du modèle (n le nombre de paramètres nécessaires à estimer dans le modèle). L'AIC est calculé tel que :

$$AIC = -2L + 2n$$

Ensuite, afin de qualifier la qualité prédictive du modèle sélectionné, le coefficient Kappa (Cohen, 1960 ; Manel *et al.*, 2001) a été calculé pour le modèle de présence-absence (modèle Δ) et la corrélation de Spearman prédit/observé pour le modèle de densité positive (modèle Γ).

Après détermination du seuil optimal de probabilité de présence (Fielding et Bell, 1997) avec la librairie "PresenceAbsence" (Freeman, 2007), l'efficacité du modèle Δ est considérée comme passable pour des valeurs de Kappa inférieures à 0,2, modérée de 0,4 à 0,6, bonne de 0,6 à 0,8 et très bonne pour des valeurs supérieures à 0,8 (Landis *et al.*, 1977 ; Manel *et al.*, 2001).

2.2. Détermination de la surface en eau des tronçons

La première étape est de disposer des surfaces en eau pour chaque tronçon pour transformer les densités d'anguilles jaunes en une estimation de stock en place.

Le RHT fournit des données sur la longueur de chaque tronçon (Figure 34, Annexe 1) ainsi que sur la largeur mouillée du cours d'eau. Ces données de largeur proviennent de l'application de la loi puissance de Leopold et Maddock (1953) avec le module inter-annuel et les coefficients de géométrie hydraulique calculés dans ESTIMKART (Lamouroux *et al.*, 2010).

Pour la CCM, nous avons utilisé une relation entre la largeur et la surface du bassin versant. Classiquement la largeur d'une rivière est liée au débit par une fonction racine carrée (Leopold and Maddock, 1953 ; Andrews, 1984 ; Julien and Wargadalam, 1995; Jiongxin, 2004 ; Lee and Julien, 2006 ; Caissie, 2006). Le débit en un point est lui même proportionnel à la surface du bassin versant amont même si cette relation présente des variations régionales (Benyahya *et al.*, 2009). Thornton *et al.* (2007) ont trouvé une relation directe entre largeur et surface de bassin versant qui s'approche d'une fonction racine carrée ($l = 4.98S_{BV}^{0.47}$ avec l la largeur en mètre et S_{BV} la surface de bassin versant amont en km²).

2.3. *Stock d'anguilles jaunes*

En résumé, le modèle delta-gamma sélectionné permet de calculer les densités d'anguilles jaunes à l'année t , au mois m , en fonction de caractéristiques des tronçons $x_{i,k}$ et des pressions anthropiques $h_{i,k}$ (occupation du sol et obstacle) du tronçon k .

Dans la suite des calculs, nous avons fixé le mois à septembre dans la mesure où il correspond d'une part à la période où la majorité des opérations de pêche est réalisée et d'autre part au début de la phase de pré-argenteure (Durif, 2003).

La densité d'anguille jaune au mois de septembre est multipliée par la surface en eau S_k du tronçon k (qui est simplement le produit de la longueur par la largeur du tronçon) pour avoir le nombre d'anguilles jaunes dans le tronçon k .

La quantité d'anguilles jaunes dans une UGA est alors :

$$\sum_k \Delta \Gamma t, x_{i,k}, h_{i,k} S_k$$

2.4. *Echappements d'anguille argentée*

Pour évaluer l'état de la fraction de stock et les mortalités anthropiques dans chaque unité de gestion, trois indicateurs concernant l'échappement en anguilles argentées doivent être calculés (ICES, 2010) :

- **B_{current}** qui reflète la biomasse réelle actuelle d'anguilles argentées s'échappant dans les conditions actuelles de faible recrutement et où coexistent des impacts anthropiques.
- **B_{best}** est la biomasse d'anguilles argentées qui s'échapperait actuellement en l'absence d'impact anthropique.
- **B₀** ou **B_{pristine}** est la biomasse pristine d'anguilles argentées qui s'échapperait en l'absence d'impact anthropique et si le recrutement était toujours à son niveau naturel haut.

Les trois B sont exprimés annuellement en kg par an (kg / a) pour chaque UGA ou EMU.

A noter qu'en 2011, il a été préconisé également d'évaluer la somme des mortalités sur la durée de vie en complément des 3Bs (ICES, 2011). Ceci ne peut être évalué par la version actuelle d'EDA.

2.4.1. Echappement actuel B_{current}

$B_{\text{potentielle}}$ est la biomasse d'anguilles argentées s'échappant actuellement avec impact anthropique sur la dévalaison. L'échappement potentiel en anguilles argentées d'un tronçon est tout d'abord calculé en multipliant le nombre d'anguilles jaunes dans ce tronçon par un taux de conversion C_k qui correspond au taux d'argenture par rapport au stock d'anguille jaune pour le mois de référence (dans notre cas septembre).

Cet échappement potentiel en nombre est converti ensuite en biomasse à l'aide de la masse moyenne d'une anguille argentée $w_{\text{silver},k}$ spécifique pour chaque tronçon (et qui le cas échéant peut varier d'une année à l'autre). La biomasse potentielle s'écrit ainsi :

$$B_{\text{potentielle}}(t, x_{i,k}, h_{i,k}) = \sum_k \Delta\Gamma(t, x_{i,k}, h_{i,k}) S_k \bar{w}_{\text{silver},k} C_k$$

Finalement l'échappement effectif en biomasse B_{current} est calculé en soustrayant, à la somme des échappements potentiels de chaque tronçon, les mortalités anthropiques (pêche, turbines) au stade argenté Y_{silver} .

$$B_{\text{current}}(t, x_{i,k}, h_{i,k}, Y_{\text{silver}}(t)) = \sum_k \Delta\Gamma(t, x_{i,k}, h_{i,k}) S_k \bar{w}_{\text{silver},k} C_k - Y_{\text{silver}}(t)$$

A noter que dans l'application actuelle, $w_{\text{silver},k}$ est constant à l'intérieur d'une UGA. Peu d'information est disponible sur la relation entre les stocks d'anguilles jaunes et les stocks d'anguilles argentées (Acou, 1999 ; Robinet *et al.*, 2007 ; Feunteun *et al.*, 2000). Feunteun *et al.* (2000) ont toutefois estimé qu'entre 5 et 12% des anguilles jaunes commencent leur argenture chaque année dans le bassin versant du Frémur. Dans la présente version d'EDA, un taux de conversion C_k fixe pour tous les tronçons de 5% a été choisi.

2.4.2. Meilleur échappement possible B_{best}

Le meilleur échappement possible (B_{best}) est ensuite calculé en forçant, dans le calcul de l'échappement actuel, les impacts anthropiques à être nuls (pas d'obstacles, occupation du sol naturel, pas de mortalités anthropiques au stade argenté) et en ajoutant une biomasse d'anguilles argentées correspondant aux mortalités anthropiques aux stades civelles et anguilles jaunes (en tenant compte des décalages dus à la croissance). Implicitement cela revient à faire l'hypothèse que ces mortalités ont lieu avant la pêche électrique (ICES, 2010).

Soit $Y_{\text{glass}}(t)$ les mortalités anthropiques en biomasse au stade civelle d'une UGA, les mortalités en nombre sont alors :

$$Y_{\text{glass}}(t) = \frac{1}{\bar{w}_{\text{glass}}}$$

où \bar{w}_{glass} est la masse moyenne d'une civelle.

Le nombre d'anguilles argentées qui aurait survécu à partir de ces civelles capturées est

$$Y_{glass} \ t = \frac{1}{\bar{w}_{glass}} \rho_{glass} e^{-M\tau}$$

où ρ_{glass} le taux de survie des civelles qui correspond à la mortalité initiale des civelles lors de la sédentarisation (20%), M est le coefficient moyen de mortalité naturelle sur la durée de vie de l'anguille τ dans l'UGA considéré et en biomasse :

$$Y_{glass} \ t = \frac{\bar{w}_{silver}}{\bar{w}_{glass}} \rho_{glass} e^{-M\tau}$$

A noter que la mortalité naturelle M sera considérée comme constante au cours du temps.

De la même manière, les mortalités d'anguilles jaunes de chaque tronçon sont converties en biomasse d'anguilles argentées par la formule suivante

$$Y_{yellow,k} \ t = \frac{\bar{w}_{silver}}{\bar{w}_{yellow,k}} e^{-M(\tau - \lambda_{yellow})}$$

où λ_{yellow} est l'âge moyen des anguilles jaunes détruites par les mortalités anthropiques.

Au final on a donc pour B_{best} :

$$B_{best} \ t = B_{current} \left(t, h_{j,k} = \emptyset, Y_{silver} \ t = 0 \right) \\ + Y_{glass} \ t - \tau \frac{\bar{w}_{silver}}{\bar{w}_{glass}} \rho_{glass} e^{-M\tau} \\ + \sum_k Y_{yellow,k} \ t - \tau + \lambda_{yellow} \frac{\bar{w}_{silver}}{\bar{w}_{yellow,k}} e^{-M(\tau - \lambda_{yellow})}$$

2.4.3. Echappement pristine B_0

L'échappement pristine B_0 se calcule en considérant que l'échappement au maximum historique du recrutement, à savoir dans les années 70 est égale à 40% de la biomasse pristine (ICES, 2007).

Ce qui conduit à la formule suivante moyennant les B_{best} sur une période antérieure à 1980 :

$$B_0 = \frac{\overline{B_{best} \quad t < 1980}}{0.4} = \frac{\overline{B_{current} \quad t < 1980}}{0.4}$$

Compte tenu des données disponibles (faible nombre de données avant 1980), pour le calcul de B_0 une approximation de la moyenne de B_{best} ou $B_{current}$ avant 1980 sera utilisée telle que :

$$B_0 = \max(B_{best})$$

ou

$$B_0 = \frac{\max(B_{current})}{0.4}$$

3. Organisation du travail

3.1. Développement d'un wiki

Pour faciliter la gestion de ce projet et permettre l'échange des bases de données utilisées, des programmes et algorithmes mis en œuvre, des traitements des données et analyses statistiques, un trac (application web Open Source de gestion de projet par Internet) a été développé. Le wiki est accessible à cette adresse : <http://trac.eptb-vilaine.fr:8066/trac/wiki>. Les pages du wiki sont modifiables seulement par les personnes possédant un droit d'accès restrictif. L'essentiel du travail a été réalisé par Céline Jouanin et Cédric Briand ; Laurent Beaulaton et Patrick Lambert ont apporté leur expertise au fil du déroulement du travail.

3.2. Constitution de la base de données PostgreSQL : eda2.0 et eda2.1

Compte tenu de l'ampleur des données, des bases nécessaires et utilisées dans les modèles EDA2.0 et EDA2.1, une base de données PostgreSQL a été utilisée afin d'optimiser la gestion des données. L'ensemble des données sont rassemblées sous PostgreSQL : données décrivant les caractéristiques des pêches (stations, densités d'anguilles...), bases de données européennes ou françaises relatives aux caractéristiques des bassins hydrographiques (RHT, CCM) et à l'occupation du sol (Corine Land Cover), bases de données nationales des pressions anthropiques (ROE,...).

Dans le cadre du projet POSE, une base de données commune (DBEel) a été développée et intègre l'ensemble des données des partenaires européens.

L'ensemble des algorithmes, scripts réalisés sous PostgreSQL en SQL ou sous R sont à disposition sous le trac.

3.3. Environnement de développement et Programmation orientée objet

Les analyses sous R ont été réalisées en utilisant le logiciel Eclipse comme environnement intégré de développement. Ceci a permis de faciliter le travail au quotidien de codage, d'offrir des possibilités de travail collaboratif et d'assurer des sauvegardes régulières et un suivi des versions de développement. Pour structurer les différentes analyses, la programmation en langage orienté objet (S4) a été utilisée.

Ainsi différentes classes et méthodes ont été développées (Figure 5 et Figure 6). La programmation objet permet de déclarer et de typer les objets, de définir des mécanismes de

contrôle permettant de vérifier la cohérence interne des objets, de définir un objet comme héritier des propriétés qui ont été définies pour un autre objet, de définir tous les outils composant un objet et une encapsulation du programme permettant de protéger ce qui doit l'être.

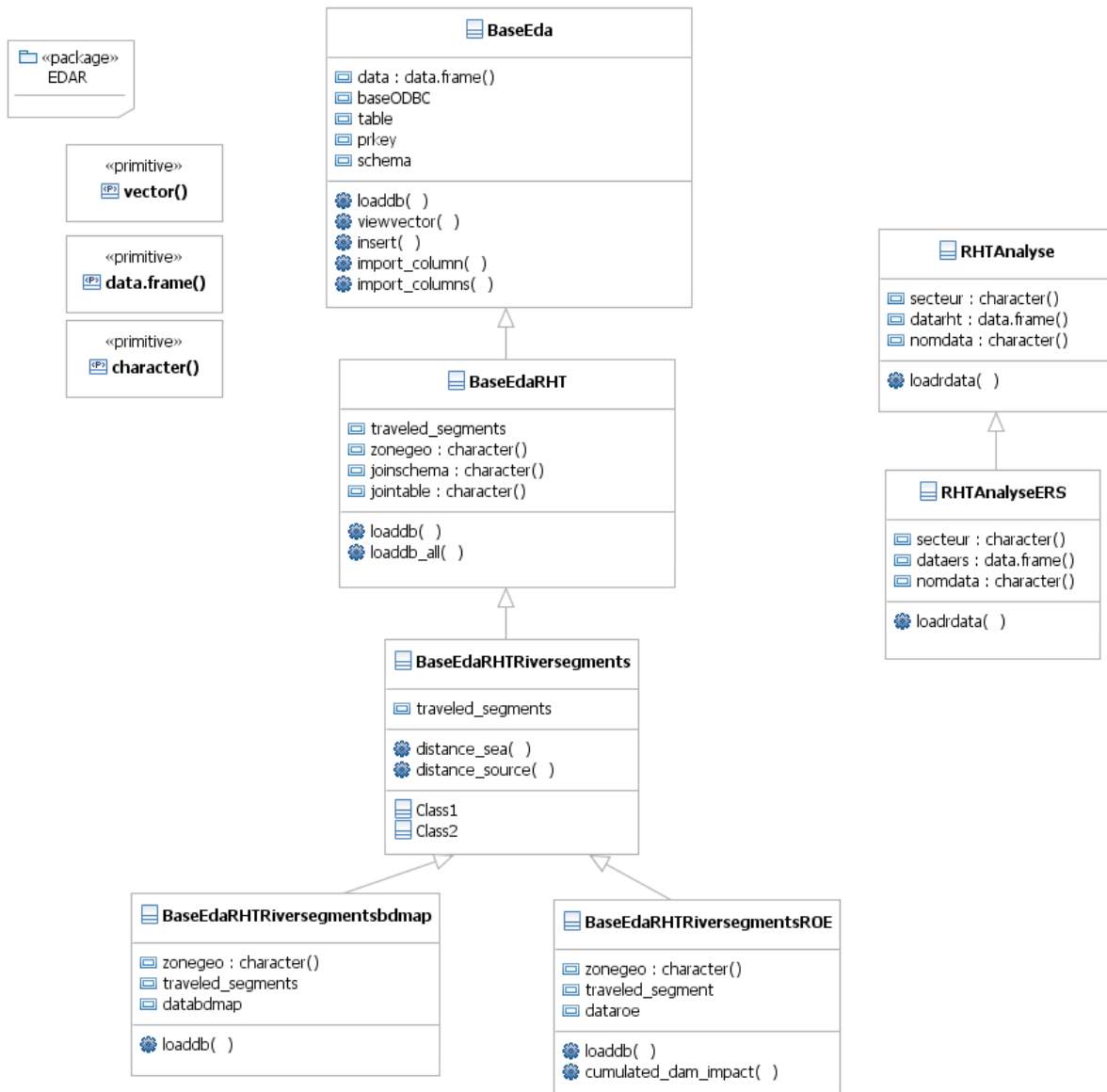


Figure 5 : Schéma des différentes classes et méthodes utilisées pour le RHT.

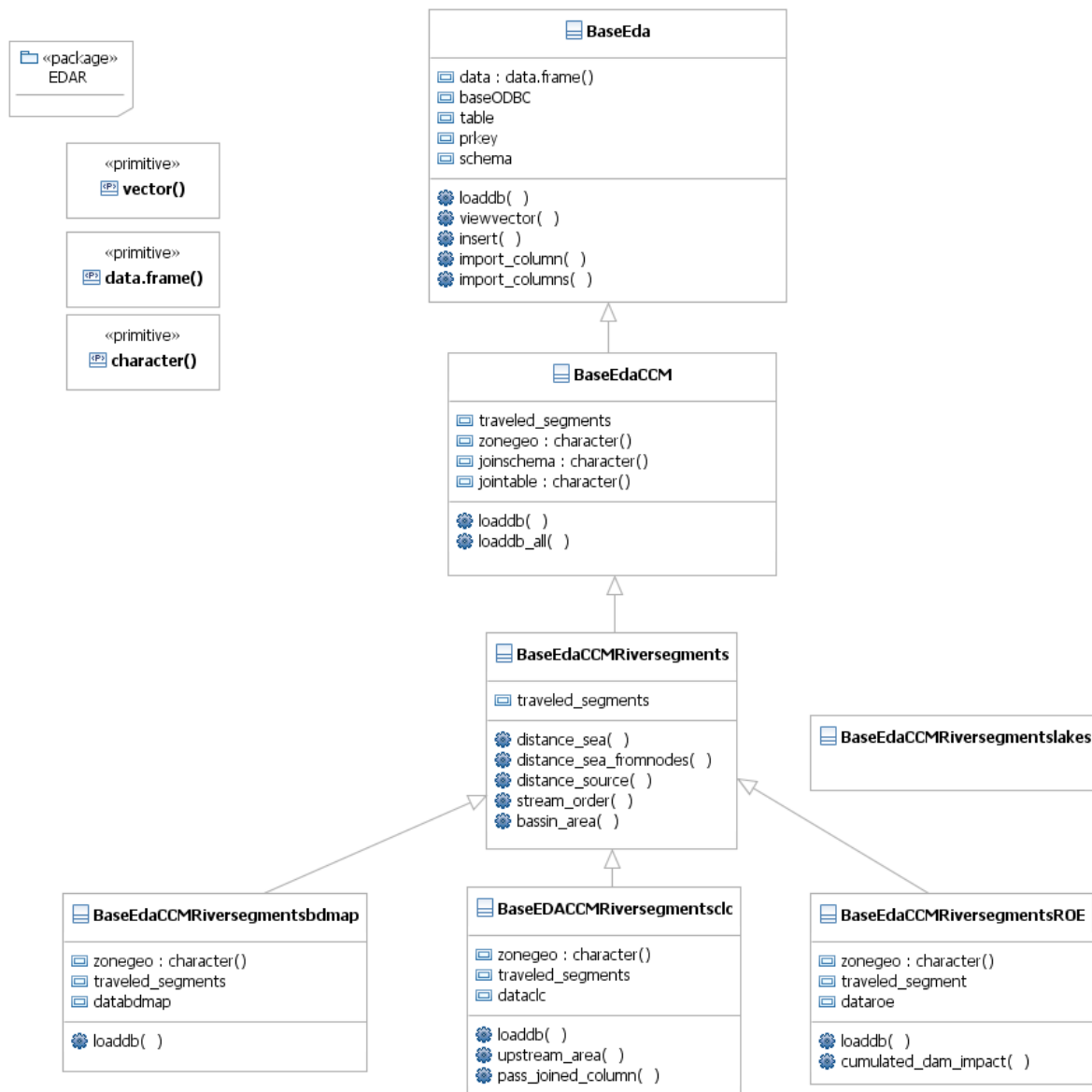


Figure 6 : Schéma des différentes classes et méthodes utilisées pour la CCM.

Dans la suite du travail, nous présenterons dans un premier temps l'application France (EDA2.1) pour les 10 UGA puis dans un deuxième temps l'application réalisée dans le cadre du projet POSE (EDA2.0).

4. Application France EDA2.1

4.1. Tronçons hydrographiques : RHT

EDA 2.1 utilise le Réseau Hydrographique Théorique ou RHT (Pella *et al.*, in press). Le RHT est un réseau national coulant et orienté qui se rapproche du référentiel de la BD Carthage®. Il a été développé dans le but de palier à certaines des lacunes révélées par ce dernier. Le caractère artificiel d'une partie du réseau hydrographique (portions court-circuitées, canaux,

réseau de drainage...) ainsi que la complexité des écoulements à chenaux multiples ne permettent pas de modéliser l'écoulement dans le réseau ; cette modélisation impose une simplification du réseau BDCarthage. De plus cette modélisation n'est possible que si les arcs sont correctement orientés et jointifs (critères non satisfait dans la BDCarthage). Le RHT a été développé à partir de la BD Alti (IGN), permettant d'identifier les bassins versants et de simuler les écoulements avec une meilleure précision. Des attributs topographiques, hydrologiques et climatiques ont été calculés et intégrés dans un système d'information géographique. De plus le RHT dispose de l'attribut largeur calculée pour l'ensemble des tronçons, sur BDCarthage l'intervalle de largeur donné ne permet pas d'utiliser cet attribut avec précision pour les calculs de surface en eau.

4.2. *Données d'anguille pour les 10 UGA.*

Le modèle requière des données d'abondance d'anguilles jaunes. Ces données proviennent de la Banque de Données Milieux Aquatiques et Poissons (BDMAP - version du 21-10-2011) - avec 23 312 opérations de pêche, collectées sur 9 004 stations d'échantillonnage de 1966 à 2009). Le suivi de pêche a été effectué par l'Office National de l'Eau et des milieux aquatiques (ONEMA).

Dans la base BDMAP on observe une forte diversité des méthodes de prospection, d'échantillonnage, des périodes de pêche, des types de stations (Chancerel, 1994). De ce fait, pour minimiser la variabilité, seules les stations où la méthode de pêche et l'objectif de pêche n'ont pas ou peu varié au cours du temps, ont été retenues. Les données ont donc été limitées aux opérations de pêches électriques à deux passages par secteurs avec une méthode de prospection complète à pied. De plus toutes les stations de pêche dont l'effort de pêche (tel qu'il se présente dans la BDMAP) excède 3 000 mètres ont été écartées car considérées comme peu fiables ou erronées. Les stations avec transport avéré de civelles ont été supprimées (et correspondent aux codes CSP : 04410033 en 1997, 04180035 en 1998, 04180047 en 1998, 04450013 en 1998, 04030012 en 1999). A noter qu'une station peut comporter plusieurs opérations de pêche électrique.

La densité (d) a été calculée pour toutes les opérations de pêches et correspond aux densités estimées par effort de pêche corrigées par la méthode de Carle et Strub (1978), effectuées sur deux passages, divisées par la surface prospectée. Elle s'exprime en nombre/100m².

Chaque station d'échantillonnage a été projetée sur le réseau hydrographique RHT (Figure 7) grâce à une requête spatiale en utilisant un buffer de 300 m et en prenant la distance minimum. Ainsi 97% des stations BDMAP ont été projetées sur le réseau RHT. A noter qu'un tronçon de cours d'eau (id_drain sous le RHT) peut contenir plusieurs stations.

Certaines parties du territoire sont mal représentées, comme l'Est du Massif Central (UGA Loire), l'extrême Est de l'UGA Seine-Normandie. Les UGA Rhône-Méditerranée et Bretagne sont les mieux représentés.

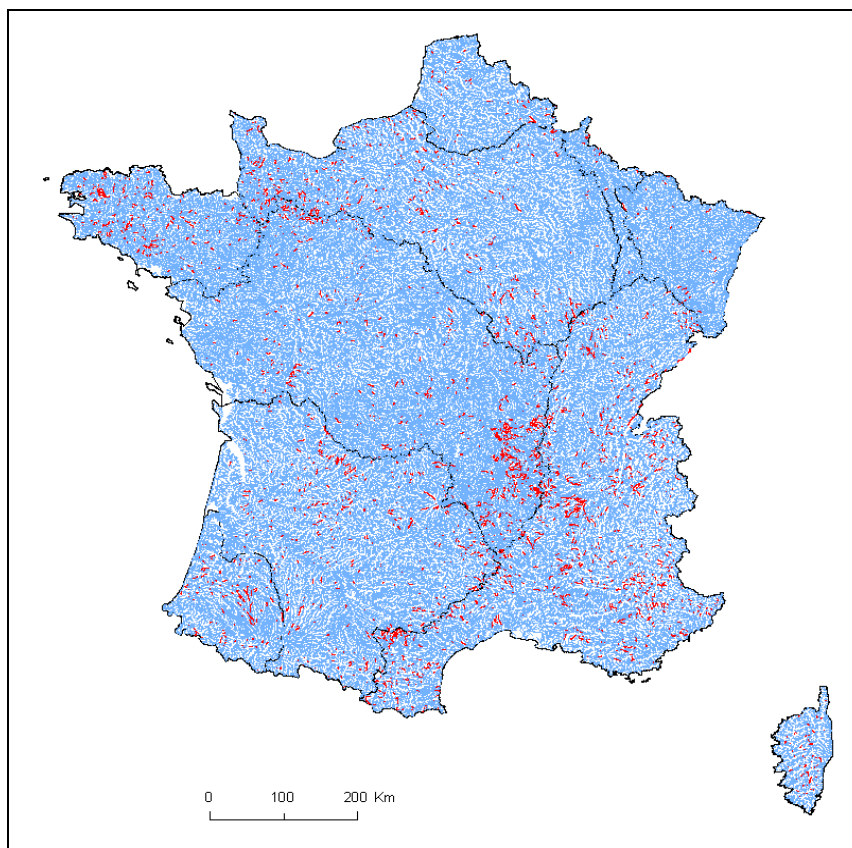


Figure 7 : Carte de répartition des stations de pêche (en rouge) sur le réseau hydrographique RHT.

Pour chaque UGA, la période d'échantillonnage, le nombre d'opérations, le nombre de stations utilisées dans le calage des modèles sont présentés dans le Tableau 1.

Tableau 1 : Nombres d'opérations et nombre de stations au niveau national France et pour chaque UGA utilisé pour le calage du modèle EDA2.1.

UGA	Année	Période de pêche	Nb d'opérations	Nb d'opérations non nulles	Nb de stations
Adour	1984-2009	Avril-Novembre	238	155	132
Artois-Picardie	1987-2009	Avril-Novembre	112	56	47
Bretagne	1984-2009	Avril-Novembre	937	827	324
Corse	1988-2009	Avril-Novembre	193	141	66
Garonne	1984-2009	Avril-Novembre	1 559	448	489
Loire	1984-2009	Avril-Novembre	2 098	538	839
Meuse	2000-2009	Mai-Octobre	19	0	18
Rhin	1985-2009	Mai-Octobre	36	3	33
Rhône-Méditerranée	1984-2009	Avril-Novembre	3 050	473	1 449
Seine Normandie	1984-2009	Avril-Novembre	1 314	749	549
France	1984-2009	Avril-Novembre	9 556	3 390	3 946

La représentativité de la base d'apprentissage (ERS ou Electrofished River Segment) par rapport au réseau RHT peut être analysée au regard du nombre de tronçons, de la longueur des tronçons et de la surface de bassins versants (Tableau 2). Des informations concernant l'anguille sont disponibles sur 2.8 % des tronçons (de 0.6 à 4.6 % en fonction des UGA) ce

qui correspond à 14.4 % du linéaire (de 1.3 à 23.9 % en fonction des UGA) et à 14.1 % de la superficie des bassins versant (1.3 à 21.7 % en fonction des UGA).

Tableau 2 : Caractéristiques du réseau hydrographique RHT par UGA et au niveau national français et comparaison avec le jeu de données testé pour les modèles (ERS).

UGA	Surface en eau totale (km ²)		Nb de tronçons		Linéaire de cours d'eau (km)		Superficie de bassin versant (km ²)	
	RHT	ERS	RHT	ERS	RHT	ERS	RHT	ERS
Adour	84.76	3 979	121	10 315	1 370	20 079	2 628	
Artois-Picardie	46.46	4 056	46	9 559	439	19 511	782	
Bretagne	83.31	6 466	257	16 593	3 963	28 992	6 289	
Corse	14.80	1 774	62	3 840	762	8 217	1 673	
Garonne	402.37	19 638	437	47 130	6 534	96 788	15 246	
Loire	474.58	27 728	671	71 957	8 935	126 596	15 070	
Meuse	42.34	1 630	15	4 304	71	7 705	142	
Rhin	86.49	4 773	31	13 677	181	23 355	308	
Rhône-Méditerranée	531.96	24 986	1 146	58 644	12 755	120 417	24 197	
Seine Normandie	347.13	19 543	443	47 232	5 888	94 299	10 853	
France	2 114.20	114 564	3 229	283 594	40 897	545 958	77 189	

La superficie de bassin versant (km²) calculée à partir de la couche du RHT est similaire à la superficie rencontrée en France métropolitaine (543 965 km², source INSEE 2007).

La surface en eau totale a été calculée sur l'ensemble des cours d'eau du RHT (Tableau 2, Figure 35, Annexe 1). Il est à noter que cette surface en eau calculée ne comporte pas les surfaces en eau des estuaires, lagunes, marais, lacs, avec une sous-estimation des lacs de retenus des seuils (Figure 8). Dans le plan de gestion anguille, la surface en eau a été estimée à 6 727 km² dont 3 637 km² pour la couche surfacique et 3 090 km² pour la couche linéaire à partir de BDCarthage.

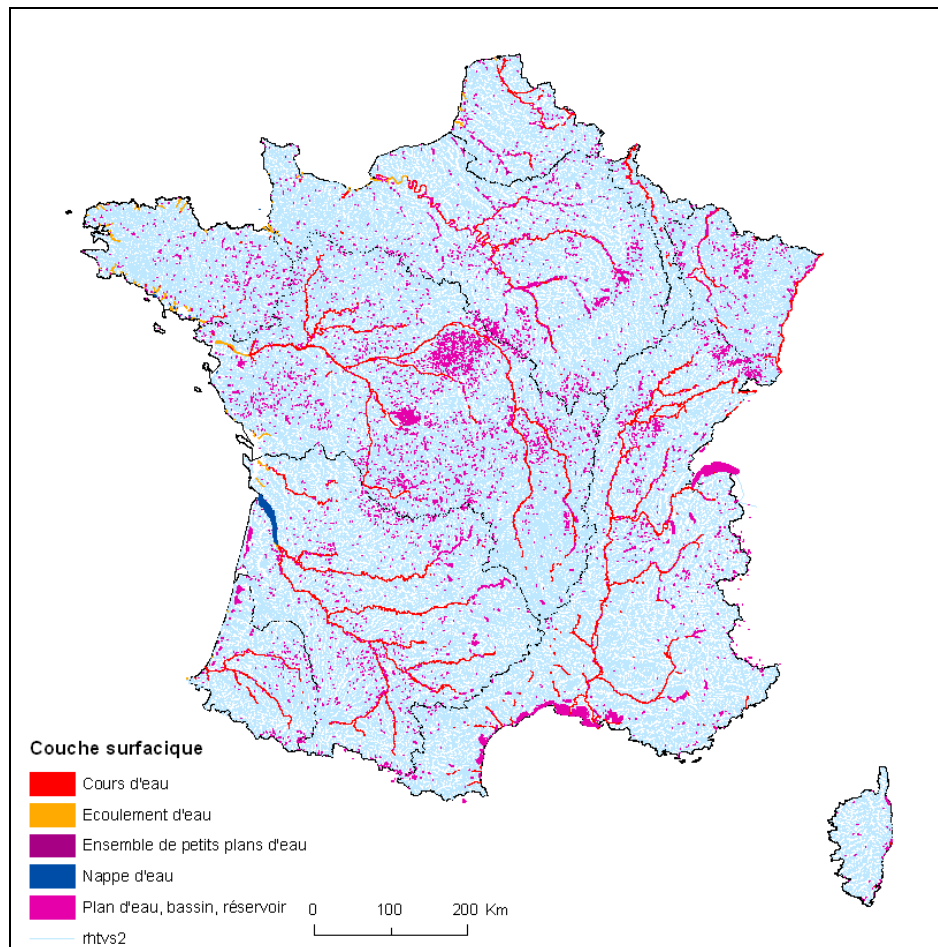


Figure 8 : Réseau hydrographique utilisé (rhtvs2) en bleu clair. La couche surfacique provient de BDCarthage. La largeur des cours d'eau de la couche surfacique issue de BDCarthage est à l'échelle, contrairement à la couche linéaire rhtvs2.

4.3. Sélection des variables explicatives

Les paramètres descriptifs sont reliés soit aux caractéristiques des bassins versants soit aux conditions anthropiques (obstacles et occupation du sol).

4.3.1. Caractéristiques des tronçons

Sont disponibles directement dans le RHT (Lamouroux *et al.*, 2010, Pella *et al.*, in press) :

- l'altitude moyenne de l'arc du bassin versant primaire (elev_mean) en mètre (Figure 36), la pente moyenne de l'arc du bassin versant primaire (slope) en pourcentage pour mille (‰) (Figure 37). L'altitude et la pente moyenne sont calculées à partir du modèle numérique de terrain de la BD Alti® de l'IGN. Les altitudes négatives rencontrées correspondent à des effets du MNT (Modèle Numérique de Terrain).
- le contexte thermique est caractérisé par la moyenne de la température moyenne de l'air des mois de janvier (tjan_moy) et de juillet (tjuil_moy) en degrés Celsius dans le bassin versant unitaire (Figure 38 et Figure 39 réciproquement). Les données de température sont des moyennes journalières calculées sur la période 1961-1990 et interpolées (modèle AURELHY (Analyse Utilisant le RELief pour les besoins de l'Hydrométéorologie) de Météo-France). Des études ont démontré que les variations

de températures de l'eau sont significativement reliées aux températures de l'air (Cluis, 1972 ; Pilgrim *et al.*, 1998 ; Mohseni et Stefan, 1999).

- la surface du bassin versant amont (up_catchment_area) en km² qui correspond à la surface de bassin versant à l'exutoire (aval) du tronçon considéré.
- le contexte hydrologique défini par le module interannuel (module) et le minimum des débits mensuels (minqmx) en m³/s (Figure 40 et Figure 41 réciproquement). La donnée d'origine est constituée par la lame d'eau annuelle reconstituée en mm/an (Sauquet *et al.*, 2000a, 2006b) pour chacune des zones hydrographiques unitaires. Une fois cette affectation réalisée, la prise en compte de la surface de bassin versant permet de calculer le débit moyen (module) correspondant pour chaque arc. Le débit mensuel minimum est calculé à partir des débits mensuels modélisés à partir des lames d'eau mensuelles de Sauquet *et al.* (2000b, 2006a).

Les variables suivantes ont été calculées à partir de la topologie du réseau RHT :

- distance à la mer (distance_sea) en km calculée comme la distance depuis l'embouchure au nœud aval du tronçon considéré plus la moitié de la longueur du tronçon considéré (Figure 42).
- distance à la source (distance_source) en km qui correspond à la source la plus en amont plus la moitié de la longueur du segment considéré (Figure 43).
- la distance relative (relative_distance) est égale au rapport entre la distance à la mer et la distance totale du cours d'eau (somme des distances à la mer et la source), modifié de Imbert *et al.* (2008) (Figure 44).

Les cartes de répartition spatiale de ces différentes variables sur le réseau hydrographique RHT sont données en Annexe 1 (Figure 34 à Figure 52).

Ont été ajoutées :

- l'UGA
- l'exutoire maritime sur la base des données de la CCM et du travail de Leprévost (2007). Les exutoires bretons, hors Vilaine, compte tenu de densité plus faible ont été regroupés dans un seul et même exutoire « Bretagne » (Figure 45).

Pour le modèle de présence-absence (modèle Δ), a été également considérée :

- La surface échantillonnée lors de l'opération de pêche électrique (fournie par la BDMAP - version du 21-10-2011).

4.3.2. Impacts des obstacles

Comme tous les poissons migrateurs, l'anguille est confrontée à de nombreux obstacles qui limitent sa progression vers l'amont en milieu continental. Porcher et Travade (1992) précisent que d'une façon générale, les obstacles à la libre circulation constitueraient le principal facteur de la régression des espèces migratrices. La présence d'obstacles est à l'origine d'une diminution de la capacité d'accueil des milieux et vont également augmenter la compétition entre individus.

Les obstacles induisent des rétentions au pied des ouvrages, des mortalités, des retards aux déplacements (Elie et Rigaud, 1984 ; Feunteun *et al.*, 1998) et de dégradations de l'état physiologiques du poisson (Wiley *et al.*, 2004 ; Larinier *et al.*, 2006 ; Machut *et al.*, 2007 ;

Lasne *et al.*, 2008) qui se traduisent par un déficit de présence de l'espèce dans les secteurs amont.

Les obstacles contribuent à limiter l'aire de présence de l'anguille, White et Knights (1997) ont montré que les obstacles ont un impact important sur les migrations à l'amont et conditionne les densités et la structure des populations dans un bassin versant. Dans le bassin versant du Frémur, on note une accumulation d'anguille à l'aval des aménagements hydrauliques avec de très faibles abondances à l'amont (Feunteun *et al.*, 1998).

Les données sur les obstacles proviennent du Référentiel National des Obstacles à l'Écoulement (ROE, version publique d'avril 2011) de l'ONEMA qui comporte 54 057 ouvrages référencés en France ; l'ensemble de ces ouvrages sont notés comme « vérifiés ». 49 328 obstacles ont pu être projetés sur le réseau hydrographique RHT (Tableau 3). Pour caractériser l'impact des obstacles nous avons utilisé le nombre d'obstacles cumulés à l'aval de chaque tronçon jusqu'à la mer (cs_nbdams) (Figure 46, Annexe 1).

Tableau 3 : Nombre d'obstacles recensés et densités d'obstacles au niveau national et par UGA.

UGA	Nb d'obstacles	Nb obstacles par km de linéaire
Adour	892	0.09
Artois-Picardie	1 726	0.18
Bretagne	3 050	0.18
Corse	151	0.04
Garonne	4 791	0.10
Loire	10 738	0.15
Meuse	791	0.18
Rhin	4 949	0.36
Rhône-Méditerranée	13 505	0.23
Seine Normandie	8 735	0.18
France	49 328	0.17

A noter que ne pouvant pas connaître le nombre de barrages à l'aval d'une station de pêche précisément, on fait une approximation du nombre de barrages à l'aval par tronçons.

A noter que les obstacles transfrontaliers ont été ajoutés pour les UGA Rhin et Meuse (Tableau 4).

Tableau 4 : Nombre d'obstacles transfrontaliers à l'aval.

UGA	id_bdcarth	Situation	Nom cours d'eau	Nb barrages à l'aval
Meuse	100007688	frontière	Meuse	23
Meuse	150001278	frontière	Meuse	23
Meuse	250002088	frontière	Meuse	23
Rhin	250003393	frontière	Moselle	12
Rhin	250003736	frontière	Sarre	17
Rhin	250004650	frontière	Sarre	17

Dans un premier temps nous avons souhaité effectuer une jointure spatiale entre la table du RHT (114 564 cours d'eau) et la table troncon_hydrographique de BDCarthage v2011 (528 422 cours d'eau répertoriés) pour pouvoir récupérer les obstacles (54 057 obstacles du ROE) à partir de l'identifiant BDCarthage.

Cependant, dans un deuxième temps, le RHT ne disposant pas des identifiants BDCarthage associés aux tronçons, de plus sur les 54 057 obstacles vérifiés du ROE, 2 625 obstacles n'ont pas d'identifiants BDCarthage, aussi une jointure spatiale a été réalisée entre le RHT (rhtvs2) et le ROE (roe_v2). Un buffer de 300 mètres a été pris et la distance minimale a été utilisée. Ainsi 49 328 obstacles ont été projetés sur le RHT soit 91% des obstacles de la base ROE. Sur les 2 625 obstacles sans identifiant BDCarthage 1 710 obstacles ont été projetés sur le RHT par nos soins. A posteriori il s'est avéré que ceux-ci correspondaient à des obstacles situés sur des cours d'eau non référencés dans BDCarthage et auraient donc du être écartés. Pour autant l'erreur commise reste limitée compte tenu du nombre faible d'obstacles concernés.

4.3.3. Occupation du sol

L'occupation du sol influence la morphologie des cours d'eau, le transport de sédiment et la végétation riparienne et de ce fait influence indirectement les populations de poissons. La végétation du bassin versant, en particulier la végétation riveraine ou riparienne est impliquée comme un facteur majeur contrôlant les populations de poissons de par son influence sur la disponibilité de lumière, la température de l'eau, et la stabilité des canaux (Hicks *et al.*, 1991). L'habitat dans les cours d'eau varie suivant l'utilisation des terres et des types considérés (Hanchet, 1990) ce qui est l'explication la plus probable pour la distribution de certaines espèces de poissons. En particulier, les cours d'eau avec des pâturages ont la plus forte densité et la plus forte biomasse de poissons ainsi que la plus forte production d'anguilles (Hicks et McCaughan, 1997). L'utilisation des terres productives (par exemple, l'agriculture et la sylviculture) affecte bon nombre des caractéristiques des cours d'eau, y compris les poissons (Hanchet, 1990 ; Jowett *et al.*, 1996). Les perturbations anthropiques du paysage telles que l'agriculture en ligne, la déforestation et le pâturage changent les relations structurelles et fonctionnelles entre les éléments du paysage et la stabilité de l'environnement physique. Par conséquent, l'utilisation des terres entraînent des modifications importantes dans les populations et les dynamiques des communautés de poissons des cours d'eau (Schlosser, 1991).

Nous avons utilisé dans les analyses la couverture terrestre paneuropéenne et la classification d'utilisation des terres de CORINE (Co-Ordination of Information on the Environment, CLC2000) comme information de la couverture du sol (Commission européenne, 1994). Les données sont obtenues à partir du site web de l'Agence européenne pour l'environnement et sont disponibles à <http://www.eea.europa.eu/data-and-maps/data/corine-land-cover-2000-clc2000-seamless-vector-database-1>.

Pour ce travail, les 15 niveaux de Corine Land Cover ont été regroupés sous 3 modalités (Tableau 5). L'objectif est de distinguer les utilisations du sol qui, *a priori*, impactent faiblement (non impacté), moyennement (agriculture) et fortement (urbanisation) les populations d'anguilles.

Tableau 5 : Modalités utilisées à partir de la nomenclature de Corine Land Cover.

3 modalités	Niveau d'occupation du sol de la CLC
Urbanisation	1.1 Urban fabric
	1.2 Industrial, commercial and transport units
	1.3 Mine, dump and construction sites
	1.4 Artificial non-agricultural vegetated areas
Agriculture	2.1 Arable land
	2.2 Permanent crops
	2.4 Heterogeneous agricultural areas
Non impacté	2.3 Pastures
	3.1 Forests
	3.2 Shrub and/or herbaceous
	3.3 Open spaces with little or no vegetation
	4.1 Inland wetlands
	4.2 Coastal wetlands
	5.1 Inland waters
5.2 Marine waters	

Le pourcentage de chaque catégorie d'occupation du sol est calculé pour la surface de drainage unitaire (p) ainsi que pour la surface de bassin versant cumulée en amont (p_up) de chaque tronçon considéré (Figure 47 à Figure 52).

4.3.4. Organisation des variables explicatives testées

Dans un premier temps, afin de vérifier la représentativité de chaque variable du jeu de calage ERS par rapport à l'ensemble du réseau hydrographique RHT, un test d'homogénéité a été mise en œuvre. Dans un deuxième temps, la classification hiérarchique sur la corrélation de Spearman a été réalisée.

Après avoir classé chaque variable (en gardant dans la mesure du possible des effectifs égaux sur la base du jeu de données RHT), la proportion relative de la surface en eau pour chaque classe a été calculée (voir Figure 53 à Figure 70 en Annexe 2). Un test de χ^2 d'homogénéité ou un test exact de Fisher (lorsque une ou plusieurs valeurs des effectifs attendus sont inférieurs à 5) a été réalisé (Tableau 6).

Les variables *distance_source*, *relative_distance*, *up_catchment_area* et *slope* ne seront pas testées dans les modèles compte tenu de la faible représentativité du jeu de données ERS pour ces variables.

Bien que les variables *modules* et *minqmx* montrent une bonne représentativité du jeu ERS par rapport au jeu RHT (avec les variables transformées en classes, Figure 61 et Figure 62, Annexe 2), la distribution des données montre une absence d'observation avec des valeurs de débit (*module* et *minqmx*) élevées (Figure 9), ce qui a posé des problèmes d'ajustement des modèles. Ces deux variables ne seront pas retenues dans les modèles à tester.

Tableau 6 : Résultats des tests de χ^2 et de Fisher pour chaque classe de variables testées

Classes de variable	Test χ^2 p-value	Test Fisher p-value
distance_sea	0.954	
distance_source	0.008*	
relative_distance		0.003*
elev_mean	0.062	
slope	7.10^{-5} *	
tjuil_moy	0.225	
tjan_moy	0.723	
module		0.156
minqmx		0.513
up_catchment_area		0.005*
riverarea		0.380
cs_nbdams	0.563	
p_urban	0.518	
p_up_urban	0.096	
p_agricultural	0.789	
p_up_agricultural	0.072	
p_unimpact	0.295	
p_up_no_impact	0.070	

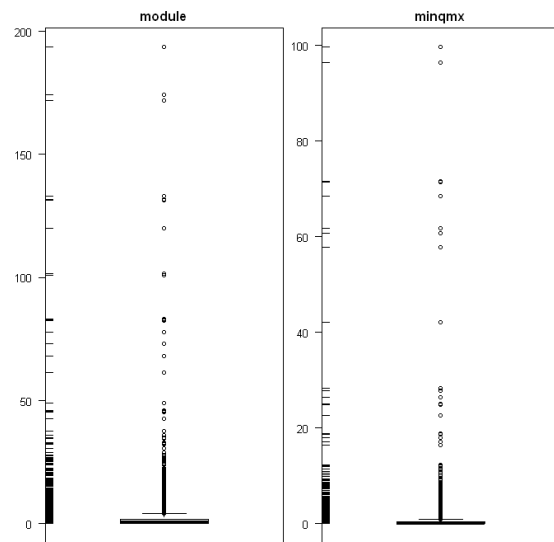


Figure 9 : Boîtes à moustaches ou Boxplot pour le jeu de calage ERS pour les variables module et minqmx.

La classification hiérarchique sur la corrélation de Spearman permet d'identifier des groupes de variables corrélées entre elles. En coupant le dendrogramme à une valeur de ρ^2 de 0,36, on obtient 7 groupes. Cette valeur est supérieure au seuil de corrélation à 0,25 mais permet de respecter une unicité des types de variables (pas de confusion entre caractéristiques hydrographiques des tronçons et impacts anthropiques à l'intérieur d'un groupe) dans chaque groupe (Figure 10).

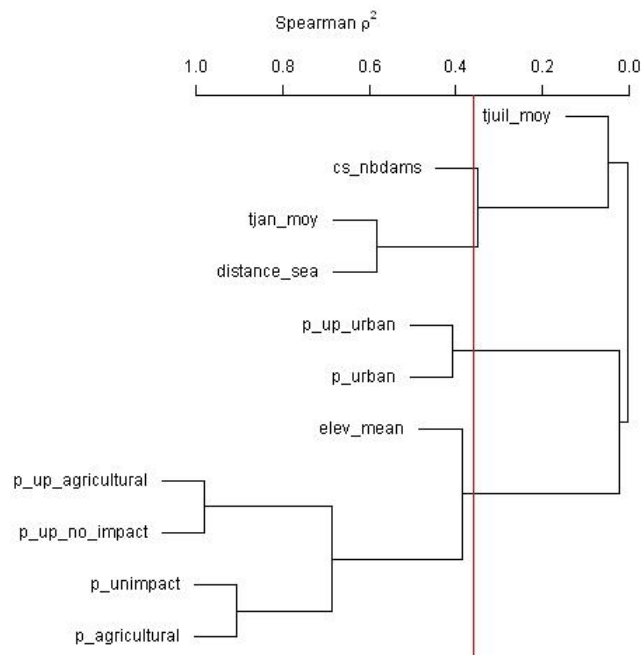


Figure 10 : Dendrogramme obtenu par l'analyse de classification hiérarchique des 17 variables descriptives candidates avec la corrélation de rang de Spearman au carré comme mesure de similarité. La ligne verticale en rouge correspond à un ρ^2 de 0,36.

Le groupe 1 correspond à la seule variable **tjuil_moy**.

Le groupe 2 correspond à la seule pression anthropique liée aux obstacles **cs_nbdams**.

Le groupe 3 rassemble enfin **tjan_moy** et **distance_sea**. Il renseigne sur l'organisation longitudinale depuis la mer.

Le groupe 4 regroupe **p_urban** et **p_up_urban**, deux variables associées à la plus forte anthropisation de l'occupation du sol.

Le groupe 5 regroupe **p_unimpact**, **p_agricultural**, **p_up_no_impact**, **p_up_agricultural**, **elev_mean** qui montre que les pressions anthropiques faible et moyenne liées à l'occupation du sol sont corrélées.

Un sixième groupe correspondant aux effets croisés temporel (**year**, **month**) et spatial (**UGA** et **exutoire**) complète cette organisation des variables. La corrélation avec les autres variables n'a pas été évaluée par soucis de tester systématiquement ces facteurs dans chaque modèle. A été inclus également dans ce groupe la surface échantillonnée (**ef_wetted_area**) utile pour le modèle de présence-absence.

Le dendrogramme montre en particulier que le groupe 2 (**cs_nbdams**) est très proche du groupe 3. Le risque est que les variables associées à des caractéristiques des tronçons (groupes 3) embarquent une partie de l'information liées aux pressions anthropiques (groupe 2).

Le Tableau 7 récapitule l'organisation des variables explicatives candidates qui seront testées dans le modèle.

Tableau 7 : Récapitulatif des variables explicatives candidates

Identifiant	Unité	Définition	Type	Groupe
year		année d'échantillonnage,	Temporel et spatial	6
month		mois d'échantillonnage		
UGA		unité de gestion anguilles		
exutoire		exutoire maritime		
ef_wetted_area	m	surface échantillonnée		
tjuil_moy	°C	température moyenne de l'air en juillet	Caractéristiques hydrographiques	
distance_sea	km	distance à la mer		3
tjan_moy	°C	température moyenne de l'air en janvier		
elevation_mean	m	altitude moyenne de l'arc		
p_agricultural	%	pourcentage local d'agriculture	Occupation du sol	5
p_up_agricultural	%	pourcentage amont d'agriculture		
p_no_impact	%	pourcentage local de « non impacté »		
p_up_no_impact	%	pourcentage amont de « non impacté »		
p_urban	%	pourcentage local d'urbanisation		4
p_up_urban	%	pourcentage amont d'urbanisation		
cs_nbdams		nombre d'obstacles cumulés	Obstacles	2

Dans chaque groupe, les variables sont entrées séparément dans les modèles, minimisant ainsi les problèmes de corrélation monotone. Au final le nombre de modèle à tester correspond donc au produit des cardinalités plus 1 de chaque groupe soit 1 080 modèles pour la France.

Dans la version actuelle, l'année a été codée en variable catégorielle de manière à laisser s'exprimer toute la variabilité interannuelle et donc d'être en mesure de détecter des changements d'échappement liés à la mise en place des mesures de gestion ces dernières années. L'UGA et l'exutoire sont par nature des facteurs.

Pour les autres variables quantitatives, nous avons utilisé une spline à 3 degrés de liberté. Cet ordre est une forme de compromis a priori entre parcimonie et souplesse des courbes de réponse. Une analyse détaillée des résultats associés à une expertise permettrait d'ajuster plus avant cette paramétrisation.

4.4. Modèles de densité d'anguilles jaunes

4.4.1. Modèle de Présence-absence (modèle Δ)

Les cinq meilleurs modèles sont présentés dans le Tableau 8. Le meilleur ajustement (AIC le plus faible) est obtenu avec l'année et le mois d'échantillonnage, l'UGA, la surface échantillonnée, l'altitude, la distance à la mer, la température moyenne de juillet, et comme variables de pressions anthropique p_urban et le nombre d'obstacles cumulés.

Pour ce modèle, le $kappa = 0,71 \pm 0,07$ avec un seuil de 0,5. Même si l'information est limitée (d'autant plus que cette variable est binaire), la déviance expliquée par le modèle est de 54%.

A noter que les autres modèles ont tous des AIC supérieurs à plus de 2 unités par rapport au modèle retenu (modèle 1).

Tableau 8 : Résultats de la sélection du modèle de présence-absence (modèle Δ) en utilisant le critère d'information d'Akaike (AIC).

Modèle	année	mois	UGA	Exutoire	ef_wetted_area	elevation mean	distance sea	tjan_moy	tjuil_moy	cs_nbdams	p_urban	p_up_urban	p_agricultural	p_up_agricultural	p_unimpact	p_up_no_impact	AIC
1	x	x	x		x	x	x	x	x	x	x						5831.0
2	x		x		x	x	x	x	x	x							5839.4
3	x	x	x		x	x	x	x	x			x					5860.1
4	x	x	x		x	x	x	x			x						5868.0
5	x	x	x		x	x	x			x	x						5869.3

Sans chercher à interpréter les courbes de réponse variables par variables, la carte de répartition des probabilités de présence de l'anguille en France, établie à titre d'exemple en 2009 (Figure 11), montre que plus l'on s'éloigne de la mer, plus la probabilité de présence des anguilles diminue. Les massifs montagneux (Pyrénées, Massif Central, Alpes) présentent des probabilités de présence très faible ($p < 0.2$). On observe un spot avec une forte probabilité de présence au niveau de l'Île de France, la région lyonnaise et strasbourgeoise, les tronçons à l'amont de ces régions présentent une probabilité de présence plus faible.

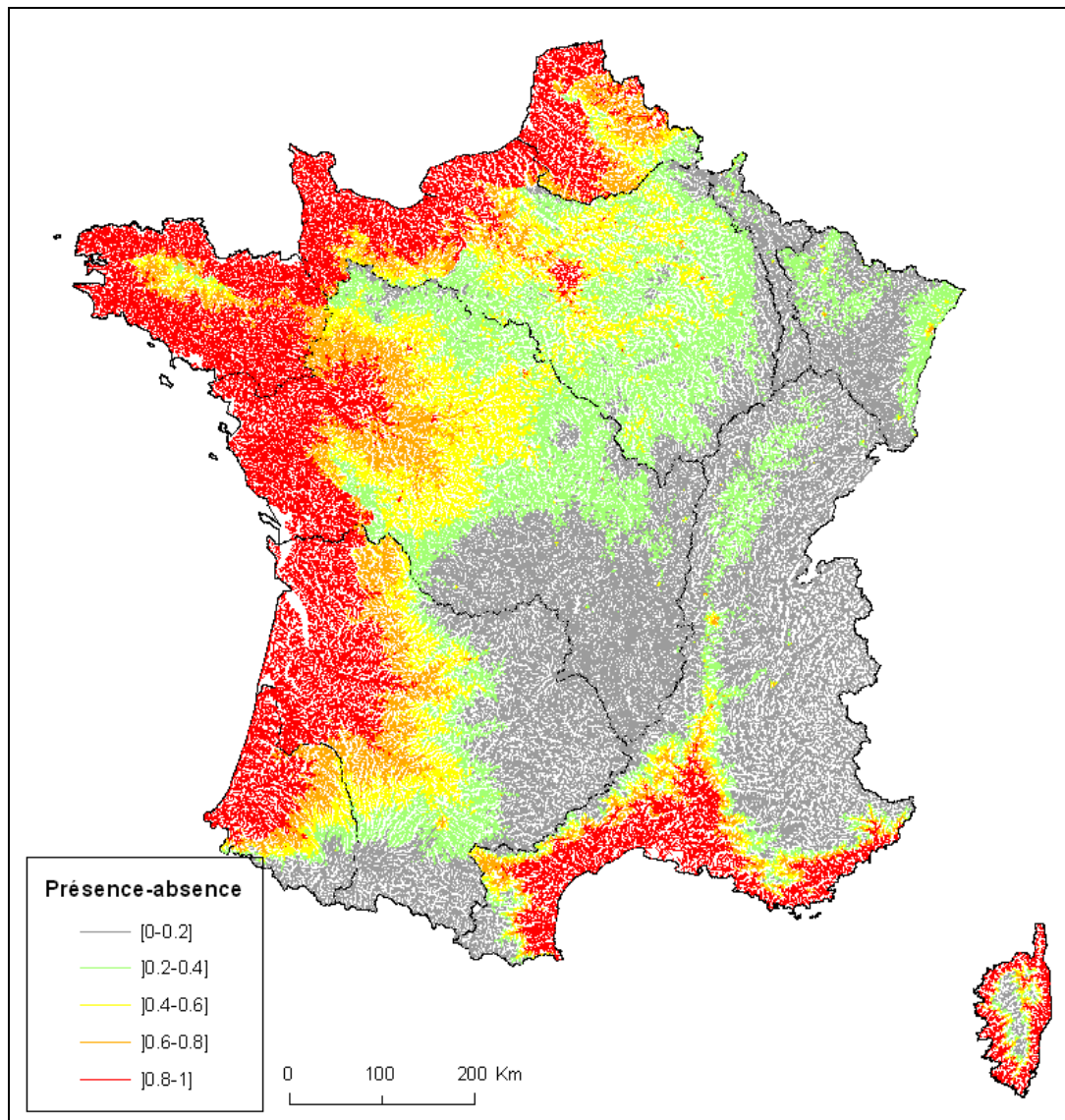


Figure 11 : Prédications du modèle de présence-absence sur le réseau RHT pour le mois de septembre 2009.

Pour la suite des calculs à l'échelle des tronçons, nous avons fixé la surface échantillonnée à 600 m² correspondant à la médiane des valeurs dans la base d'apprentissage (ERS). Les prédictions ont été calculées pour l'année 2009 et le mois de septembre.

4.4.2. Modèle de densité positive (modèle Γ)

Les cinq meilleurs modèles sont résumés dans le 9 : Résultats de la sélection des.

Le meilleur ajustement qui est retenu est le modèle 1 avec l'année de pêche électrique, le mois, l'UGA, l'altitude, la distance à la mer, la température moyenne de juillet, le nombre d'obstacles cumulés, le pourcentage local d'urbanisation. Les variables sélectionnées par le critère d'Akaike sont identiques à celles du modèle delta, seule la surface échantillonnée a été rajoutée dans ce modèle delta.

48% de la déviance est expliquée. Les effets des variables sélectionnées sont significatifs au seuil de 5%. La corrélation du rang de Spearman entre les valeurs observées et les valeurs prédites est statistiquement significative ($\rho = 0.705$, $p\text{-value} < 2.2 \cdot 10^{-16}$, Figure 12). Le graphique des valeurs observées vs. prédites ne permet pas d'affirmer que le modèle ajuste mal les données. A noter que le mode des résidus non centré sur 0 s'explique par le choix d'une distribution gamma, pour autant la moyenne des erreurs reste bien nulle.

Tableau 9 : Résultats de la sélection des meilleurs modèles de densité positive (modèle Γ)

Modèle	année	mois	UGA	Exutoire	elevation mean	distance sea	tjan_moy	tjuil_moy	cs_nbdams	p_urban	p_up_urban	p_agricultural	p_up_agricultural	p_unimpact	p_up_no_impact	AIC
1	x	x	x		x	x	x	x	x	x						15399.6
2	x		x		x	x	x	x	x	x						15404.3
3	x	x		x	x	x	x	x	x	x						15408.8
4	x			x	x	x	x	x	x	x						15413.7
5	x	x	x		x	x			x	x						15423.7

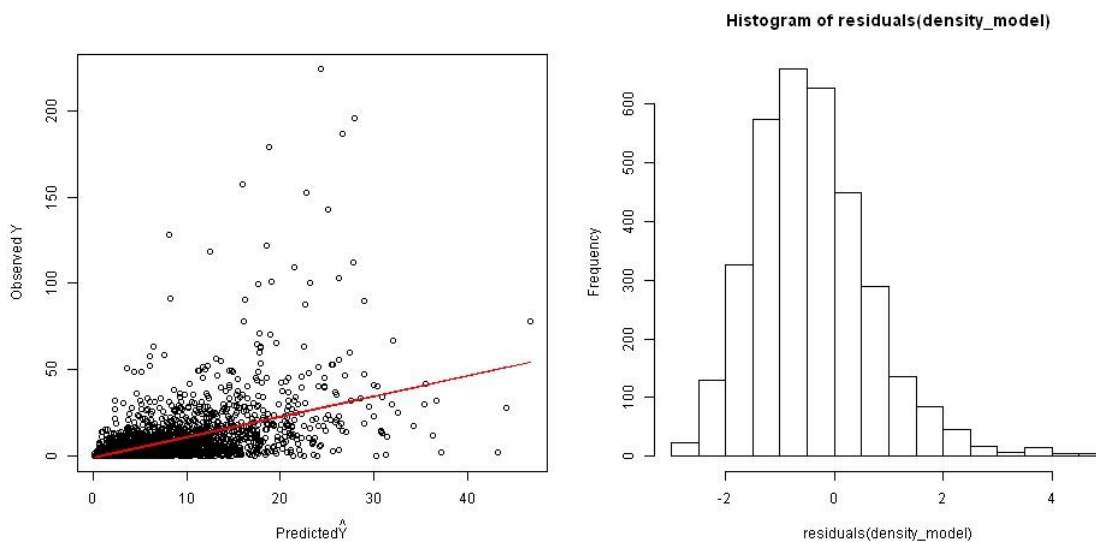


Figure 12 : Graphique des valeurs observées et prédites régression squatter plot et histogramme des résidus du modèle.

Les prédictions d'EDA pour le modèle de densité sur le réseau RHT sont données dans la Figure 13.

On observe des résultats similaires à ceux donnés dans le plan de gestion anguille. Plus l'on s'éloigne de la mer, plus les densités diminuent. Il faut souligner que le modèle conduit pour une même distance à la mer à des densités plus fortes sur les grands axes que sur les affluents,

vraisemblablement lié à la présence de moins d'obstacles sur ces derniers par rapport aux affluents.

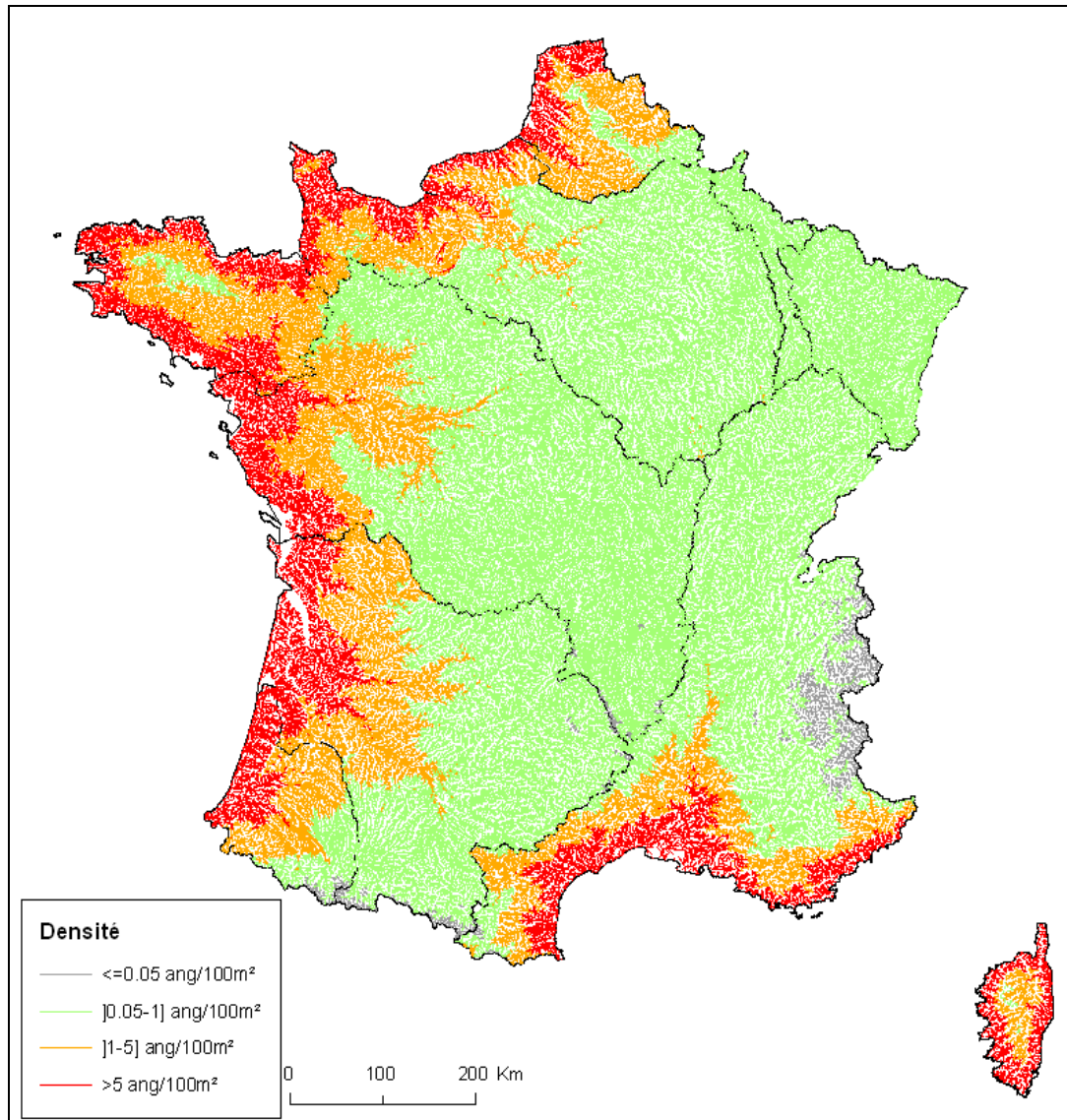


Figure 13 : Prédications du modèle de densité sur le réseau RHT pour le mois de septembre 2009.

4.4.3. Modèle $\Delta \Gamma$

Le modèle final est le produit des modèles Δ et Γ (meilleurs modèles sélectionnés). Que ce soit pour le modèle delta ou le modèle gamma, les variables sélectionnées par le critère d'Akaike sont identiques, seule la surface échantillonnée a été rajoutée dans le modèle delta.

Les prédictions d'EDA pour le modèle delta-gamma sur le réseau RHT sont données pour le mois de septembre 2009 dans la Figure 14 pour les densités et la Figure 15 pour les abondances (prenant en compte la surface en eau des tronçons, voir Figure 35 en Annexe 1).

Les résultats observés sont similaires à ceux donnés dans le plan de gestion anguille (2010). Les densités les plus importantes sont proches de la mer. Plus l'on s'éloigne de la mer, plus les densités diminuent (Figure 14). Les massifs montagneux (Pyrénées, Alpes, Jura, Massif Central) compte tenu de leur localisation (forte altitude, distance à la mer élevée) ont des densités les plus faibles.

Les abondances d'anguilles les plus élevées (Figure 15) se concentrent sur les axes majeurs. En plus des zones fortement denses, les grands cours d'eau, par leur surface en eau importante présentent des nombres d'anguilles importants.

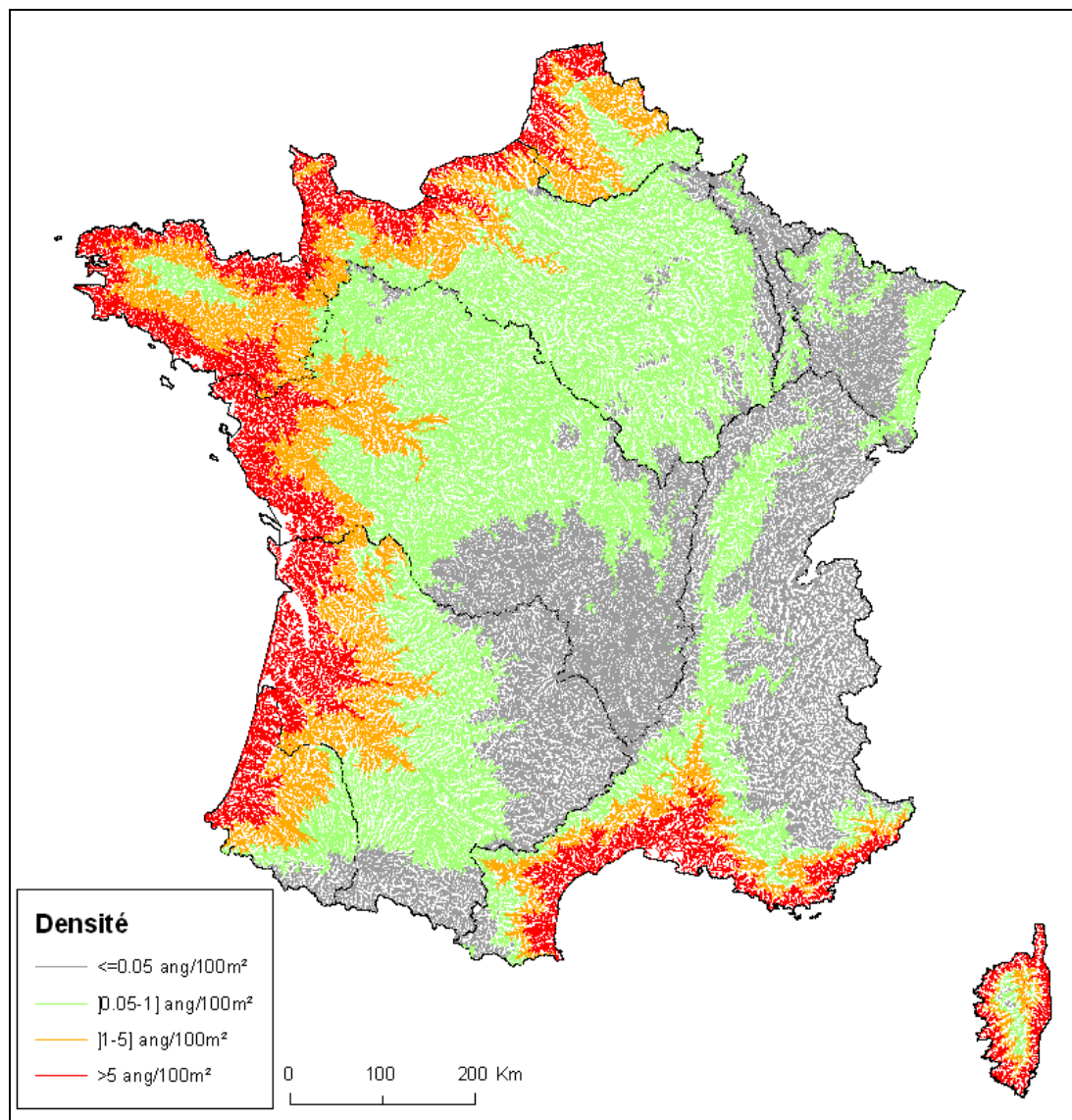


Figure 14 : Prédications du modèle delta-gamma sur le réseau RHT en densité exprimée en nombre d'anguilles / 100m², pour le mois de septembre 2009.

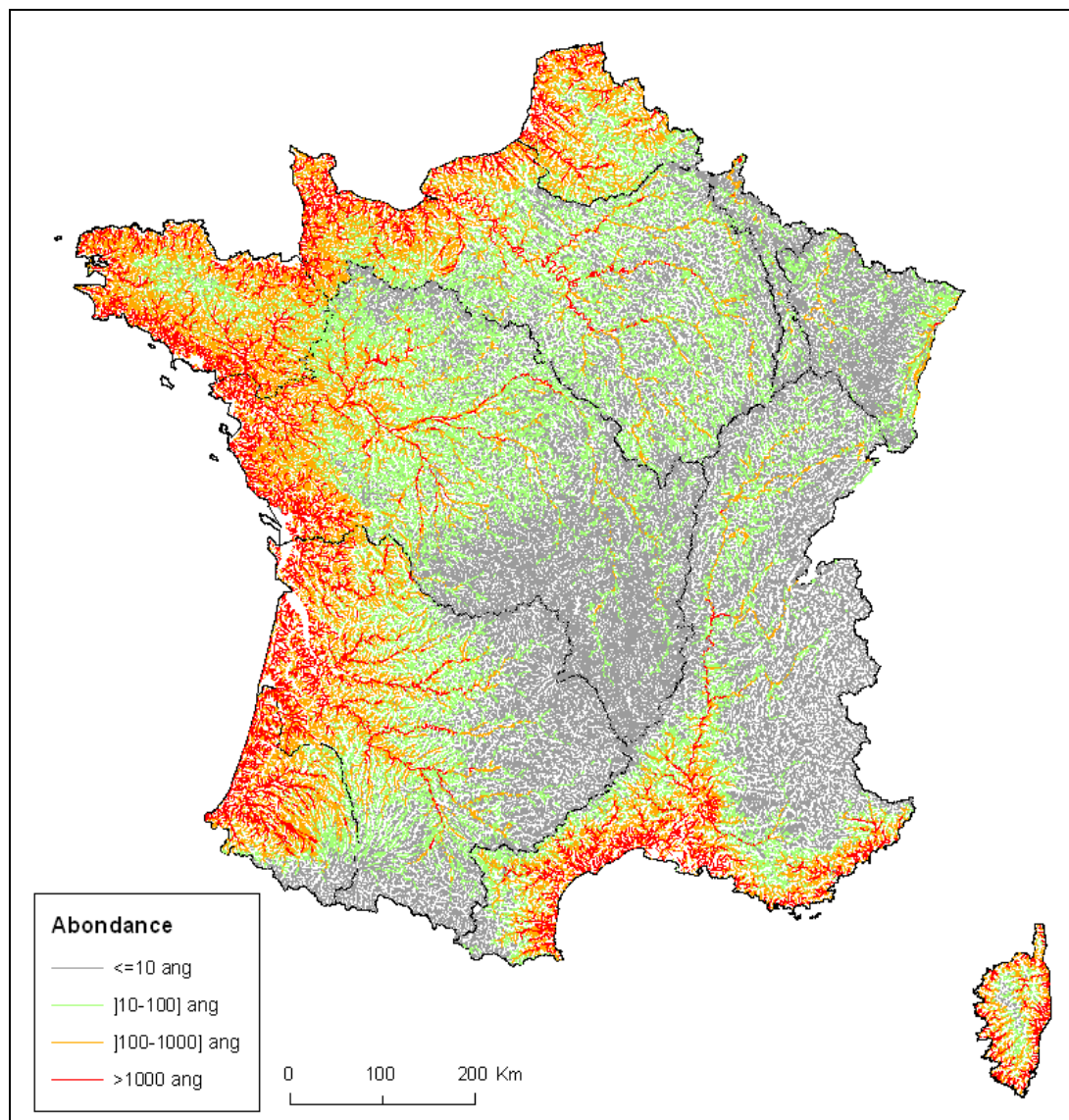


Figure 15 : Prédications du modèle delta-gamma sur le réseau RHT en abondance pour le mois de septembre 2009.

Les densités ou abondances sont données pour le mois de septembre 2009 pour l'ensemble du réseau hydrographique RHT (soit 114 392 tronçons). Elles sont regroupées par période (année ou mois) ou par classes suivant la variable considérée et représentée sous forme de boîtes à moustaches de Tukey (1977) (ou boxplots). Les boîtes à moustaches sur les graphiques résument les caractéristiques de la distribution des données, avec représentés de bas en haut : la moustache inférieure définie par $Q1 - 1,5 * IQR$ (où IQR est l'intervalle interquartile), les 3 quartiles $Q1$ (25% des effectifs), $Q2$ (la médiane), $Q3$ (75% des effectifs) et la moustache supérieure $Q3 + 1,5 * IQR$. Les valeurs situées au-delà des moustaches correspondent aux valeurs extrêmes (et sont représentées par un point •). A l'exception des variables temporelles, année et mois (Figure 16 à Figure 18), l'évolution de la moyenne est donnée en rouge (Figure 19 à Figure 23).

A partir de l'année 1991, que ce soit en densité ou en abondance, on retrouve une diminution de la densité (Figure 16) et de l'abondance (Figure 17) au cours du temps. La réponse du modèle delta-gamma pour l'année 2009 montre une augmentation des densités au cours du premier semestre, suivie d'une diminution à partir de juillet (Figure 18). On observe une variabilité inter UGA qui illustre les différences dans la structuration spatiale des UGA, avec des densités d'anguilles jaunes plus faibles au Nord (Rhin, Meuse) et plus élevées au Sud (Rhône-Méditerranée, Corse, Adour) ; mais cela reste à confirmer compte tenu du faible nombre de stations sélectionnées dans les UGA du Nord (Figure 1919 : Evolution de dispersion des d).

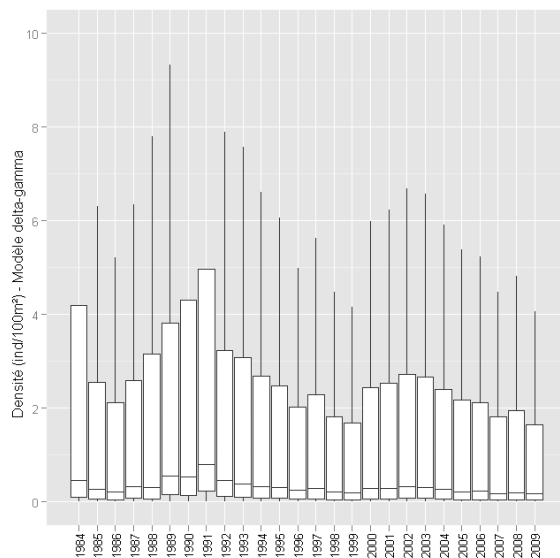


Figure 16 : Evolution annuelle de la dispersion des densités par tronçons (anguilles par 100m²) calculées par EDA2.1 sur l'ensemble du RHT pour le mois de septembre.

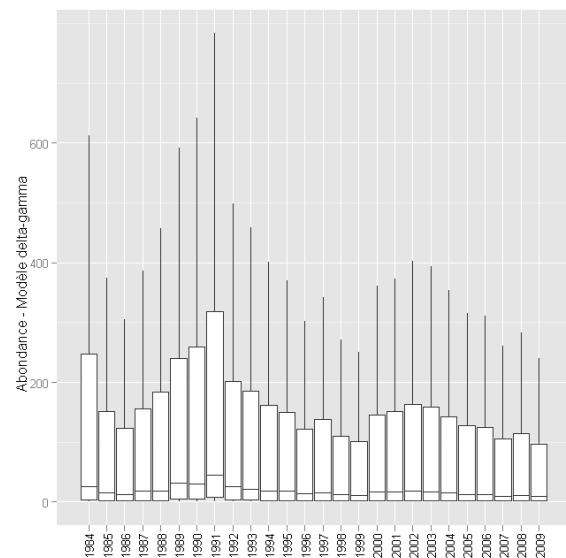


Figure 17 : Evolution annuelle de la dispersion des abondances par tronçons (nb anguilles par tronçon) calculées par EDA2.1 sur l'ensemble du RHT pour le mois de septembre.

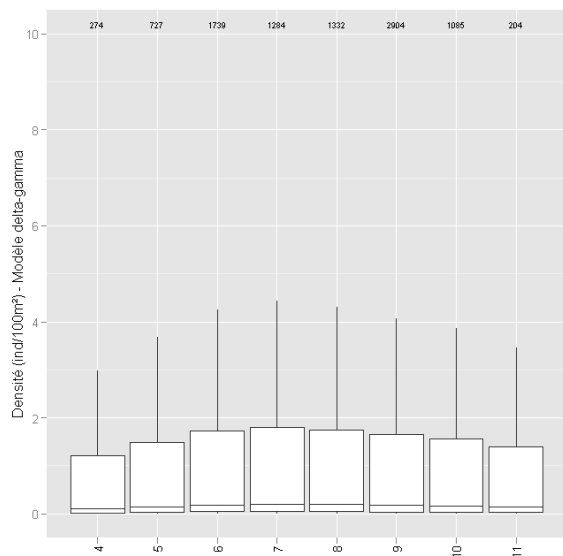


Figure 18 : Evolution mensuelle de la dispersion des densités par tronçons (anguilles par 100m²) calculées par EDA2.1 sur l'ensemble du RHT pour l'année 2009.

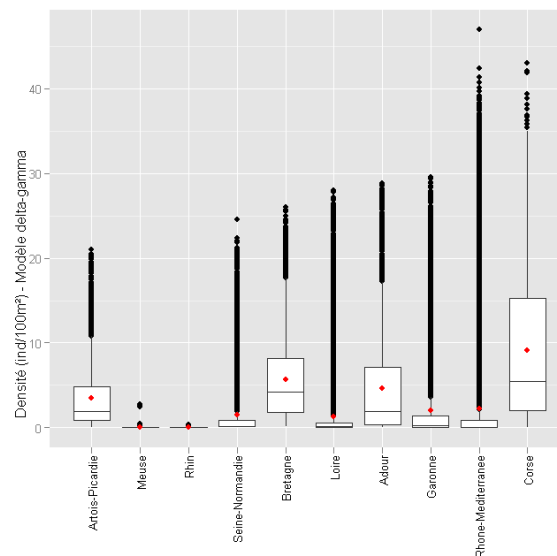


Figure 19 : Evolution de dispersion des densités par tronçons (anguilles par 100m²) en fonction des UGA calculées par EDA2.1 sur l'ensemble du RHT pour l'année 2009.

Nous retrouvons la distribution spatiale classique des anguilles dans un bassin versant (Smogor *et al.*, 1995 ; Ibbotson *et al.*, 2002 ; Aprahamian *et al.*, 2007) avec des densités plus élevées dans les tronçons de rivière en aval (Figure 20).

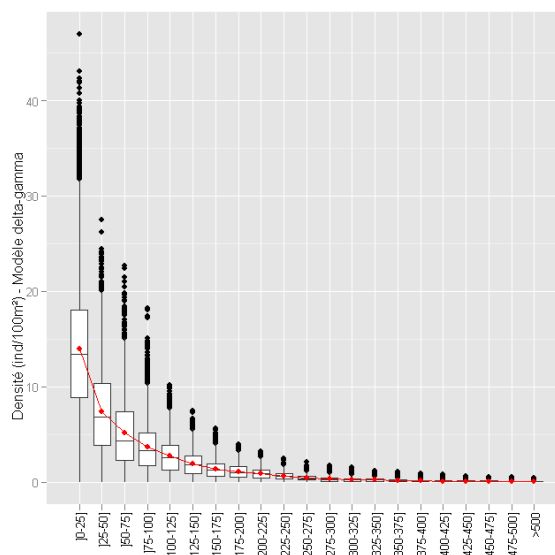


Figure 20 : Evolution en fonction de la distance à la mer (km) de la dispersion des densités par tronçons (ind. par 100m²) calculées par EDA2.1 sur le réseau RHT pour l'année 2009 et le mois de septembre.

Assez logiquement nous montrons une diminution des densités avec l'augmentation de l'altitude (Figure 21). Dès 275-300 m d'altitude on observe des densités d'anguilles faibles. Dans le plan de gestion anguille, au delà de 1 000 m, (valeur limite utilisée pour la définition des habitats favorables pour l'anguille), les densités d'anguilles sont faibles comme l'indiquait déjà Gandolfi-Hornoyold (1933). Chancerel (1994) a observé la présence de

quelques individus en Corse à plus de 1 000 mètres d'altitude et plus de 800 km de la mer (axe Loire-Allier).

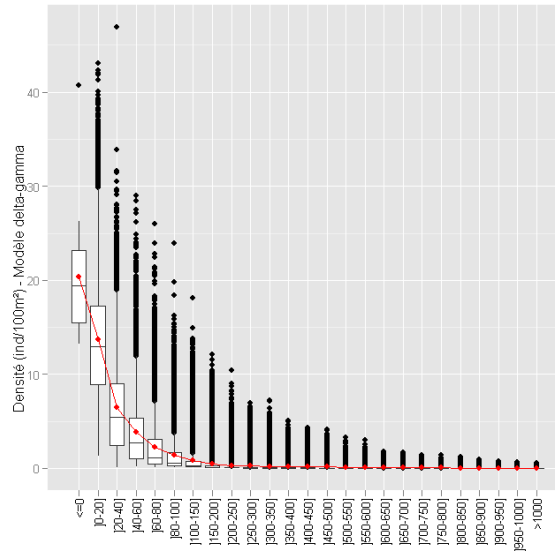


Figure 21 : Evolution en fonction de l'altitude (m) de la dispersion des densités par tronçons (ind. par 100m²) calculées par EDA2.1 sur le réseau RHT pour le mois de septembre 2009.

Le contexte thermique estival (Figure 22) montre plusieurs optimums avec un maximum vers 23-26°C, rappelons que la température optimale de croissance d'anguille européenne est estimée à 22-23°C par Sadler (1979).

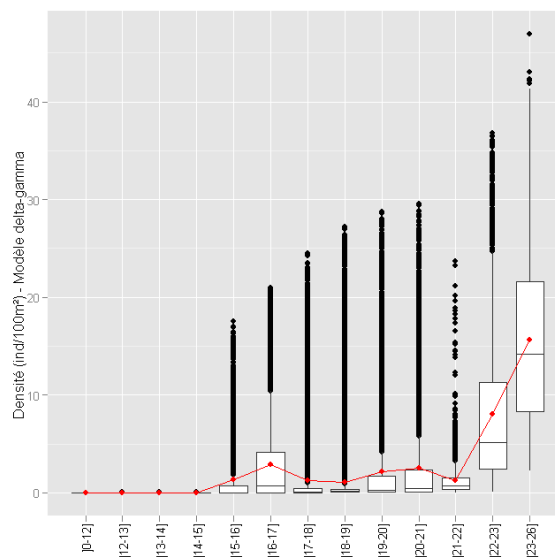


Figure 22 : Evolution en fonction du contexte thermique (température moyenne du mois de juillet en °C) de la dispersion des densités par tronçons (ind. par 100m²) calculées par EDA2.1 sur le réseau RHT pour le mois de septembre 2009.

Il est clair que les densités d'anguilles sont influencées par les obstacles à la migration (Machut et al., 2007). L'évolution de la densité en fonction du nombre de barrages montre logiquement une diminution à mesure que s'accumulent les ouvrages à l'aval (Figure 23). Toutefois on observe une légère augmentation de la densité au delà de 100 obstacles cumulés

(Tableau 10), ce qui représente cependant seulement 0.55% de l'abondance totale prédite sur l'ensemble du réseau RHT. Cette augmentation pourrait être due à des déversements qu'il conviendrait de recenser le plus exhaustivement possible sur les différents bassins versants. Cependant, comme le montre la carte de la Figure 24, ces zones concernent un faible nombre de tronçons (17% du nombre de tronçons total et 16% de la longueur totale cumulée du réseau hydrographique) et de stations de pêches électriques (15% des stations de pêches électriques sont situées dans des zones de plus de 75 ouvrages cumulés dont 46 stations possèdent des abondances prédites par le modèle EDA supérieures à 100).

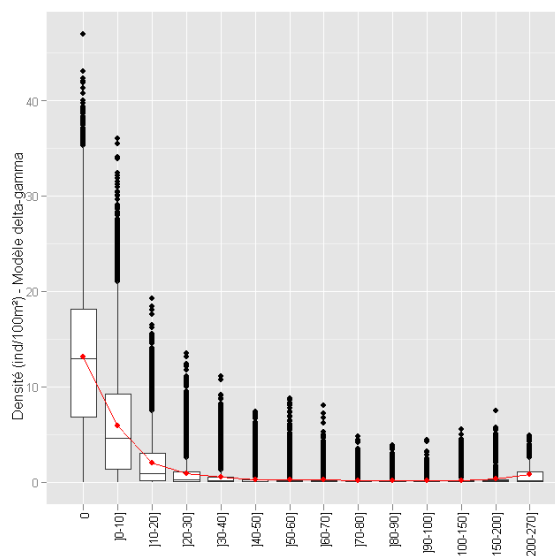


Figure 23 : Evolution en fonction du nombre d'obstacles cumulés à l'aval de la dispersion des densités par tronçons (ind. par 100m²) calculées par EDA2.1 sur le réseau RHT pour l'année 2009 et le mois de septembre.

Tableau 10 : Abondance totale et pourcentage relatif suivant le nombre d'obstacles cumulés sur le réseau RHT pour l'année 2009 et le mois de septembre.

Nb obstacles cumulés	Abondance totale	%
0	23 883 160	45.6
]0-10]	20 092 439	38.3
]10-20]	4 448 313	8.5
]20-30]	1 662 879	3.2
]30-40]	953 659	1.8
]40-50]	393 023	0.7
]50-60]	305 193	0.6
]60-70]	182 553	0.3
]70-80]	108 943	0.2
]80-90]	57 148	0.1
]90-100]	39 881	0.1
]100-150]	157 242	0.3
]150-200]	96 352	0.2
>200	38 000	0.1
Total	52 418 784	100

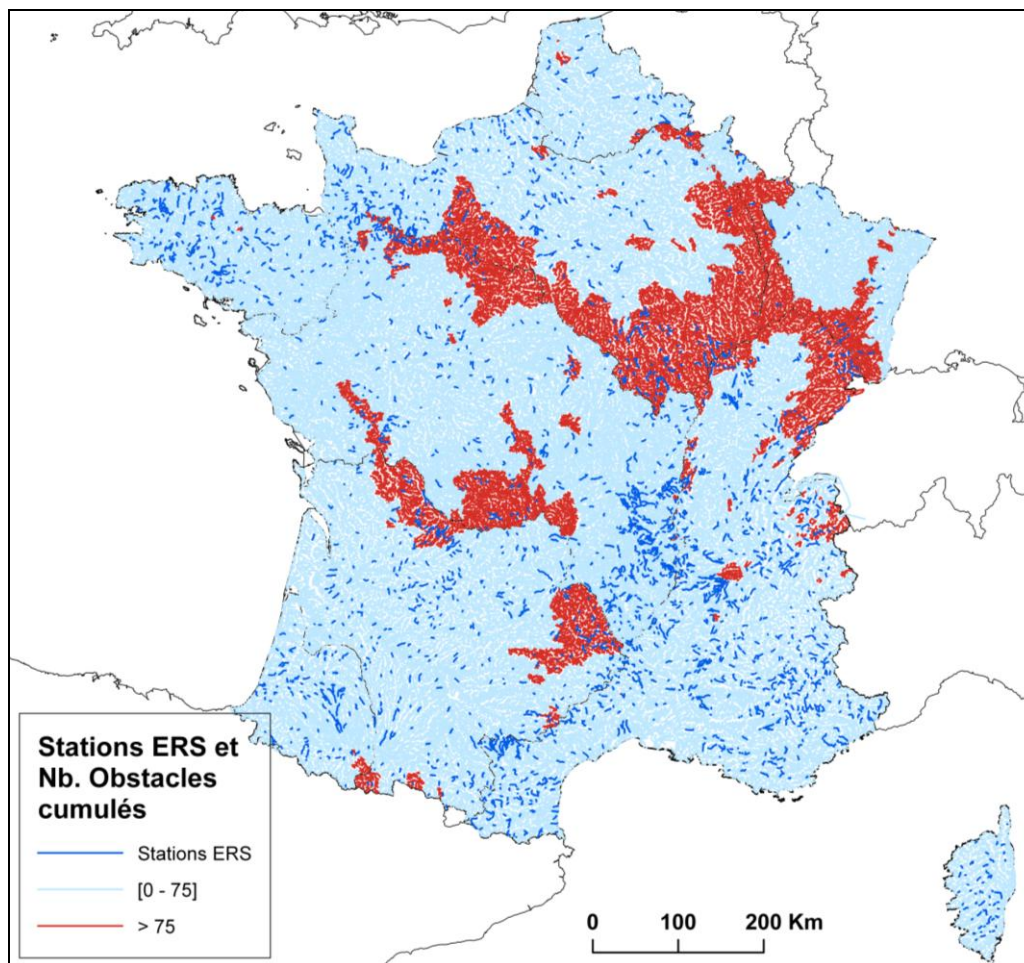


Figure 24 : Répartition spatiale des tronçons hydrographiques avec plus de 75 obstacles cumulés et des stations de pêches électriques ERS sur le réseau hydrographique français RHT.

Pour l'occupation du sol (Figure 25 et Figure 26), on observe les plus fortes densités pour des pourcentages d'urbanisation moyens (entre 30 et 60%). Quelques tronçons présentent des densités élevées avec $p_{urban} > 90\%$ ce qui correspond à des tronçons situés majoritairement à l'amont de petits bassins versants en Ile de France. La combinaison de différents facteurs liés à une anthropisation modérée (dans le voisinage du tronçon) serait favorable à l'installation des anguilles dans un secteur. Pour autant, dans la logique de la définition d'une situation pristine (sans mortalité anthropique), nous avons fixé cette pression anthropique à 0 dans le calcul de la biomasse pristine.

Les plus fortes densités (plus de 80 %) sont observées en Ile de France, dans les grandes agglomérations estuariennes (Bordeaux, Nantes...), sur les zones côtières méditerranéennes,... La forte proportion de ces zones situées non loin des façades maritimes, et donc dans des secteurs à fortes abondances d'anguilles, a pu influencer fortement la forme de la courbe de réponse.

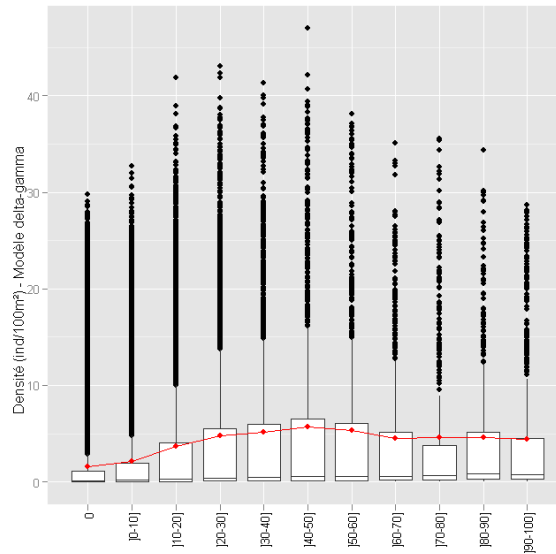


Figure 25 : Evolution, en fonction de la proportion d'occupation urbaine (p_{urban}) du sol, de la dispersion des densités par tronçons (ind. par $100m^2$) calculées par EDA2.1 sur le réseau RHT pour l'année 2009 et le mois de septembre.

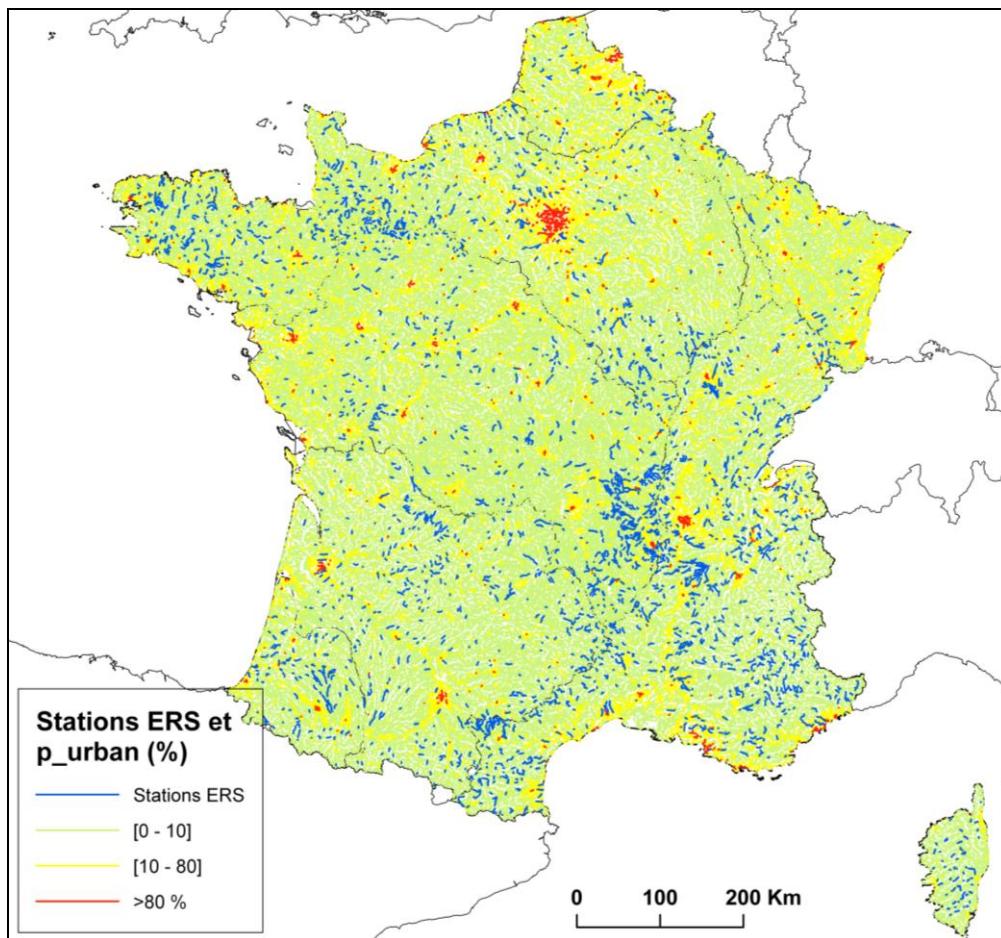


Figure 26 : Répartition spatiale de la proportion d'urbanisation locale et des stations de pêches électriques ERS sur le réseau hydrographique français RHT.

4.4.4. Résultats du modèle $\Delta \Gamma$ sans impacts anthropiques

Le modèle final est le produit des modèles Δ et Γ (meilleurs modèles sélectionnés). Les densités ou abondances sont données pour le mois de septembre 2009 pour l'ensemble du réseau hydrographique RHT.

Les prédictions d'EDA2.1 sur le réseau hydrographique RHT, sont données pour :

- le modèle delta (présence-absence) dans la Figure 27
- le modèle gamma (densité) dans la Figure 28,
- le modèle delta-gamma dans la Figure 29 pour les densités et la Figure 30Figure 32 pour les abondances (prenant en compte la surface en eau des tronçons, voir Figure 35 en Annexe 1).

Comparativement aux prédictions du modèle EDA avec impacts anthropiques, on observe le même patron de distribution, avec une diminution des densités lorsque la distance à la mer augmente.

La répartition des densités (Figure 29) montre une diffusion plus large des fortes densités.

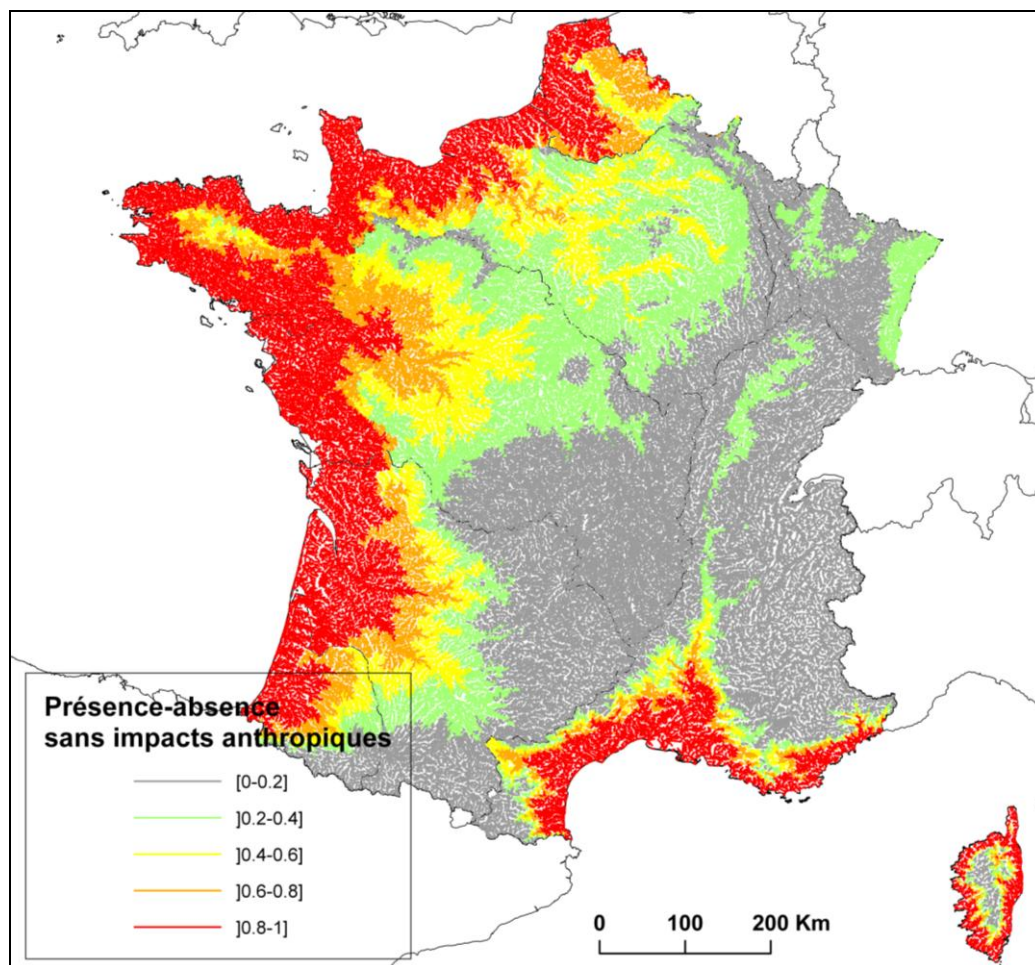


Figure 27 : Prédictions du modèle de présence-absence sans impacts anthropiques sur le réseau RHT pour le mois de septembre 2009.

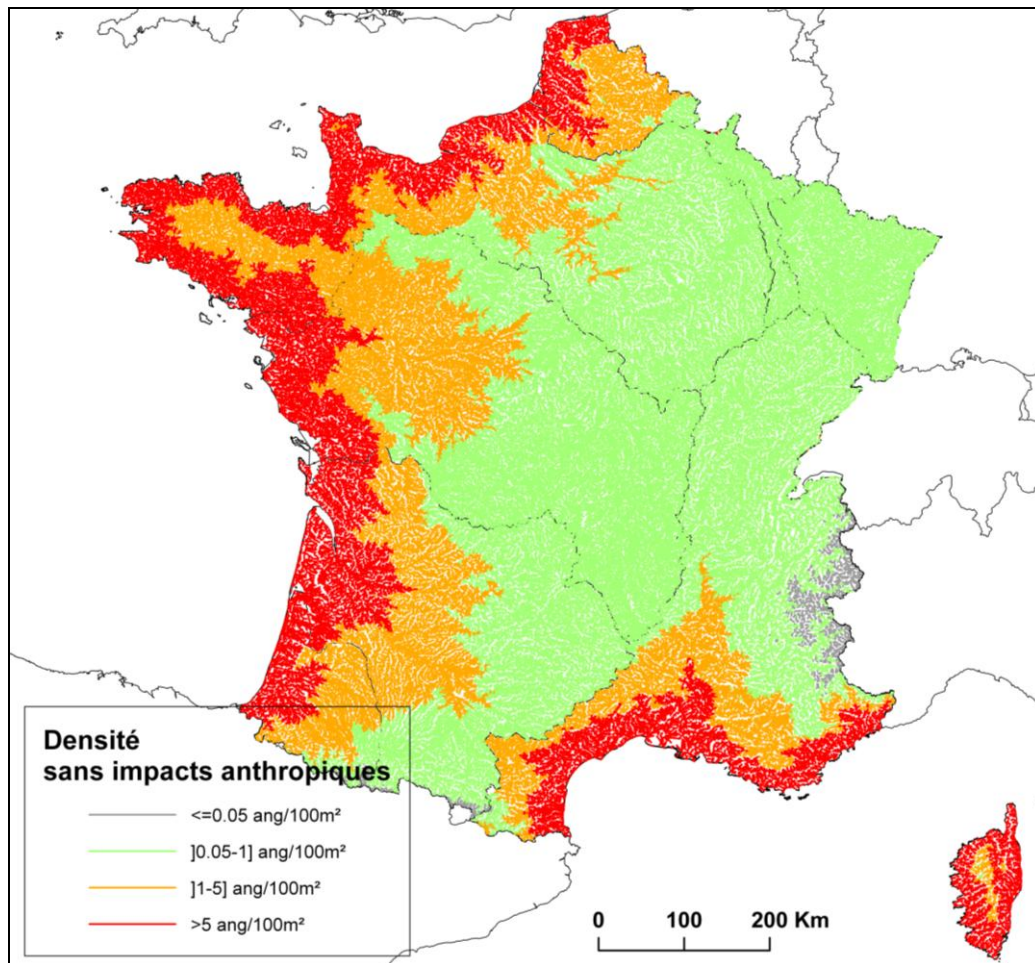


Figure 28 : Prédications du modèle de densité sans impacts anthropiques sur le réseau RHT pour le mois de septembre 2009.

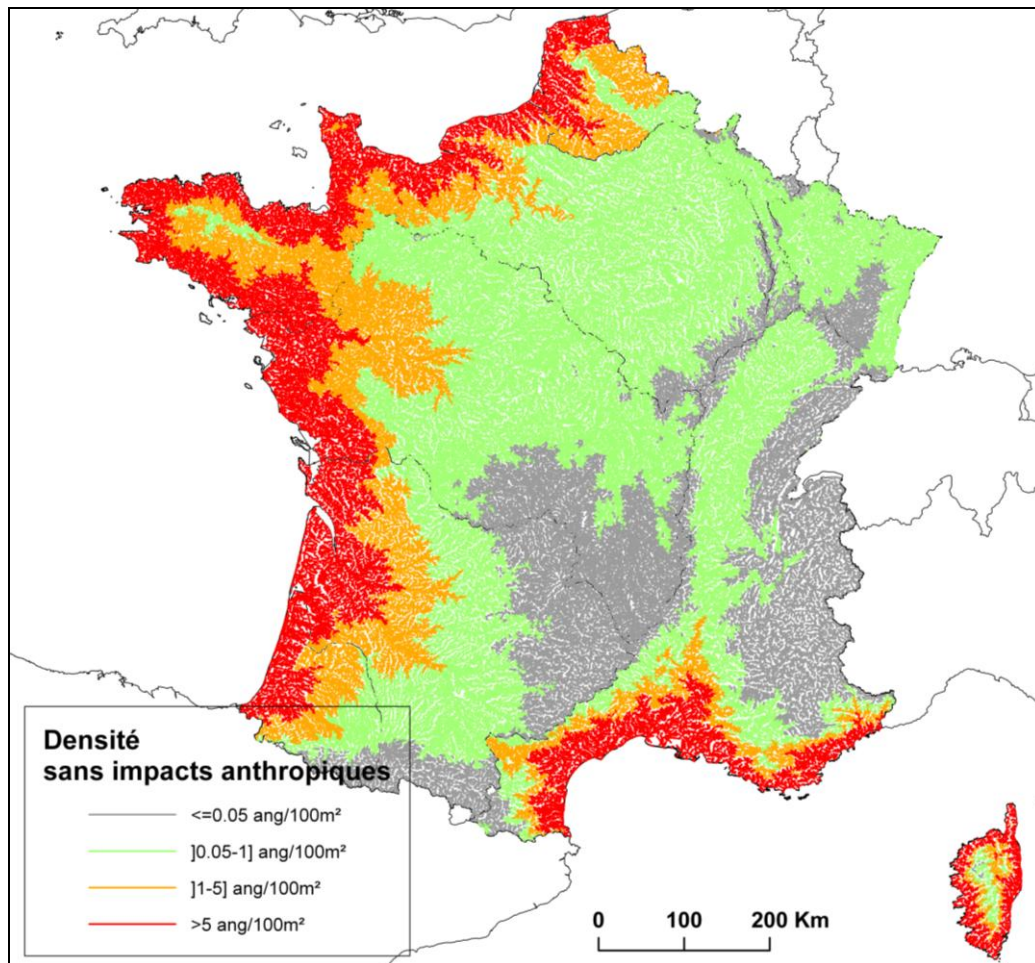


Figure 29 : Prédications du modèle delta-gamma sans impacts anthropiques sur le réseau RHT en densité exprimée en nombre d'anguilles / 100m², pour le mois de septembre 2009.

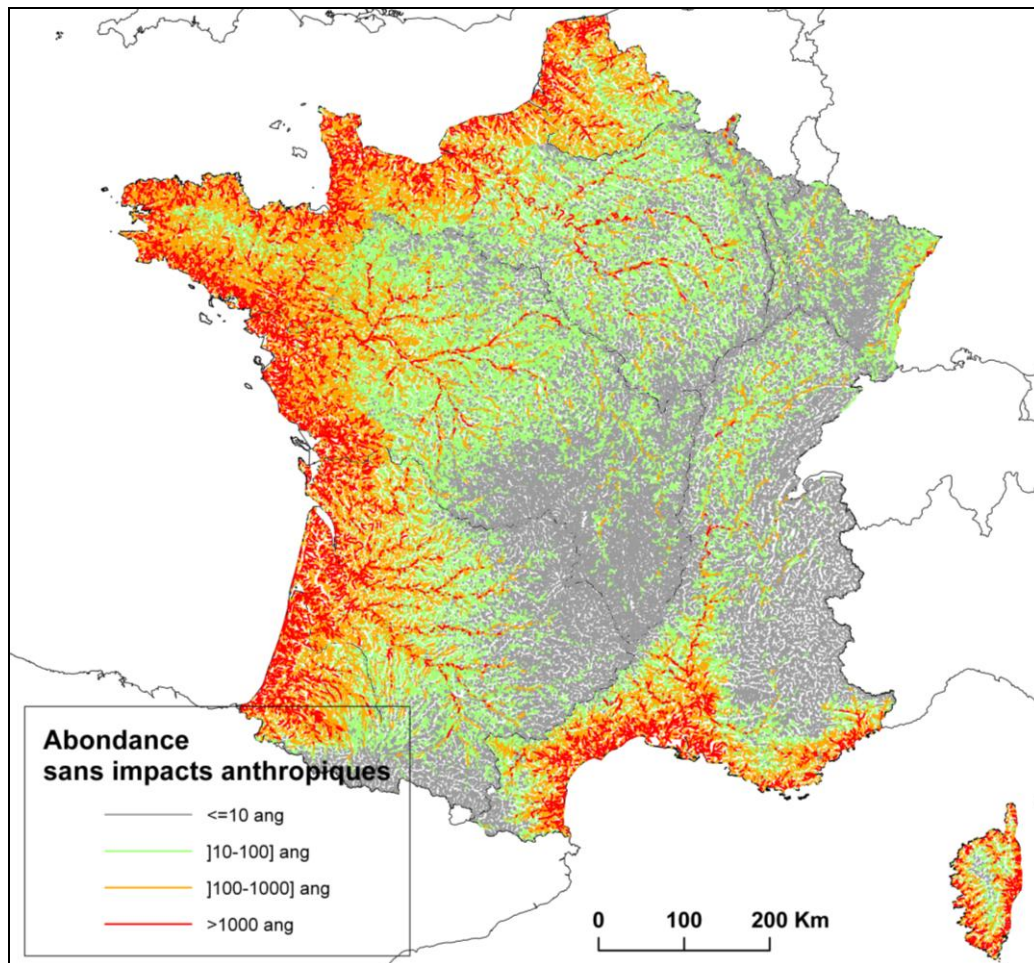


Figure 30 : Prédications du modèle delta-gamma sans impacts anthropiques sur le réseau RHT en abondance pour le mois de septembre 2009.

4.4.5. Discussion analyse du modèle EDA

Une des forces du modèle EDA est l'intégration des variables descriptives (caractéristiques hydrographiques, variables anthropiques) suivant leur disponibilité. Le modèle EDA ne repose pas sur une simulation explicite des processus de dynamique de la population d'anguille (croissance, de maturation) qui reste mal connu, à l'exception de cas d'étude spécifique difficilement généralisable.

La distribution des stations d'échantillonnage n'est pas homogène dans l'ensemble des jeux de données et dans les différents UGA. Les pêches électriques retenues sont réalisées à pied dans des eaux peu profondes, inférieures à 1 mètre de profondeur. L'échantillonnage des eaux plus profondes est possible avec des pêches électriques par bateaux, mais il est plus difficile de capturer les anguilles avec cette méthode et elle ne permet pas d'avoir des estimations de densité. De ce fait, compte tenu de cette limite liée à l'échantillonnage, il existe peu de données de captures d'anguilles dans les cours d'eau profonds à l'aval. Cela pourrait introduire un biais dans les données puisque, pour les eaux plus profondes en aval, dans les estuaires (dans le présent travail, limités aux secteurs d'eau douce), les densités sont

extrapolées à partir du modèle basé principalement sur les eaux peu profondes. Or ce sont vraisemblablement dans les extrapolations aux zones profondes que l'on observe les plus fortes densités d'anguilles dans le modèle.

Un des problèmes majeur est la répartition des stations dans les UGA. On observe une forte variabilité suivant l'année et un suivi différent d'une année à l'autre (avec des méthodes de pêche différentes pour une même station). Il est difficile d'obtenir un suivi sur l'ensemble de la période considérée. A noter, pour la moitié nord de l'UGA Rhône-Méditerranée, il y a absence de stations en 2009. Certaines parties du territoire sont mal représentées, comme l'extrême est de l'UGA Seine-Normandie ou le nord de l'UGA Rhône-Méditerranée. Le sud de l'UGA Rhône-Méditerranée et la Bretagne sont les mieux représentés. Le nombre d'opérations satisfaisant aux conditions préalables du modèle sont très faibles pour les UGA Meuse et Rhin. Ceci provient de la méthode d'échantillonnage sélectionnée (méthode de pêche complète à deux passages). On observe aussi peu d'opérations non nulles sur ces même UGA ainsi que sur les UGA Artois-Picardie et Corse. Il faudra donc prendre avec précaution les résultats sur ces UGA compte tenu de la faible représentativité des opérations de pêche électrique.

La représentativité peut être évaluée en comparant les informations disponibles avec le réseau total RHT. Des informations concernant l'anguille sont disponibles sur 2.8 % des tronçons (de 0.6 à 4.6 % en fonction des UGA) ce qui correspond à 14.4 % du linéaire (de 1.3 à 23.9 % en fonction des UGA) et à 14.1 % de la superficie des bassins versant (1.3 à 21.7 % en fonction des UGA).

Les variables liées au débit (module, minqmx) ont été écartées de l'analyse car leurs fortes valeurs sont sous-représentées dans le jeu de données de calage ERS par rapport au réseau RHT (Figure 9). Il en est de même pour certaines caractéristiques du réseau hydrographique, comme la distance source ou la distance relative alors même que celles-ci sont connues pour Ces problèmes pourraient être minimisés en les transformant en variables catégorielles.

Les modèles finaux ont été sélectionnés en utilisant le critère d'information Akaike et l'utilisation d'un grand nombre de variables explicatives. Cependant, un trop grand nombre de variables pourrait conduire à un modèle sur-paramétré (Shono, 2005) aussi faut-il interpréter avec prudence la signification de certains effets dans l'analyse. Il pourrait être utile de répéter l'analyse en utilisant le critère d'information bayésien (BIC) ou le critère d'Akaike corrigé (AICc). Le BIC proposé par Schwarz (1978) permet de sélectionner les modèles dans le cas de grands échantillons (plusieurs milliers d'observations) pour lesquels l'AIC et l'AICc tendent à sélectionner des modèles comportant de nombreuses variables. Enfin, le nombre de degrés des polynômes pourrait être revu (augmenté ou diminué suivant les variables) et d'autres variables, interactions pourront être prises en compte.

Les captures des mois de mai à novembre sont globalement plus élevées que celles d'avril (avec des densités moyennes de 1.2 à 3.8 ind./100m² pour la période de mai à novembre et de 0.6 ind/100m²). Lorsque la température de l'eau s'élève, les déplacements d'anguilles augmentent. En effet, il a été démontré par Baras *et al.* (1998, *in* Lafaille & Rigaud, 2008) que pour des températures inférieures à 12-13°C, l'activité des anguilles est limitée. Baisez (2001) a également montré, dans la Baie de Bourgneuf, que les déplacements d'anguilles sont plus

intenses en période estivale (juin à septembre) qu'au printemps et en automne (octobre à décembre).

Les densités sont élevées pour des contextes thermiques supérieures à 22°C (Figure 22) ce qui correspond aux températures optimales de croissance de l'anguille en aquaculture de l'ordre de 22°C-26°C (Kuhlmann, 1976, 1979 ; Sadler, 1979). Les températures (Figure 22) ont été traitées comme une variable constante pour une station, mais la série chronologique de cette variable pourrait être utilisée pour évaluer des fluctuations de l'abondance d'anguille jaune. La température du milieu peut influencer la sélection de l'habitat par l'anguille comme le suggère Andersson *et al.* (1991) qui montre qu'en milieu naturel, la proximité d'un effluent d'eau chaude (circuit de refroidissement d'une centrale thermique) accroît la sédentarité, la croissance et la survie chez *Anguilla anguilla*.

Concernant les pressions anthropiques relatives aux obstacles, compte tenu des données disponibles, nous n'avons pu prendre en compte que le nombre de barrages cumulés à l'aval des tronçons. La grille de notation des obstacles de Steinbach (2002, 2006) permettrait de prendre en compte l'impact des obstacles sur la franchissabilité de l'anguille en fonction d'autres paramètres (hauteur de chute, rugosité, profil...).

De plus, suivant le type d'ouvrages, la présence de turbine, la pression anthropique engendrée est différente. Les mortalités engendrées par le passage dans les turbines hydroélectriques peuvent être très élevées. Dönni *et al.* (2001) estiment sur le Rhin, où 12 usines hydroélectriques sont implantées entre Schaffhouse et Bal, que la mortalité totale liée au passage des anguilles argentées dans les turbines est de 92,7%. Le travail de modélisation des dommages induits par les ouvrages hydroélectriques sur les anguilles argentées en dévalaison (Gomes et Larinier, 2008 ; Bau *et al.* en préparation) met en évidence des taux de mortalité très variables selon les sites et les turbines avec des mortalités d'environ 5 à 10% pour les grosses turbines de basses chutes à plus de 80% pour les petites turbines de type Kaplan à forte vitesse de rotation.

4.5. *Évaluation de l'échappement en anguilles argentées*

Rappelons que les estimations des biomasses du modèle EDA utilisées pour le calcul de l'échappement correspondent au mois de septembre.

Par ailleurs, ces estimations sont basées sur les cours d'eau du réseau RHT et ne couvrent donc pas les plans d'eau, lacs de retenus, les estuaires ou zones côtières, les lagunes et les marais.

Les Tableau 11 et Tableau 12 résument les estimations d'EDA de la densité et du nombre total d'anguilles jaunes pour les différents UGA et pour la France. Le Tableau 13 donne les estimations du nombre total d'anguilles argentées pour les différents UGA et pour la France.

Tableau 11 : Nombre moyen d'anguilles jaunes par 100 m² par UGA et au niveau national français.

Nombre moyen d'anguilles jaunes par 100m ²	2006	2007	2008	2009
Adour	7.109	6.359	6.683	5.574
Artois-Picardie	5.563	4.962	5.223	4.359
Bretagne	8.76	7.878	8.256	6.875
Corse	13.487	12.122	12.705	10.583
Garonne	3.492	3.108	3.275	2.735
Loire	2.472	2.195	2.316	1.935
Meuse	0.100	0.074	0.086	0.075
Rhin	0.097	0.072	0.083	0.073
Rhône-Méditerranée	3.361	3.006	3.159	2.635
Seine-Normandie	2.764	2.451	2.587	2.163
France	3.372	3.007	3.165	2.642

Tableau 12 : Estimations d'EDA du nombre total d'anguilles jaunes par UGA et au niveau national français.

Nombre total d'anguilles jaunes	2006	2007	2008	2009
Adour	6 025 688	5 390 045	5 664 392	4 724 219
Artois-Picardie	2 584 497	2 305 518	2 426 551	2 025 250
Bretagne	7 297 662	6 562 769	6 877 461	5 727 637
Corse	1 995 961	1 793 922	1 880 227	1 566 210
Garonne	14 051 894	12 504 236	13 176 844	11 005 295
Loire	11 730 774	10 417 612	10 988 936	9 183 242
Meuse	42 345	31 281	36 349	31 935
Rhin	83 538	61 911	71 817	63 041
Rhône-Méditerranée	17 876 419	15 986 765	16 800 331	14 013 412
Seine-Normandie	9 593 009	8 507 195	8 980 695	7 507 761
France	71 281 789	63 561 254	66 903 604	55 848 002

Tableau 13 : Estimations d'EDA du nombre total d'anguilles argentées potentielles par UGA et au niveau national français pour une surface en eau totale de 2 114 km².

Nombre total d'anguilles argentées	2006	2007	2008	2009
Adour	301 284	269 502	283 220	236 211
Artois-Picardie	129 225	115 276	121 328	101 263
Bretagne	364 883	328 138	343 873	286 382
Corse	99 798	89 696	94 011	78 310
Garonne	702 595	625 212	658 842	550 265
Loire	586 539	520 881	549 447	459 162
Meuse	2 117	1 564	1 817	1 597
Rhin	4 177	3 096	3 591	3 152
Rhône-Méditerranée	893 821	799 338	840 017	700 671
Seine-Normandie	479 650	425 360	449 035	375 388
France	3 564 089	3 178 063	3 345 180	2 792 400

Pour le calcul des 3 indicateurs de biomasses, les mortalités par pêche utilisés dans ce travail correspondent à une agrégation au niveau national (sachant que les mortalités en lagune ne sont pas intégrées).

Le Tableau 14 et le Tableau 15 présentent les paramètres d'entrée utilisés dans le calcul des estimations des biomasses.

Tableau 14 : Paramètres pour les estimations des biomasses pour la France et les différents UGA.

C_k	ρ_{glass}	M (année ⁻¹)	τ (année)	λ_{yellow} (année)	\bar{w}_{glass} (g)	\bar{w}_{yellow} (g)	\bar{w}_{silver} (g)
5%	20 %	0.1386 (Dekker, 2000)	12 (Briand et al., 2008)	5.5 (arrondi à 6)	0.33 (Briand et al., 2008)	125	800 (Briand et al., 2008)

Tableau 15 : Année à prendre en compte pour les données de mortalités anthropiques (Y_{glass} , Y_{yellow} , Y_{silver}).

Année à prendre en compte pour	2006	2007	2008	2009
Y_{glass} ($t=année-\tau$)	1994	1995	1996	1997
Y_{yellow} ($t=année-\tau+\lambda_{yellow}$)	2000	2001	2002	2003
Y_{silver} ($t=année$)	2006	2007	2008	2009

Les valeurs des indicateurs de biomasses pour la France sont données dans le Tableau 17 pour $B_{current}$, le Tableau 18 pour B_{best} , le Tableau 19 pour B_0 .

Les mortalités anthropiques Y_{glass} , Y_{yellow} et Y_{silver} données dans le Tableau 16, doivent correspondre pour chaque année de prédiction aux années données dans le Tableau 15. En prenant en compte la durée de vie de l'anguille τ et l'âge moyen des anguilles jaunes λ_{yellow} avec $Y_{glass}(t=année-\tau)$, $Y_{yellow}(t=année-\tau+\lambda_{yellow})$ et $Y_{silver}(t=année)$.

Tableau 16 : Evolution des captures en tonnes par stades de vie.

Année capture	Captures en tonnes			Capture en nombre		
	Y _{glass} Civelle	Y _{yellow} Jaune (hors lagunes)	Y _{silver} Argentée (hors lagunes)	Y _{glass} Civelle	Y _{yellow} Jaune (hors lagunes)	Y _{silver} Argentée (hors lagunes)
1978	2 040			234 329 864		
1979	2 547			292 567 728		
1980	2 794			320 940 020		
1981	1 794			206 072 439		
1982	1 085			124 631 325		
1983	952	1 989		109 353 937	7 425 931	
1984	684	1 540		78 569 425	5 747 587	
1985	515	1 681		59 156 804	6 274 475	
1986	510	1 335		58 582 466	4 983 496	
1987	633	1 288	50	72 711 178	4 808 408	62 500
1988	544	1 491	57	62 487 964	5 566 574	71 250
1989	520	1 204	42	59 731 142	4 495 621	52 500
1990	379	1 197	53	43 534 813	4 466 219	66 250
1991	266	1 206	42	30 554 776	4 503 388	52 500
1992	260	988	32	29 865 571	3 689 764	40 000
1993	459	969	28	52 724 219	3 615 880	35 000
1994	403	861	40	46 291 635	3 215 458	50 000
1995	526	1 006	43	60 420 347	3 755 385	53 750
1996	287	898	34	32 966 996	3 352 095	42 500
1997	326	849	46	37 446 831	3 169 379	57 500
1998	201	759	33	23 088 384	2 831 283	41 250
1999	248	542	36	28 487 160	2 023 045	45 000
2000	208	558	31	23 892 457	2 083 383	38 750
2001	102	563	47	11 716 493	2 102 953	58 750
2002	239	550	40	27 453 352	2 054 616	50 000
2003	151	560	38	17 345 005	2 088 923	47 500
2004	89	533	24	10 223 215	1 988 177	30 000
2005	91	529	27	10 452 950	1 973 122	33 750
2006	68	436	31	7 810 995	1 628 198	38 750
2007	77	326	34	8 844 804	1 217 706	42 500
2008	79		19	9 074 539		23 750
2009	43		20	4 916 332		25 000
2010	41		10	4 709 571		12 500
2011	31			3 560 895		
2012	34			3 905 498		

Pour calculer l'échappement potentiel en kilogrammes, les poids moyens de chaque stade ($\bar{w}_{glass}, \bar{w}_{yellow}, \bar{w}_{silver}$) ont été utilisés. L'échappement actuel $B_{current}$ (Tableau 17) est finalement calculé en soustrayant les séries chronologiques de captures d'anguilles argentées (Tableau 16) à cet échappement potentiel en biomasse. Dans l'application actuelle d'EDA, les mortalités induites par les turbines ne sont pas incluses.

Tableau 17 : Estimation de B_{current} en kg en France avec Y_{silver} ($t= \text{année}$) en 10^3 kg pour une surface en eau totale de 2 114 km².

Année t	Bpotentielle $\Delta\Gamma * S_k * C_k * w_{\text{silver}}$ (kg)	Y_{silver} à l'année t (tonne)	B_{current} (kg)	B_{current} (nb)
1984	5 624 740			
1985	3 446 949			
1986	2 934 013			
1987	3 348 753	50	3 298 753	4 123 441
1988	4 413 141	57	4 356 141	5 445 176
1989	4 758 643	42	4 716 643	5 895 804
1990	5 582 971	53	5 529 971	6 912 464
1991	6 033 058	42	5 991 058	7 488 823
1992	4 036 851	32	4 004 851	5 006 064
1993	4 009 856	28	3 981 856	4 977 320
1994	3 498 437	40	3 458 437	4 323 046
1995	3 167 543	43	3 124 543	3 905 679
1996	2 640 249	34	2 606 249	3 257 811
1997	2 970 242	46	2 924 242	3 655 303
1998	2 372 366	33	2 339 366	2 924 208
1999	2 218 357	36	2 182 357	2 727 946
2000	3 188 243	31	3 157 243	3 946 554
2001	3 365 797	47	3 318 797	4 148 496
2002	3 558 895	40	3 518 895	4 398 619
2003	3 529 433	38	3 491 433	4 364 291
2004	3 183 050	24	3 159 050	3 948 813
2005	3 005 404	27	2 978 404	3 723 005
2006	2 851 272	31	2 820 272	3 525 340
2007	2 542 450	34	2 508 450	3 135 563
2008	2 676 144	19	2 657 144	3 321 430
2009	2 233 920	20	2 213 920	2 767 400

Le meilleur échappement réalisable B_{best} (Tableau 18) est calculé en mettant les impacts anthropiques à zéro (pas de barrage, aucun impact lié à l'utilisation des terres et les captures d'anguille argentée mises à 0), et en prenant en compte la biomasse d'anguilles argentées correspondant aux mortalités anthropiques liées aux stades civelles et anguilles jaunes (ICES, 2010).

Tableau 18 : Estimation de B_{best} en kg en France avec Y_{glass} ($t=année-\tau$), Y_{yellow} ($t=année-\tau+\lambda_{yellow}$) pour une surface en eau totale de 2 114 km².

Année t	$B_{potentielle}$ $\Delta\Gamma(0)*S_k*$ C_k*W_{silver}	Y_{glass} à l'année (t- τ) (tonne)	Y_{yellow} à l'année (t- $\tau+\lambda_{yellow}$) (tonne)	B_{best} (kg)	B_{best} (nb)
1984	7 955 734				
1985	4 874 528				
1986	4 141 060				
1987	4 750 055				
1988	6 226 447				
1989	6 776 109				
1990	7 918 161	379			
1991	8 613 329	266			
1992	5 747 012	260	1 363	33 437 133	41 796 416
1993	5 686 113	459	1 316	51 532 199	64 415 248
1994	4 961 109	403	1 526	46 246 240	57 807 800
1995	4 496 804	526	1 224	56 243 457	70 304 321
1996	3 743 401	287	1 227	33 535 731	41 919 664
1997	4 213 543	326	1 227	37 589 741	46 987 177
1998	3 363 505	201	999	24 617 680	30 772 099
1999	3 143 035	248	975	28 649 360	35 811 701
2000	4 517 991	208	879	26 081 074	32 601 342
2001	4 764 612	102	1 027	16 999 289	21 249 112
2002	5 043 565	239	910	29 541 737	36 927 172
2003	4 998 062	151	873	21 306 465	26 633 082
2004	4 506 534	89	770	14 830 521	18 538 152
2005	4 243 726	91	555	14 152 457	17 690 571
2006	4 032 786	68	567	11 861 388	14 826 735
2007	3 585 812	77	588	12 299 972	15 374 965
2008	3 780 006	79	485	12 390 970	15 488 713
2009	3 157 803	43	508	8 524 665	10 655 831

Pour estimer B_0 ($B_{pristine}$) (Tableau 19), compte tenu des données disponibles, B_0 sera approximé par $B_0 = \max(B_{best})$ ou $B_0 = \frac{\max(B_{current})}{0.4}$ pour une surface en eau totale de 2 114 km².

Tableau 19 : Estimation d'EDA de $B_{pristine}$ en kg.

$B_0 = \max(B_{best})$ (kg)	56 243 457 kg	Nb d'ang. : 70 304 321
$B_0 = \frac{\max(B_{current})}{0.4}$ (kg)	$\frac{5\ 991\ 058}{0.4} = 14\ 977\ 645$ kg	Nb d'ang. : 18 722 056

Le Tableau 20 et la Figure 31 montrent l'évolution du rapport $B_{\text{current}}/B_{\text{best}}$.

Tableau 20 : Comparaison $B_{\text{current}}/B_{\text{best}}$.

Année t	$B_{\text{current}}/B_{\text{best}}$ (%)
1984	
1985	
1986	
1987	
1988	
1989	
1990	
1991	
1992	11.98
1993	7.73
1994	7.48
1995	5.56
1996	7.77
1997	7.78
1998	9.50
1999	7.62
2000	12.11
2001	19.52
2002	11.91
2003	16.39
2004	21.30
2005	21.05
2006	23.78
2007	20.39
2008	21.44
2009	25.97

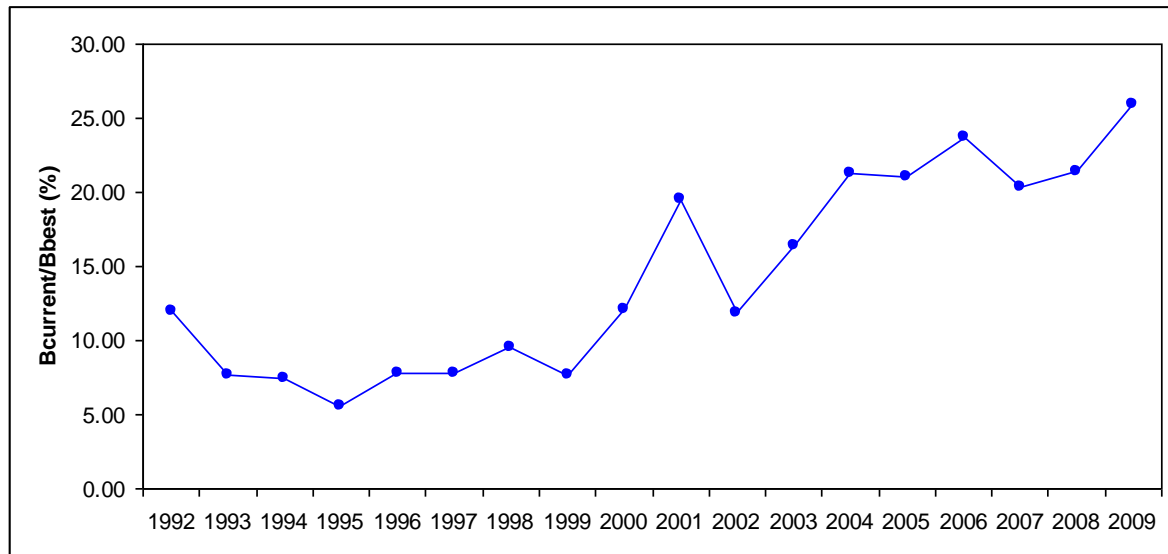


Figure 31 : Evolution du rapport $B_{current}/B_{best}$ (en pourcentage) pour la France de 1992 à 2009.

4.5.1. Evaluation de $B_{current}$, B_{best} et $B_{pristine}$

Dans le contexte actuel et avec les hypothèses d'EDA2.1, c'est approximativement 2,27 millions d'anguilles argentées qui ont quitté la France en 2009.

Pour évaluer $B_{current}$, B_{best} et $B_{pristine}$, nous avons utilisé une masse moyenne de civelle, d'anguille jaune et d'anguille argentée constant (0.33g, 125g, 800g respectivement). Or celles-ci montrent de fortes variations entre les années et au cours de la saison.

La masse moyenne des civelles diminue au cours de la saison avec un phénomène qui semble même généralisable à l'ensemble des côtes européennes (Lecomte-Finiger, 1976 ; Charlon et Blanc, 1982 ; Lecomte-Finiger, 1983 ; Boëtius et Boëtius, 1989 ; Desaunay et Guerault, 1997 ; De Casamajor *et al.*, 2001 ; De Casamajor *et al.*, 2003 ; Lefebvre *et al.*, 2003). Sur l'Adour par exemple, les masses moyennes de civelles au stade V B sont passées de 0,39 g pour la saison 1979-1980 à 0,30 g pour la saison 1991-1992, soit une diminution de 30 % en 12 ans (Desaunay et Guerault, 1997). Desaunay et Guerault (1997) montrent aussi des variations de la masse moyenne des civelles suivant la localisation (Adour, Loire, Gironde, Vilaine, Sèvre). Pour les anguilles jaunes et argentées, on observe aussi une variation suivant l'année et la localisation (Amilhat, 2007 ; Lefebvre, 2003 ; Vollestad, 1992 ; ICES, 2010). Cette variation est à relier avec l'âge des anguilles. De plus, la croissance des anguilles est irrégulière (Meunier, 1994), des individus du même groupe d'âge peuvent avoir des tailles et des masses très différentes. La masse moyenne des anguilles argentées en France se situe entre 200 g et 700 g (Plan de Gestion - Rapport 2010).

De plus les mortalités anthropiques aux différents stades (civelle, anguille jaune et anguille argentée) varient d'année en année. Pour le calcul des 3B, la série chronologique a été prise au niveau national français (somme des mortalités anthropiques relevées au niveau des UGA). Mais on peut aussi observer des variations des mortalités anthropiques suivant les UGA.

Une partie inconnue des civelles capturées, si elle avait été laissée dans le milieu naturel, serait restée en estuaire et ne devrait pas entrer dans le calcul de l'échappement effectif. A ce titre, B_{best} est vraisemblablement surestimé.

Il existe deux modes de calcul différents pour estimer la biomasse pristine :
 $B_0 = \max(B_{best})$ ou $B_0 = \frac{\max(B_{current})}{0.4}$. Le ratio entre les deux modes de calcul est de 1 à

9.4 pour les milieux couverts par EDA. Ces résultats, très différents, soulignent l'incertitude concernant le niveau réel de $B_{pristine}$. Il est à noter qu'aucune de ces formules n'est entièrement satisfaisante. Aucune ne prend pas en compte d'éventuels effets « densité-dépendants » au stade civelle et surestime potentiellement le niveau de biomasse pristine. La deuxième formule ne prend pas en compte que très indirectement l'impact des mortalités anthropiques.

4.5.2. Comparaison $B_{current}/B_{best}$

La comparaison $B_{current}/B_{best}$ (Tableau 20 et Figure 31) montre une tendance à l'augmentation au cours du temps, le rapport $B_{current}/B_{best}$ pour l'année 2009 est de 26 %. Ce qui montre un faible échappement en situation actuelle comparativement à l'échappement biomasse que l'on devrait observer sans impact anthropique.

En outre, les valeurs de $B_{current}$ devraient être même plus faibles car dans le calcul le suivi dans le temps de l'impact des turbines hydroélectriques (mise en fonctionnement des turbines, nouvelle construction...) n'est pas intégré. Le rapport $B_{current}/B_{best}$ pourrait donc varier au cours du temps.

4.5.3. Comparaison de l'échappement avec le plan de gestion français

Le plan de gestion anguille (basé sur EDA1.3) annonce 12 000 tonnes (150 millions d'anguilles argentées d'une masse de 0.8 kg) pour 6 727 km² de surface en eau dont 3 637 km² pour la couche surfacique (dont 1 500 km² d'estuaire et 110 km² de lac) et 3 090 km² pour la couche linéaire de la BdCarthage.

Les résultats du modèle EDA2.1, donnent environ 2 200 tonnes d'anguilles argentées en 2009 mais pour seulement 2 114 km² de surface en eau (couche linéaire de la RHT). En première approximation, en tenant compte du ratio des surfaces en eau considérées. On obtiendrait donc 6 600 tonnes d'échappement pour 2009. La sélection différente des variables entre les deux modèles et la sensibilité de l'extrapolation expliquent vraisemblablement ce rapport de 1 à 2 entre les calculs.

Le PGA annonçait 12 000 tonnes (15 millions d'anguilles argentées) pour 6 727 km² de surface en eau. L'écart sur l'estimation des surfaces en eau et les zones non couvertes dans la version 2.1 d'EDA explique en grande partie l'écart dans les estimations de biomasses. Le reste s'explique par les améliorations apportées au modèle. Le Tableau 21 synthétise les différences entre les deux versions d'EDA.

Tableau 21 : Comparaison des biomasses potentielle obtenues avec les différentes versions d'EDA (EDA1.3, EDA2.0 et EDA2.1).

	Modèle EDA (version)	Année de référence	B _{potentielle}
France	1.3	2006-2009	15 millions
	2.1		3,2 millions

4.5.4. Comparaison avec les données d'échappement disponibles

Le système de suivi (Rivières Index ou RI et Réseau Spécifique Anguille ou RSA) mis en place par le PGA fournit des données permettant de vérifier les estimations d'EDA et de juger en partie de quelle manière les limites exposées ci-dessus impacte les estimations produites par EDA. En particulier les RI permettent sur les zones suivies d'avoir une estimation directe de l'échappement en anguille argentée et indépendante d'EDA. Les travaux menés par ailleurs en France et disponibles dans la littérature offrent une autre opportunité de confronter EDA à des estimations directes et indépendantes de l'échappement. Ces données sont synthétisées dans le Tableau 22. Pour l'Oir, le Frémur et la Loire, les estimations d'EDA sont très proches des estimations d'échappement de la littérature. Pour la Somme et la Bresle, les estimations EDA sont du même ordre de grandeur que les estimations produites mais l'écart est néanmoins plus important que pour les 3 séries citées précédemment. Pour ces deux dernières rivières, il s'agit seulement de résultats de la première année. Des ajustements méthodologiques sont sans doute encore nécessaires sur ces rivières pour obtenir des estimations d'échappement aussi robustes que celle obtenues sur l'Oir, le Frémur ou la Loire.

Cet exercice démontre tout l'intérêt de l'estimation nationale à partir des données collectées sur le stade anguille jaune et de la validation par des estimations directes d'échappement d'argentées sur certains sites. Néanmoins le travail sur les rivières index est un travail de long terme pour obtenir des estimations fiables. La comparaison d'EDA avec des données indépendantes doit donc se poursuivre.

Tableau 22 : Comparaison des échappements d'anguilles argentées fournies par EDA2.0 pour l'année 2009 et par d'autres sources de données françaises.

Site étudié	EDA2.0		Estimation échappement mesuré sur le terrain			Ratio
	Année référence	Nb. individus	Nb. individus	Année estimation	Référence	
Somme		1 510	905	2010-2011	Pawar (2011)	167%
Bresle		2 580	6400-7200	2009	Euzenat <i>et al.</i> (in Beaulaton <i>et al.</i> , 2001)	36% - 40%
Oir	2009	527	473	Moyenne 2000-2002	Acou <i>et al.</i> (2009)	111%
Frémur		310	320	2009-2010	Charrier <i>et al.</i> (2011)	97%
Loire		135 049	150 000	2008-2009	Acou <i>et al.</i> (2010)	90%

Aux 2,27 millions d'anguilles argentées données par le modèle EDA2.1 en 2009 (soit 158 kg/ha⁻¹ d'anguilles argentées), devrait être ajouté l'échappement potentiel dans les lagunes (telle que l'Or, Bages-Sigean, la Camargue, Tableau 23), les estuaires, les lacs.

Tableau 23 : Echappement potentiel dans les lagunes fournies par d'autres sources de données françaises.

Lagune	Référence	Biomasse (kg.ha ⁻¹)	Nb. anguilles
Or	Charrier <i>et al.</i> , 2011	13.2	52 283 (calculé pour un poids moyen de 0.8 kg)
Bages-Sigean	Amilhat <i>et al.</i> , 2008	30	1 120 000
Camargue	Bevacqua <i>et al.</i> , 2007	1.3	17 875 (calculé pour un poids moyen de 0.8 kg)

5. Application d'EDA 2.0 à 5 UGA et à CREPE dans le cadre du projet POSE

Dans un premier temps, le modèle EDA2.0 a été appliqué dans le cadre du projet POSE à 5 bassins versants Européens (que l'on appellera EMU Eel Management Unit et correspond à l'UGA en français) ayant une forte variabilité dans la longueur de la série chronologique, le nombre de données, l'échantillonnage et le contexte géographique, ce qui a priori peut rendre l'application difficile.

Dans un deuxième temps, le modèle EDA2.0 a été appliqué sur un jeu de données CREPE (Constructed Reality for Eel Population Exploration) qui permet de tester le modèle EDA sur un jeu de données virtuelles.

Cette application du modèle EDA, a donné lieu dans le cadre du projet POSE à un rapport POSE (Walker *et al.*, *in press*). L'ensemble des analyses statistiques, modèles et résultats de chacun des 5 EMU et des données CREPE sont donnés dans ce rapport

5.1. Tronçons hydrographiques : CCMv2.1

EDA2.0 utilise la CCM v2.1 (Catchment Characterisation and Modelling), une base de données hydrographiques européenne (Vogt *et al.*, 2007, 2008, <http://ccm.jrc.ec.europa.eu/>). Cette base de données hydrologiques est basée sur un modèle topographique. Ce système de représentation cartographique des bassins versants et de codage modélisé sous SIG permet le calcul de la surface de drainage et d'écoulement des zones concernées. La CCM2 comprend un ensemble hiérarchique de tronçons de rivière et de bassins versants basé sur l'ordre de Strahler (Strahler, 1957, 1964), une couche de lacs et les codes d'une fonction hydrologique structurée basée sur le système Pfafstetter (De Jager *et al.*, 2010).

L'unité de bassin versant primaire est la zone de drainage - c'est la plus petite entité dans cette hiérarchie et elle est drainée par le tronçon de rivière de la CCM. Ce système permet l'identification de tous les bassins versants amont et de tous les tronçons de rivière en aval d'un point donné le long du réseau hydrographique. Tous les tronçons de rivière sont connectés.

5.2. Descriptions des EMU

Le modèle EDA est conçu pour être appliqué à l'Unité de Gestion de l'Anguille (EMU). Dans le projet POSE, il a été appliqué aux unités hydrographiques :

- "Bretagne" (Brittany) et "Rhône" (Rhone) pour la France,
- "Western" en Irlande,
- "Basque" en Espagne
- "Anglian" en Angleterre (Tableau 24 et Figure 32).

Il n'a pas été appliqué aux unités hydrographiques suivantes :

- "Elbe" en Allemagne où le stock d'anguilles est principalement basé sur le repeuplement. Bien que le nombre et les lieux de repeuplement étaient disponibles, un nombre suffisant de données de pêche électrique d'anguille jaunes n'a pas pu être collecté facilement.
- "Swedish West Coast" en Suède qui correspond à la haute mer.
- "Sardinia" en Italie, où les seules les données pour les lagunes sont disponibles.

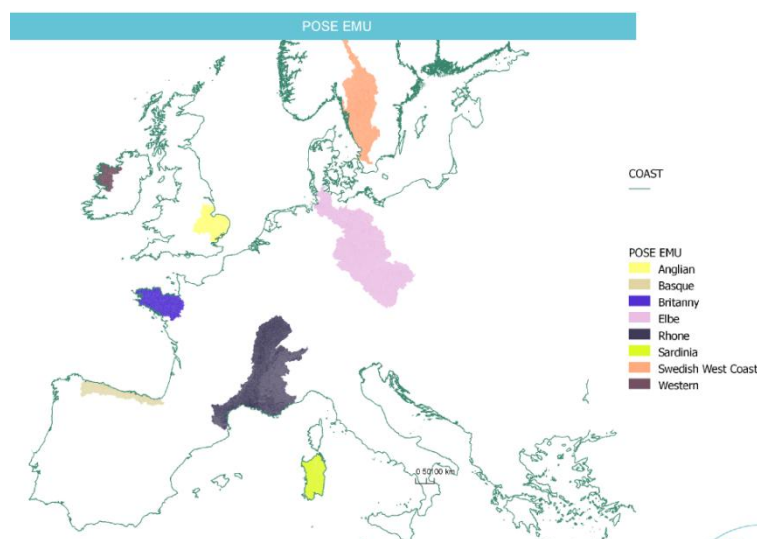


Figure 32 : Carte de l'Europe montrant les localisations des Unités de Gestion Anguille Européenne qui ont été considérées pour l'application d'EDA.

Tableau 24 : Nombre de bassins versants, de tronçons hydrographiques et surfaces pour chaque EMU sur le réseau hydrographique de la CCM.

Pays	EMU	Nb de bassins versants	Nb de tronçons	Linéaire de cours d'eau (km)	Surface (km ²)
France	Bretagne	166	2 037	7 266	27 521
	Rhône	127	42 794	64 543	129 691
Irlande	Western	117	915	3 256	11 208
Espagne	Basque	31	1 910	2 653	11 208
Angleterre	Anglian	67	1 171	5 794	26 321

5.3. Calcul de la surface en eau

La CCM ne fournit pas de données sur la largeur mouillée des tronçons.

Pour les EMU Bretagne, Rhône, Basque et CREPE EMU nous avons utilisé une relation allométrique. Cette relation allométrique a été calibrée avec un modèle linéaire en utilisant la procédure « lm » (package stats) et les données de largeur de rivière lors des pêches électriques. Le meilleur modèle a été sélectionné avec le critère d'information d'Akaike (AIC) :

$$lm(\log(\text{width}) \sim \log(\text{up_area}) : \text{emu} + \log(\text{shree}) : \text{emu})$$

avec width : la largeur d cours d'eau, up_area : la surface du bassin versant amont, shree : l'ordre de Shreeve.

Pour les EMU Anglian et Western les largeurs de cours d'eau ont été évaluées à partir de données raster.

5.4. Données d'anguille pour les EMU

Le modèle requière des données d'abondance d'anguilles jaunes.

Pour Bretagne et Rhône, la présence/absence et les densités d'anguilles jaunes proviennent de la banque de données milieux aquatiques et poissons (BDMAP - version d'août 2010) de l'ONEMA. Pour les autres EMU voir la description dans POSE Final Report (Walker *et al.*, in press). Le Tableau 25 présente le nombre d'opérations et de stations ainsi que la période d'étude sélectionnés dans les différents EMU pour le calage du modèle.

La densité (d) a été calculée pour toutes les opérations de pêches et s'exprime en nombre/100m².

Tableau 25 : Nombre d'opérations et nombre de stations suivant la période sélectionnées pour le calage du modèle.

	Bretagne	Rhône	Western	Basque	Anglian
Nb d'opérations	745	2 890	664	897	4 160
Nb de stations	259	1 361	88	277	911
Période	1984-2008 Avril - Novembre	1984-2008 Avril - Novembre	1991-2009	1981-2009 Juin-Novembre	1981-2010 Juin-Novembre

Pour le projet POSE, l'ensemble de ces jeux de données proviennent des différents partenaires européens et ont été intégrés à une base de données commune DBEel. Les données ont été recueillies et formatées dans une seule base de données (DBeel) pour faciliter les extractions de données standard. La structure de la DBeel est décrite dans le rapport final POSE (Walker *et al.*, in press).

Les données de CREPE ont été extraites des échantillonnages par pêches électriques (voir la description pour le modèle CREPE, annexe B, Walter *et al.*, in press et Lambert, 2012), fournissant des données à partir de 200 sites échantillonnés au cours de l'automne de l'année 51 à 149 et résultant en 19 800 points de pêche. La Figure 33 montre l'évolution du nombre d'anguilles argentées issues du modèle CREPE.

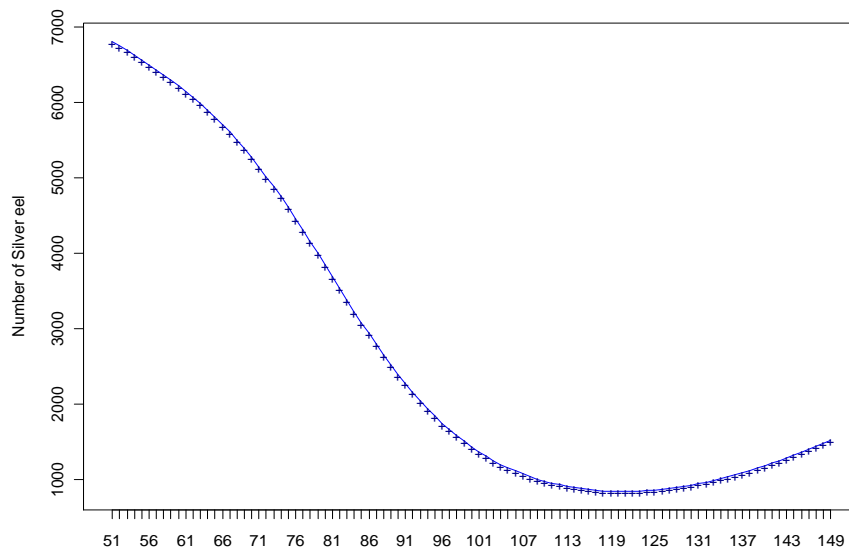


Figure 33 : Evolution du nombre d’anguilles argentées pour le jeu de données CREPE pour l’année 51 à 149.

5.5. Variables explicatives sélectionnées

Les variables explicatives sont liées aux caractéristiques du bassin versant et aux conditions d'origines anthropiques (obstacles et occupation du sol). Pour chaque EMU, par manque de données ou du fait de différences dans la disponibilité des données, le nombre de variables explicatives testées dans chaque modèle diffère (Tableau 28).

Toutes les variables explicatives sont calculées pour chaque tronçon.

Les variables disponibles directement dans le CCM sont :

- l'altitude moyenne (elevation_mean) en mètres du bassin versant primaire ;
- la pente moyenne (slope_mean) en degré du bassin versant primaire ;
- le gradient altitudinal (altitudinal_gradient) en pourcentage calculé comme $[(\text{altitude au niveau du nœud amont} - \text{altitude au niveau du nœud aval}) / \text{longueur du tronçon}] * 100$;
- La température (temperature_mean) en °C et les précipitations (rain_mean) en millimètres sont extraites de WORLDCLIM (Hijmans *et al.*, 2005), correspondant à la moyenne à long terme (1950-2000) de la température et des précipitations moyennes annuelles dans le bassin primaire.
- l'ordre de Strahler (1957, 1964)

Les variables suivantes sont calculées à partir de la topologie du réseau hydrographique de la CCM et sont donc disponibles à l'échelle européenne :

- distance à la mer (distance_sea) en km, calculée comme la distance depuis l'embouchure vers le nœud aval du tronçon, plus la moitié de la longueur du tronçon considéré.
- distance à la source (distance_source) en km, qui correspond à la source la plus en amont, plus la moitié de la longueur du tronçon.

- distance relative (*relative_distance*), calculée comme le rapport de la distance à la mer sur la distance totale (somme des distances à la mer et à la source), d'après Imbert *et al.* (2008).
- la surface de bassin versant amont en km² qui correspond à la surface de bassins versant à l'exutoire du tronçon considéré.
- et l'ordre de Shreve (1966, 1974);

Concernant les variables d'origines anthropiques :

- Obstacles

Les données d'obstacles sont disponibles pour Bretagne, Basque et Rhône. Pour Bretagne et Rhône, elles proviennent du Référentiel National des Obstacles à l'Écoulement (ROE - version de 2010) de l'ONEMA, pour Basque de la base *Obstaculos*. Plus de 11 000 obstacles ont été projetés sur le réseau hydrographique de la CCM (Tableau 26).

Pour caractériser l'impact des obstacles nous avons utilisé le nombre d'obstacles cumulés à l'aval de chaque tronçon jusqu'à la mer (*cs_nbdams*) ainsi que le score cumulé (*cs_score*).

Compte tenu des données disponibles, le calcul des scores (*cs_score*) a seulement pu être effectué pour l'EMU Basque. Ces scores sont basés sur le critère d'évaluation de franchissabilité amont de Steinbach (2009, modifié de Steinbach, 2006), et différent suivant les variables liées à la construction du barrage (hauteur de chute, rugosité, structure du profil) en utilisant une note de correction qui pénalise (-) ou facilite (+) le passage des anguilles à l'amont.

Tableau 26 : Nombre d'obstacles sur le réseau hydrographique de la CCM.

	Brittany	Rhône	Basque
Nb d'obstacles	3 801	5 469	2 282

- Occupation du sol

Pour les données d'occupation du sol, nous avons utilisé le système de classification pan-Européen d'occupation du sol CORINE (Co-Ordination of Information on the Environment, CLC2006, 250m, version 12/2009). Les données sont obtenues à partir du site de l'Agence européenne pour l'environnement (EEA) et sont disponibles à l'échelle européenne sur <http://www.eea.europa.eu/data-and-maps/data/corine-land-cover-2000-clc2000-seamless-vector-database-1>.

Pour ce travail, les 15 niveaux de Corine Land Cover ont été regroupés sous 3 modalités (Tableau 27). L'objectif est de distinguer les utilisations du sol qui, a priori, impactent faiblement (non impacté), moyennement (agriculture) et fortement (urbanisation) les populations d'anguilles.

Tableau 27 : Modalités utilisées à partir de la nomenclature de Corine Land Cover.

3 modalités	Niveau d'occupation du sol de la CLC
Urbanisation (urban)	1.1 Urban fabric
	1.2 Industrial, commercial and transport units
	1.3 Mine, dump and construction sites
	1.4 Artificial non-agricultural vegetated areas
Agriculture (agricultural)	2.1 Arable land
	2.2 Permanent crops
	2.4 Heterogeneous agricultural areas
	2.3 Pastures
Non impacté (no_impact)	3.1 Forests
	3.2 Shrub and/or herbaceous
	3.3 Open spaces with little or no vegetation
	4.1 Inland wetlands
	4.2 Coastal wetlands
	5.1 Inland waters
	5.2 Marine waters

Le pourcentage de chaque catégorie d'occupation du sol est calculé pour la surface de drainage unitaire (p) ainsi que pour la surface de bassin versant cumulée en amont (p_up) de chaque tronçon considéré.

Ainsi pour chaque EMU, les différentes variables disponibles et testées dans les modèles sont données dans le Tableau 28.

Tableau 28 : Récapitulatifs des variables candidates disponibles et testées dans les modèles pour chaque EMU.

Variables	Bretagne	Rhône	Western	Basque	Anglian	CREPE
year	x	x	x	x	x	x
month	x	x	x	x	x	
slope_mean	x	x	x	x	x	
elevation_mean	x	x	x	x	x	
altitudinal_gradient	x	x	x	x	x	
distance_sea	x	x	x	x	x	x
distance_source	x	x	x	x	x	x
relative_distance	x	x	x	x	x	
temperature_mean	x	x	x	x	x	
rain_mean	x	x	x	x	x	
cs_nbdams	x	x		x		x
cs_score				x		
p_urban	x	x		x	x	
p_up_urban	x	x		x	x	
p_agricultural	x	x	x		x	
p_up_agricultural	x	x	x		x	
p_no_impact	x	x	x	x	x	
p_up_no_impact	x	x	x	x	x	

5.6. Détection de la colinéarité

La classification hiérarchique sur la corrélation de Spearman (ρ^2) permet d'identifier des groupes de variables les plus corrélées entre elles.

Les résultats des analyses de classification hiérarchique des 5 UGA et du jeu de données CREPE sont présentés en Annexe (Annexe 3 : Figure 71 à Figure 76).

Les résultats sont représentés sous forme de dendrogramme, qui ne représente qu'une partie de l'information contenue dans la matrice de corrélation, mais d'une manière qui en facilite l'interprétation. Le dendrogramme a été coupé à une valeur de ρ^2 de 0,5.

Comme la combinaison entre le pourcentage local d'occupation du sol (p) et le pourcentage d'occupation du sol amont (p_up) n'a pas été testé et pour minimiser les colinéarités entre variables, le nombre de modèles testés diffère pour chaque UGA. Ce nombre est également lié aux variables prédictives disponibles dans chaque UGA.

5.7. Résultats des modèles

Les résultats de chacun des 5 EMU et des données CREPE sont donnés dans le rapport POSE (Walker *et al.*, in press).

Nous avons testé un grand nombre de variables explicatives dans les modèles (plus de 12 pour chacun des jeux de données, et 5 pour le jeu de données de CREPE) (Tableau 29). Suite à l'analyse de colinéarité, le nombre de modèles testés est différent entre chaque UGA (Tableau 29 et Tableau 30). Les variables retenues diffèrent également entre le modèle de présence-absence et le modèle de densité (Tableau 30).

Tableau 29 : Variables testées dans les modèles de présence-absence (Δ) et les modèles de densité (Γ) pour chaque EMU.

	Bretagne	Rhône	Western	Basque	Anglian	CREPE
Nb de variables testées	17	17	14	16	16	5
Nb de modèles testés	3 267	2 160	480	765	1 890	18

Chaque variable sélectionnées dans le modèle final delta-gamma pour chaque EMU dans le projet POSE sont données dans le Tableau 30.

Tableau 30 : Variables testées et sélectionnées du meilleur modèle pour chaque UGA pour le modèle de présence-absence (Δ) et le modèle de densité (Γ).

Variable	Bretagne		Rhône		Western		Basque		Anglian		CREPE	
	Δ	Γ	Δ	Γ	Δ	Γ	Δ	Γ	Δ^1	Γ	Δ	Γ
year	S	S	S	S	S	S	S	S		S	S	S
month	T	T	S	T	T	S	S	S		S	na	na
elevation_mean	T	T	S	S	T	T	S	S		S	na	na
slope mean	T	S	T	T	S	S	T	T		T	na	na
altitudinal gradient	T	S	T	T	S	T	T	T		T	na	na
distance_sea	S	T	S	S	T	S	S	S		S	S	S
distance_source	S	T	T	S	T	S	T	T		S	S	T
relative_distance	T	S	T	T	S	T	T	T		T	NT	NT
temperature_mean	S	T	T	T	T	T	T	T		T	na	na
rain_mean	S	T	T	T	T	S	T	T		S	na	na
cs_nbdams	T	S	S	T	T	T	S	T		na	T	T
cs_score	na	na	na	na	na	na	T	S		na	na	na
up_area	T	T	T	T	na	na	T	T		T	S	S
p_urban	T	T	T	S	na	na	T	T		T	na	na
p_up_urban	S	S	S	T	na	na	S	T		S	na	na
p_agricultural	T	T	T	S	T	T	na	na		T	na	na
p_up_agricultural	T	S	T	T	T	S	na	na		T	na	na
p_no_impact	T	T	T	T	T	T	T	T		T	na	na
p_up_no_impact	S	T	S	T	T	T	T	S		S	na	na
Ajustement du modèle :												
Kappa (pour le modèle Δ)	0.56		0.64		0.4		0.67				0.42	
% de déviance expliquée	33	54	52	48	14	37	48	51		36	31	41

S = variable sélectionnées dans le meilleur modèle delta-gamma; T = variable testée dans le modèle; na = donnée non disponible; NT : non testé, 1 = aucunes données avec des densités nulles ne sont disponibles pour l'EMU Anglian, seul le modèle gamma a été appliqué.

Pour le jeu de données CREPE, compte tenu d'un problème de représentativité avec le jeu de calage ERS, la distance relative n'a pas été testée dans les modèles.

5.8. Discussion entre la sélection de modèles différents

En règle générale, les densités d'anguilles sont plus élevées dans les tronçons de rivière en aval et plus faibles dans les tronçons de rivière amont, ce qui est compatible avec la diminution progressive des densités d'anguilles en fonction de la distance de la mer (Smogor *et al.*, 1995 ; Ibbotson *et al.*, 2002 ; Aprahamian *et al.*, 2007) et la distance relative (Imbert *et al.*, 2008).

Les densités d'anguilles jaunes estimées pour les EMU Bretagne et Rhône (avec des jeux de données complets de 1984 à 2008) a montré une diminution de la tendance annuelle, tandis que celles estimées pour l'EMU Basque (de 1981 à 2009) a montré une augmentation de la

tendance annuelle. La variation annuelle de la densité d'anguilles fournit une mesure du changement d'abondance, mais est également fortement dépendant de la méthode de capture utilisé et si l'anguille est spécifiquement ciblée ou non pendant les opérations de pêche électrique. Le changement observé dans le pays Basque est clairement du à la modification de la méthode de pêche. Dans les premières années, l'anguille n'était pas l'espèce ciblée (saumon).

En plus de cette diminution de la tendance générale de la densité d'anguilles liée à la distance de la mer, les densités d'anguilles sont liées au nombre d'obstacles en aval de toutes stations de pêche (Machut *et al.*, 2007), et les facteurs hydrographiques tels que les débits et la profondeur de la rivière expliquent aussi une part de la variation des densités d'anguilles (Goodwin et Angermeier 2003 ; Wiley *et al.*, 2004).

La distribution des stations d'échantillonnage n'était pas homogène dans l'ensemble des jeux de données. La plupart des pêches électriques sont réalisées à pied, et donc dans les eaux peu profondes, inférieures à 1 mètre de profondeur – l'échantillonnage des eaux plus profondes est possible avec des pêches électriques par bateaux, mais il est encore plus difficile de capturer les anguilles avec cette méthode. De ce fait, compte tenu de cette limite liée à l'échantillonnage, il existe peu de données de captures d'anguilles dans les cours d'eau profonds à l'aval. Cela pourrait introduire un biais important dans les résultats d'EDA puisque dans les eaux plus profondes en aval les densités sont extrapolées à partir du modèle, ce qui correspond également aux plus fortes densités d'anguilles dans le modèle.

La plupart des méthodes pour analyser les données de séries chronologiques nécessitent des observations régulières. Toutefois, le nombre d'opérations de pêche électrique a varié considérablement d'années en années et suivant le mois. Par exemple, dans l'EMU Basque, il y a jusqu'à 79 opérations certaines années, mais seulement deux ou trois opérations pour d'autres années. Le même phénomène est observé pour les mois, avec plus de 400 observations pour le mois le plus pêché, mais seulement 29 observations dans la série chronologique pour le mois le moins échantillonné. Dans certains autres bassins hydrographiques, aucune donnée n'était disponible sur plusieurs années.

L'estimation pour CREPE (jeu de données complet de l'année 51 à 149) a montré une tendance à la baisse au cours des 70 premières années suivie d'une augmentation pendant 30 ans (Figure 33). EDA a détecté un changement dans la tendance de l'échappement des anguilles argentées pour l'année 120 en utilisant une spline cubique lisse, mais la période de stabilité entre la période de déclin et d'augmentation du recrutement n'a pas été détectée. Le degré de lissage des termes du modèle aurait pu être augmenté (avec un degré de lissage $s = 4, 5$ ou plus). Toutefois, il a été constaté que des modèles additifs généralisés delta-gamma combinés sont utiles dans l'analyse et expliquent une part considérable de la variabilité dans ce type de jeu de données, mais un nombre élevé de degrés de liberté est nécessaire pour décrire le comportement propre des données. Une alternative est d'utiliser l'année comme un facteur dans le modèle au risque d'augmenter le nombre de degrés de liberté.

Le modèle a utilisé les données de pêche électrique avec des abondances prédites par la méthode de Carle et Strubb (1978). Cela signifie que pour cette implémentation du modèle, nous nous sommes limités aux sections peu profondes de la rivière. D'autres données, avec

des pêches électriques réalisées en bateau, ou des échantillonnages par verveux sont disponibles et pourraient être incorporées dans le modèle, fournissant une mesure de «l'efficacité de capture» relative des différentes méthodes, ce qui donnerait une valeur équivalente entre les échantillonnages par pêches électriques et les captures par unité d'effort à partir de verveux et d'autres moyens. Ces données pourraient aider à fournir des jeux de données plus réalistes pour une plus large échelle spatiale, à inclure des endroits où la plupart des prélèvements est réalisé en utilisant des verveux ou d'échantillonnage avec d'autres engins (par exemple les lacs pour le Western District en Irlande). Il serait également nécessaire de joindre toutes les surfaces de lac à la couche CCM. Les ressources pour atteindre cela n'étaient pas disponibles au sein du projet POSE, mais les données sont maintenant prêtes pour ce genre d'analyse.

Les modèles EDA considérés ici peuvent être considérablement étendue de différentes manières dans le futur. Le cadre d'EDA permet la combinaison de différents groupes de variables candidates dans le modèle en conformité avec les bases de données disponibles pour chaque EMU. Nous avons choisi dans le projet POSE de tester des variables similaires à travers les jeux de données pour fournir une comparaison commune. Toutefois, ces variables pourraient ne pas être les meilleures candidates en fonction de l'expertise locale, et à l'avenir d'autres variables pourraient être explorées, telles que la géologie du bassin versant, la zone hydrogéologique et les caractéristiques de débit des cours d'eau pour peu qu'elles soient disponible à l'échelle d'analyse.

Des problèmes ont été rencontrés dans les groupes simplifiés de couverture du sol Corine Land Cover utilisés dans l'analyse. Dans l'EMU Basque, le pourcentage d'utilisation des terres agricoles ($p_{\text{agricultural}}$, $p_{\text{up_agricultural}}$) est très proche de zéro, tandis que dans l'EMU Western le groupe concernant les terres urbanisées (p_{urban} , $p_{\text{up_urban}}$) n'est pas représenté. Pour réduire ce problème, différents regroupement d'occupation du sol avec Corine Land Cover pourrait être déterminés en tenant compte des particularités de chaque EMU. Nous avons choisi de ne pas le faire au sein du projet POSE pour permettre une comparaison cohérente entre les différents EMU.

Enfin, le nombre de degrés des polynômes pourrait être revu et d'autres variables ou interactions pourraient être prises en comptes. Une des variables qui fait cruellement défaut est relative aux données de pression de pêche décrite au niveau des tronçons. Un test initial de ce type de variable (Hoffmann, 2008) a montré que ce n'était pas assez précis pour donner une réponse cohérente dans le modèle, en particulier pour les données couvrant une longue période de temps. Cependant, avec de bonnes données, on pourrait s'attendre à montrer par l'analyse si la population d'anguilles est affectée par la pression de pêche. Un travail identique pourrait être fait sur d'autres impacts anthropiques.

5.9. *Echappement d'anguilles argentées*

Le Tableau 31 présente les paramètres d'entrée utilisés dans le calcul des estimations des biomasses. Le Tableau 32 donne les résultats du modèle EDA et du calcul des 3B : B_{current} , B_{best} et B_{pristine} pour les différents EMU et le jeu de données CREPE.

Tableau 31 : Paramètres pour les estimations des biomasses pour chaque EMU.
avec $Y_{glass}(t=2010-\tau)$, $Y_{yellow}(t=2010-\tau+\lambda_{yellow})$ et $Y_{silver}(t=2010)$ en tonnes.

EMU	M (année ⁻¹)	τ (année)	λ_{yellow} (année)	\bar{w}_{glass} (g)	\bar{w}_{yellow} (g)	\bar{w}_{silver} (g)	Y_{glass} (10 ³ kg)	Y_{yellow} (10 ³ kg)	Y_{silver} (10 ³ kg)
Bretagne		12 (Briand <i>et al.</i> , 2008)	4	0.330 (Briand <i>et al.</i> , 2008)	100 (Briand <i>et al.</i> , 2008)	800 (Briand <i>et al.</i> , 2008)	15.3 (Vilaine) + 2 (ailleurs) (in 1998)	1.297 (in 2002)	0 (in 2010)
Rhône	0.1386 (Dekker, 2000)	4	2	0.330 (Briand <i>et al.</i> , 2008)	100	800	0 (in 2006)	0.128 (in 2008)	0 (in 2010)
Western		18	13	0.334	178	338	0	0	0
Basque		4	2	0.330	17.77	130.24	0.614	na	na
Anglian		18.8 ¹	10	0.300	157.2 ²	382.8 ³	0	13.065	0.194
CREPE		5.939	4.886	0.448	206.54	448.04	0.026 (in 94)	1.408 (in 98)	1.254 (in 100)

¹ (Ecart-type = 0.27; varie entre 13-31) comme le sexe de l'anguille est féminin. Les données proviennent de la rivière Avon.

² (Ecart-type = 167.2)

³ (Ecart-type = 12.7; varie entre 132.4 - 1 120.0) de la rivière Avon.

na : non disponible

Tableau 32 : Sorties des simulations du modèle EDA pour les différents EMU et le jeu de données CREPE.

EMU	Bretagne	Rhône	Western	Basque	Anglian (*)	CREPE
Année de référence	2010	2010	2010	2010	2010	100
Surface en eau totale (km ²)	38.08	69.06	52.60	11.56	38.23	407.80
Nombre moyen d'anguilles jaunes par 100 m ²	9.487	1.718	0.103	10.340	2.537	0.011
Nombre moyen d'anguilles argentées par 100 m ²	0.474	0.086	0.0051	0.517	0.127	5.4 10 ⁻⁴
Nombre total d'anguilles jaunes	3 612 147	1 185 883	54 480	1 195 163	969 639	44 056
N_{current} : Nombre total d'anguilles argentées	180 607	59 294	2 724	59 758	48 481	2 203
B_{current}(t=2010) in kg	144 486	47 435	1 057	pas de données	18 365 ²	157
B_{best}=B_{current}(t=2010, hi,j=Ø, Y_{silver}(t)=0) in kg	377 439	103 953	1 313	pas de données	27 955 ³	8 254
40% B₀ (B_{best}<1980) in kg	678 624	117 557	2 875 ⁵	pas de données	65 642 ⁴	67 624
B_{current}/B₀	21%	40%	38% ⁵	pas de données	28%	2%
B_{best}/B₀	56%	88%	47% ⁵	pas de données	43%	12%

(*) Pour Anglian, aucune donnée avec des densités nulles n'est disponible, ces valeurs devront être vérifiées.

¹ calculé pour la première année disponible : 1991.

² Référence pour Y_{silver} est l'année 2007 avec 194 kg et devrait être l'année 2010.

³ Devrait être $t - \tau + \lambda y_{\text{yellow}}$ ici seule l'année 2005 est disponible avec 13 065 kg.

⁴ B_{best} moyen a été calculé sur la période historique de 1981 à 1985, les données antérieures ne sont pas disponibles.

⁵ Calculé pour l'année historique disponible : 1991

6. Bilan et perspective de l'application EDA

6.1. Comparaison EDA1.3, EDA2.0, EDA2.1

Le développement du modèle EDA montre ainsi des différences entre les versions (Tableau 33 et Tableau 34).

Modèle	Réseau hydrographique	Intégration des variables anthropiques	Surface en eau estimée (km ²) (France)	Surface en eau estimée (km ²) (Bretagne)	Surface en eau estimée (km ²) (Rhône)
EDA 1.3	BD_Carthage® v3	Non	6 727 km ²	/	/
EDA 2.0	CCM2.1	Oui	/	38.08	69.06
EDA 2.1	RHT	Oui	2 114 km ²	83.31	531.96

Tableau 33 : Comparaison des versions EDA1.3, 2.0 et 2.1.

Par rapport à la version EDA1.3, dans la nouvelle version d'EDA (2.0 et 2.1), une amélioration majeure a été effectuée avec l'intégration de variables anthropiques (obstacle, occupation du sol). Pour la version française EDA2.1, l'utilisation du réseau hydrographique RHT a permis d'obtenir des informations précises sur les caractéristiques des cours, principalement sur la largeur des cours d'eau (variable nécessaire pour les calculs de surface en eau).

Le réseau RHT ne couvre pas les estuaires, lac, lagunes, seul le réseau linéaire (cours d'eau) en eau douce est représenté. Ce qui explique les différences observées de surface en eau entre le plan de gestion et notre travail. La surface estimée pour EDA2.1 avec le RHT est donc inférieure à celle estimée dans le plan de gestion anguille avec le réseau hydrographique BD Carthage (EDA1.3) : d'après les données du réseau hydrographique BDCarthage, 3 431 km² de plan d'eau, bassin, réservoir, 15 km² de petits plans d'eau, 392 km² de nappe d'eau (estuaire,...) ne sont pas représentés par le réseau RHT.

Avec le modèle EDA2.1 (RHT), les surfaces en eau pour la Bretagne et le Rhône sont supérieures à celles calculées dans EDA 2.0 (CCM). De plus, on trouve un nombre moyen d'anguilles jaunes et argentées par 100m² plus faible que ceux calculés dans le modèle EDA2.0 (CCM), ceci est à relier au niveau de précision du réseau hydrographique entre le RHT et la CCM. Le réseau hydrographique européen CCM a un niveau de précision moins important que le réseau hydrographique français (les tributaires d'ordres 1 et 2 sont faiblement représentés).

Dans les modèles EDA2.0 et EDA2.1 actuellement développés de nouvelles variables ont pu être testées comme l'occupation du sol (avec la couche Corine Land Cover) et l'impact des obstacles à l'écoulement. Ceci n'avait pas pu être implémenté dans le modèle français EDA1.3. Ces nouvelles variables ont été testées et ressortent dans les modèles (voir Tableau 34).

Tableau 34 : Tableau récapitulative de la comparaison du modèle EDA1.3, EDA2.0 et EDA2.1 (variables testées T et variables sélectionnées S dans le modèle EDA2.1).

Variables descriptives	EDA 1.3	EDA 2.0 Bretagne	EDA 2.0 Rhône	EDA 2.1 France
Distance mer	T	S	S	S
Distance source		S	S	non représentatif
Distance relative	T	S	T	non représentatif
Température air moyenne	T	S	T	
Température air moyenne en juillet				S
Température air moyenne en janvier				T
Précipitation moyenne		S	T	
Altitude moyenne	T	T	S	T
Pente		S		non représentatif
Gradient altitudinal		S	T	
Bassin	T			
UGA				T
Exutoire				T
Surface échantillonnée	T	T	T	T
Surface de bassin versant amont	non testé	T	T	T
Pressions anthropiques : Nb d'obstacles cumulés	non testé	S	S	S
Occupation du sol-CLC	non testé	T	T	T
p_agricultural		T	T	
p_up_agricultural		T	X	
p_no_impact		T	T	
p_up_no_impact		S	S	
p_urban		T	S	S
p_up_urban		S	S	
Module, Débit minimum	non testé	non testé	non testé	non représentatif mais disponible

Malgré ces différences, on observe des patrons spatiaux similaires à ceux donnés dans le plan de gestion. Plus l'on s'éloigne de la mer, plus les densités diminuent. Les massifs montagneux (Pyrénées, Alpes, Jura, Massif Central) compte tenu de leur localisation (forte altitude, distance à la mer élevée) ont des densités les plus faibles. Les abondances d'anguilles les plus élevées se concentrent sur les axes majeurs.

6.2. Analyse AFOM

Une analyse AFOM (Atouts, Faiblesses, Opportunités, Menaces) ou SWOT en anglais (Strengths, Weaknesses, Opportunities, Threats), permet d'identifier les opportunités et les menaces présentes à l'extérieur (origines externes) et mettre en évidence les atouts et les faiblesses du modèle EDA (origine internes).

Les origines externes viennent de l'implémentation du plan de gestion et de la post-évaluation du plan de gestion. Les origines internes sont relatives aux données requises, à la sortie du modèle et aux hypothèses biologiques.

La principale force d'EDA est que cette méthode est largement applicable à l'ensemble des fleuves, bassins versants européens, car elle utilise des bases de données à large échelle (réseau hydrographique européen, occupation du sol au niveau européen, obstacle à l'écoulement) et des logiciels libres. Le modèle EDA offre des approches pour estimer la biomasse d'anguille à différentes échelles spatiales. Cette approche est aussi basée sur des données réelles de l'abondance d'anguille jaune; données qui sont classiquement collectées pendant les opérations d'échantillonnage sur les cours d'eau comme la DCE (Directive Européenne Cadre sur l'Eau); et cette approche est associée au processus de calibration standard. Au contraire, cette approche nécessite une quantité considérable de données historiques (pseudo-pristines, avant le plan de gestion) et une mise à jour des données (actuelles ou après des actions de gestion). Les utilisateurs d'EDA ont à connaître le logiciel R et langage SQL. Les principales faiblesses sont l'utilisation d'un taux d'argenteure mal connu et l'absence d'estimation de l'incertitude.

Atouts

- Les informations spatiales sont facilement disponibles, car le modèle EDA utilise des bases de données européennes ; il utilise aussi des logiciels libres (R, PostgreSQL, PostGis)
- Facilité d'application à tous les systèmes européens depuis que le modèle EDA est basé un réseau hydrographique européen dans le cadre du projet POSE)
- Peut être utilisé pour faire des évaluations sur l'ensemble de l'UGA
- Le modèle est calibré en utilisant seulement des données d'anguilles jaunes recueillies lors des échantillonnages dans les cours d'eau.

Faiblesses

- Requiert une quantité considérable de données d'abondance d'anguilles jaunes historiques (pseudo-pristine ou avant le plan de gestion) et de données actuelles (présent ou post-évaluation)
- Les utilisateurs doivent connaître le logiciel R et le langage SQL
- Basé sur taux de conversion des anguilles jaunes en anguilles argentées (qui est, généralement, mal connu)
- L'évaluation des incertitudes est actuellement non disponible
- Les données de la CCM ne comprennent pas les cours d'eau mineur, de ce fait les productions d'anguille par surface en eau par UGA peuvent être sous-estimées
- Le réseau hydrographique utilisé ne comprend pas les lacs et les lagunes. Ce développement est prévu, mais les données quantitatives sur les caractéristiques des lacs / étangs / lagunes/ zones côtières ne sont pas faciles à obtenir

Opportunités

- Simulation de la productivité à l'échelle Européenne (contrairement aux calculs spécifiques aux bassins versants)
- L'utilisation de logiciels libres facilite l'extension du modèle
- Facilité d'intégration de nouvelles données disponibles (CLC, Obstacles, débit)
- Facilement adaptable à des cas spécifiques en ajoutant de nouvelles variables performantes

Menaces

- Données limitées issues des enquêtes historiques et actuelles

Concernant les données, il n'y a pas de données dans les milieux profonds, estuariens. Dans l'état actuel la base de données ICE, les notes de franchissement des obstacles à l'écoulement n'ont pas pu être prises en compte dans le modèle.

6.3. Perspectives de développement du modèle EDA

Pour ce travail, la jointure spatiale entre le RHT et BDCarthage pour pouvoir récupérer les identifiants de BDCarthage a montré des problèmes de projection, principalement au niveau des nœuds du réseau hydrographique et compte tenu de la nature de deux réseaux hydrographiques. De ce fait, certains ouvrages ont pu être mal ou pas projetés sur le réseau RHT. Pour pallier à ce problème, un travail approfondi de jointure entre les identifiants BDCarthage et les identifiants du RHT devrait être réalisé. Pour les ouvrages du ROE, il conviendra de prendre en compte seulement les ouvrages référencés sur la couche BDCarthage.

Ce travail devra être repris et complété afin d'intégrer les nouvelles données de pêches électriques (années 2010 et suivantes), de prendre en compte les mises à jour de la base de données ROE (intégration de nouveaux obstacles, prises en compte des caractéristiques des obstacles). Par ailleurs, il serait souhaitable de dépasser le simple nombre de barrage comme utilisé dans ce travail pour intégrer une expertise sur la franchissabilité des obstacles, en s'appuyant par exemple sur le calcul des scores en fonction de la hauteur d'eau, du type de barrage de la pente et de la rugosité proposé par Steinbach (2006). De plus la connaissance de la présence de turbine permettrait dans la cadre du futur projet SEAHOPÉ (Silver Eels escapment from HydrOPowEr) une première estimation de la mortalité des anguilles argentées en dévalaison induite par les ouvrages hydroélectriques.

Afin de tester les variables (distance relative, distance source), le jeu de données de calage pourrait être augmenté afin d'obtenir un jeu de donnée représentatif entre le jeu de données RHT et le jeu de calage ERS.

Les variables liées au débit, en créant des classes de valeurs ou en augmentant le jeu de données de calage pourront être testées dans les modèles.

Afin de prendre en compte la surface en eau des estuaires, lagunes, lac...la couche surfacique de BdCarthage pour ces entités pourra être rapprochée du réseau RHT.

Mentionnons également que les mortalités éventuelles liées à la pollution ne sont pas prise en compte dans le modèle, de même que les habitats qui ne sont plus disponibles suite aux destructions des zones humides. Ces variables pourraient être testés.

D'autres variables pourront être intégrées aux données : pêcheries, RNABE, type de roche (géologie), pollutions. Les données de pêcheries civellières (non encore implémentée) sont issues de Castelnaud (1994), les non-professionnelles/amateurs et les pêcheries professionnelles de l'ONEMA. Les jeux de données utilisés pour extraire les paramètres de qualité de l'eau sont obtenus via la base de données RNABE (Risque de Non Atteinte du Bon Etat, non encore traité). Les données attributaires valorisées proviennent du rapportage et sont donc disponibles sur le site de la commission, ainsi que les shapes (<http://cdr.eionet.europa.eu/fr/eu/wfdart13>). Dans le modèle utilisé en Irlande, la géologie, le type de roche est utilisé. Cette variable pourrait être implémentée dans le modèle EDA.

Dans la version actuelle, aucun intervalle de confiance n'est associé aux valeurs prédites par EDA.

Pour évaluer $B_{current}$, B_{best} et $B_{pristine}$, il convient d'utiliser le poids moyen des différents stades (civelle, anguille jaune et argentées) donné suivant l'UGA, la saison et l'année. De plus pour le calcul des 3B, les mortalités anthropiques pour les stades anguilles jaunes et argentées (Y_{yellow} et Y_{silver} respectivement), devront être prises séparément et dans la mesure du possible donné par UGA et non pas comme la somme de l'ensemble des mortalités anthropiques au niveau national.

Des modèles seront développés suivant les classes de tailles conformément à Lambert et Rigaud (1999). La validité écologique des réponses, le calcul d'incertitude, la validation du modèle (validation croisée, bootstrap) seront à étudier et à développer.

7. Références

- Acou A. (1999). L'anguille européenne (*Anguilla anguilla*, L. 1758) : Dynamique et déterminisme de la migration catadrome dans un bassin versant anthropisé de Bretagne (Frémur). Diplôme Doctoral de Recherche de l'Université de Rennes 1 – 167 pp. + annexes.
- Acou A, Gabriel G., Laffaille P., Feunteun E. (2009). Differential production and condition indices of premigrant eels (*Anguilla anguilla*) in two small Atlantic coastal catchments of France. In *Eels at the Edge: Science, Status, and Conservation Concerns* (Casselman, J.M. & Cairns, D. K., eds), pp 157-174. American Fisheries Society Symposium 58.
- Acou A., Boury P., Boisneau C., Bodin M., Feunteun E. (2010). Estimation du potentiel reproducteur en anguilles argentées de la Loire amont : saisons de migration 2001-05 à 2008-09. Rapport du Muséum National d'Histoire Naturelle, CRESCO, Dinard.
- Akaike H. (1974) A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 716-723.
- Alzola C., Harrell F.E. (2002). An introduction to S and the Hmisc and Design Libraries.
- Amilhat E. (2007) Etat sanitaire de l'anguille européenne *Anguilla anguilla* dans le bassin Rhône Méditerranée et Corse : synthèse bibliographique. Rapport Pôle lagunes et Cépralmar. CBETM, Université de Perpignan. 88p.
- Amilhat E., Farrugio H., Lecomte-Finiger R., Simon G., and Sasal P. (2008). Silver eel population size and escapement in a Mediterranean lagoon: Bages–Sigean, France. *Knowledge and Management of Aquatic Ecosystems*, 390/391: 05. doi: 10.1051/kmae/2009005.
- Andersson J., Sandström O., Hansen HJM. (1991). Elver (*Anguilla anguilla* L.) stockings in a Swedish thermal effluent-Recaptures, growth and body condition. *Journal of Applied Ichthyology* 7:78-89.
- Andrews E.D. (1984). Bed-material Entrainment and Hydraulic Geometry of Gravel-Bed Rivers in Colorado. *Geological Society of America Bulletin*, 95, 371-378.
- Aprahamian M.W., Walker A.M., Williams B., Bark A., Knights B. (2007). On the application of models of European eel (*Anguilla anguilla*) production and escapement to the development of Eel Management Plans: the River Severn. *ICES J Mar Sci* 64, 1472-1482.
- Baisez A. (2001). Optimisation des suivis des indices d'abondances et des structures de taille de l'anguille européenne (*Anguilla anguilla*, L.) dans un marais endigué de la côte atlantique : Relation espèce-habitat. Thèse de l'Université de Toulouse III/ Cemagref, 396 p.
- Bau F., Drouineau H., Gomes P., Baran P., Larinier M., Alric A., Travade F., De Oliveira E. (en préparation). Suivi par radiopistage de la dévalaison de l'anguille argentée sur le Gave de Pau au niveau des ouvrages hydroélectriques d'Artix, Biron, Sapso, Castetarbe, Baigts et Puyoo (2007-2010). Rapport de synthèse.
- Beaulaton L. (2008). Systèmes de suivi des pêches fluvio-estuariennes pour la gestion des espèces : construction des indicateurs halieutiques et évaluation des impacts en Gironde. Doctorat de l'Institut National Polytechnique de Toulouse en Agrosystèmes, Ecosystèmes et Environnement, 348p.

- Beaulaton L., Briand C., Castelnaud G., Casamajor (de) M.N., Lafaille P. (2009). Report on the eel stock and fishery in France 2008. *National Report of the WG eel*, Gothenburg, 32p.
- Benyahya L., Daigle A., Caissie D., Beveridge D., St-Hilaire A. (2009). Caractérisation du régime naturel du débit des bassins versants de l'Est du Canada., INRS-ETE: 88
- Bevacqua D., Melia P., Crivelli A.J., Gatto M., and De Leo G. (2007). Multi-objective assessment of conservation measures for the European eel (*Anguilla anguilla*): an application to the Camargue lagoons. *ICES Journal of Marine Science*, 64:1483–1490.
- Boëtius I., Boëtius J. (1989). Ascending elvers, *Anguilla anguilla*, from five European localities. Analyses of pigmentation stages, condition, chemical composition and energy reserves. *Dana*, 7, 1-12.
- Booth G.D., Niccolucci M.J., Schuster E.G. (1994). Identifying proxy sets in multiple linear regression: an aid to better coefficient interpretation. Research paper INT-470. United States Department of Agriculture, Forest Service, Ogden, USA.
- Briand C., Bonhommeau S., Beaulaton L. and Castelnaud G. (2008). An appraisal of historical glass eel fisheries and markets: landings, trade routes and future prospect for management. In *The Institute of Fisheries Management Annual Conference 2007* (ed C. Moriarty), Wexford, Ireland.
- Caissie D. (2006). River discharge and channel width relationships for New Brunswick rivers, Canadian technical report of fisheries and aquatic sciences/Rapport technique Canadien des sciences halieutiques et aquatiques: 26
- Carle F.L. and Strub M.R. (1978). A new method for estimating population size from removal data. *Biometrics*, 34, p. 621-630.
- Chancerel F. (1994). Note technique. La répartition de l'Anguille en France. *Bulletin Français de la Pêche et de la Pisciculture*, 335, 289-294.
- Charlon N., Blanc J.M. (1982). Etude des civelles d'*Anguilla anguilla* L. dans la région du bassin de l'Adour. 1-Caractéristiques biométriques de longueur et de poids en fonction de la pigmentation. *Arch. Hydrobiol.*, 93, 238-255.
- Charrier F., Mazel, V., Caraguel J-M., Abdallah Y., Le Gurun L.L., Legault A., and Laffaille P. (2011). Escapement of silver-phase European eels, *Anguilla anguilla*, determined from fishing activities in a Mediterranean lagoon (Or, France). – *ICES Journal of Marine Science*, doi:10.1093/icesjms/fsr169.
- Clarke E.D., Spear L.B., McCracken M.L., Marques F.F.C., Borchers D.L., Buckland S.T. and Ainley D.G. (2003). Validating the use of generalized additive models and at-sea surveys to estimate size and temporal trends of seabird populations. *Journal of Applied Ecology*. 40: 278-292.
- Cluis D.A. (1972). Relationship between stream water temperature and ambient air temperature - A simple autoregressive model for mean daily stream water temperature fluctuations. *Nordic Hydrology*, 3(2), 65-71.
- Cohen J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement* 20, 37-46.
- De Casamajor M.N., Lecomte-Finiger R., Prouzet P. (2001). Détermination de l'état d'amaigrissement des civelles (*Anguilla anguilla*) en migration en zones côtière et estuarienne. *C.-R. Acad. Sci. Paris*, 324, 345-353.
- De Casamajor M.N., Lecomte-Finiger R., Prouzet P. (2003). Caractéristiques biologiques des civelles (*Anguilla anguilla*) lors de la transition en estuaire. *Bull. Fr. Pêche Piscic.* 368 : 109-124.

- De Jager, A.L. and Vogt, J.V. (2010). Development and demonstration of a structured hydrological feature coding system for Europe. *Hydrol. Sci. J.* 55(5), 661–675.
- Desaunay Y., Guerault D. (1997). Seasonal and long-term changes in biometrics of eel larvae: a possible relationship between recruitment variation and north Atlantic ecosystem productivity. *J. Fish Biol.*, 51, 317-339.
- Dönni W., Maier K.J., Vicenti H. (2001). Bestandsentwicklung des Aals (*Anguilla anguilla*) im Hochrhein. *Mitt. Zur Fischerei, Buwal, Bern*, 27, 99 pp. In ICES, 2003.
- Draper N.R., Smith H. (1981). *Applied Regression Analysis* (2nd edition). Wiley, New York NY.
- Durif, C. (2003). La migration d'avalaison de l'anguille européenne *Anguilla anguilla* : Caractérisation des fractions dévalantes, phénomène de migration et franchissement d'obstacles Doctorat de l'université en Ecologie Aquatique Université Paul Sabatier, Toulouse III Ecologie aquatique Toulouse. 359 p.
- Elie P., Rigaud C. (1984). Etude de la population d'anguilles de l'estuaire et du bassin versant de la Vilaine : pêche, biologie, écologie. Examen particulier de l'impact du barrage d'Arzal sur la migration anadrome (civelle). Tome I, II et III. Rapport CEMAGREF de Bordeaux-Faculté des sciences de Rennes-URFDAAPP, 350 p.
- Feunteun E., Acou A., Guillouët J., Laffaille P. and Legault A. (1998). Spatial distribution of an eel population (*Anguilla anguilla*) in a small coastal catchment of northern Brittany (France). Consequences of hydraulic works. *Bulletin Français de Pêche et de Pisciculture*, 349, 129-139.
- Feunteun E., Acou A., Laffaille P. and Legault A. (2000). European eel (*Anguilla anguilla*): prediction of spawner escapement from continental population parameters. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 57, 1627–1635.
- Fielding A.H., Bell J.F. (1997). A review of methods for the assessment of prediction errors in conservation presence/absence models. *Environmental Conservation* 24:38-49.
- Fielding A.H., Haworth P.F. (1995). Testing the generality of bird-habitat models. *Conservation Biology*, 9, 1466-1481.
- Freeman E. (2007). *PresenceAbsence: An R Package for Presence-Absence Model Evaluation*. USDA Forest Service, Rocky Mountain Research Station, 507 25th street, Ogden, UT, USA.
- Freyhof J. and Kottelat M. (2010). *Anguilla anguilla*. In: IUCN 2011. IUCN Red List of Threatened Species. Version 2011.2.
- Gandolfi-Hornoyold A. (1933). La civelle. *Bulletin de la Société d'Océanographie de France*, 71, 1249-1256.
- Gomes P., Larinier M. (2008). Dommages subis par les anguilles lors de leur passage au travers des turbines Kaplan. Etablissement de formules prédictives. Rapport ONEMA - Programme R&D Anguilles/Ouvrage, 38p et annexes.
- Goodwin K.R. and Angermeier P.L. (2003). Demographic Characteristics of American Eel in the Potomac River Drainage, Virginia. *Transactions of the American Fisheries Society*, 132, 524–535.
- Graham M.H. (2003). Confronting multicollinearity in ecological multiple regression. *Ecology* 84:2809-2815.
- Green R. (1979). *Sampling design and statistical methods for environmental biologists*. Wiley, New York.

- Hanchet S.M. (1990). Effect of landuse on the distribution and abundance of native fish in tributaries of the Waikato River in the Hakarimata Range, North Island, New Zealand. *New Zealand Journal of Marine and Freshwater Research* 24, 159–171.
- Harrell F.E. (2001). *Regression Modelling Strategies*. Springer-Verlag, Inc., New York NY.
- Hastie T.J. and Tibshirani R.J. (1990). *Generalized Additive Models*, New York: Chapman and Hall.
- Hastie H. (2010). *gam: Generalized Additive Models*. R package version 1.03. <http://CRAN.R-project.org/package=gam>
- Hicks B.J., McCaughan H.C. (1997). Land use, associated eel production, and abundance of fish and crayfish in streams in Waikato, New Zealand. *New Zealand Journal of Marine and Freshwater Research* 31, 635–650.
- Hicks B.J., Hall J.D., Bisson P.A., Sedell J.R. (1991). Responses of salmonids to habitat changes. Pp. 483-518 in: Meehan, W. R. ed. *Influences of forest and rangeland management on salmonid fishes and their habitats*. American Fisheries Society special publication 19. Maryland, Bethesda. 751 p.
- Hijmans R.J., Cameron S.E., Parra J.L., Jones P.G., Jarvis A. (2005). Very high resolution interpolated climate surfaces for global land areas. *International Journal of Climatology* 25: 1965-1978.
- Hoffmann M. (2008). *Modélisation de l'impact des ouvrages sur les densités d'anguilles, dans le bassin Loire-Bretagne*. Rapport de stage.
- Ibbotson A., Smith J., Scarlett P. and Aprahamian M.W. (2002). Colonisation of freshwater habitat by the European eel *Anguilla anguilla*. *Freshwater Biology*, 47(9), 1696-1706.
- ICES (1999). Report of the ICES Advisory Committee on Fisheries Management. In ICES (Ed.), cooperative research report, 229, Part 2, 393-405.
- ICES (2007). Report of the 2007 Session of the Joint EIFAC/ICES Working Group on Eels. Bordeaux, 3-7 September 2007. ICES CM 2007/ACFM:23
- ICES (2010). Report of the Study Group on International Post-Evaluation on Eels (SGIPEE), 10-12 May 2010, Vincennes, France. ICES CM 2010/SSGEF:20, 42 pp.
- ICES (2011). Report of the Study Group on International Post-Evaluation on Eels (SGIPEE), 24-27 May 2011, London, UK. ICES CM 2011/SSGEF: 13. 39 pp.
- Imbert H., De Lavergne S., Gayou F., Rigaud C. and Lambert P. (2008). Evaluation of relative distance as new descriptor of yellow European eel spatial distribution. *Ecol. Freshwat. Fish* 17(4): 520-527.
- IUCN 2011. IUCN Red List of Threatened Species. Version 2011.2. <www.iucnredlist.org>. Downloaded on 25 November 2011.
- Jowett I.G., Richardson J., McDowall R.M. (1996). Relative effects of in-stream habitat and land use on fish distribution and abundance in tributaries of the Grey River, New Zealand. *New Zealand Journal of Marine and Freshwater Research* 30, 463–475.
- Julien P.Y. and Wargadalam J. (1995). Alluvial Channel Geometry: Theory and Applications. *Journal of Hydraulic Engineering* 121(4): 312-325.
- Kuhlmann H. (1976). Influence of temperature, food, size and origin on the growth and sexual differentiation of elvers (*Anguilla anguilla*). ICES/EIFAC Symp. On eel Res. and Management (12), Helsinki.
- Kuhlmann H. (1979). The influence of temperature, food, initial size, and origin on the growth of elvers (*Anguilla anguilla* L.). *Rapp. P.-v. Réun. Cons. Int. Explor. Mer* 174: 59-63.

- Laffaille P., Acou A., Guillouet J., Mounaix B. and Legault A. (2006). Patterns of silver eel (*Anguilla anguilla* L.) sex ratio in a catchment. *Ecology of Freshwater Fish*, 15: 583-588.
- Lafaille P., Rigaud C. (2008). Indicateurs de colonisation et de sédentarisation. In *L'anguille européenne : Indicateurs d'abondances et de colonisation*. In: Adam G., Feunteun E., Prouzet P., Rigaud C. (eds.). *L'anguille européenne, Indicateurs d'abondance et de colonisation*, QUAE, Paris, 230-275.
- Lambert P. (2008). Évaluation des effets possibles de différents niveaux de réduction des impacts sur le temps de restauration du stock d'anguille européenne. Cemagref.
- Lambert P. (2012). Développement d'outils de modélisation de la population d'anguille européenne prenant en compte la diversité des paramètres de dynamique par grande fraction d'aire de répartition continentale de l'espèce. Rapport Onema-Irstea, 101 p.
- Lamouroux N., Pella H., Vanderbecq A., Sauquet E., Lejot J. (2010). Estimkart 2.0 : Une plate-forme de modèles écohydrologiques pour contribuer à la gestion des cours d'eau à l'échelle des bassins français. Version provisoire. Cemagref, Agence de l'Eau Rhône-Méditerranée-Corse, Onema.
- Landis J.R., Koch G.G. (1977). The Measurement of Observer Agreement for Categorical DATA, *Biometrics*, 33, 159-174.
- Larinier M., Chanseau M., Rigaud C. et Steinbach P. (2006). Eléments d'aide à la définition d'une stratégie de restauration des axes de migration de l'anguille, Rapport Cemagref/GHAAPPE RA.06.01, 23 pages.
- Lasne E., Acou A., Vila-Gispert A. and Laffaille P. (2008). European eel distribution and body condition in a river floodplain: effect of longitudinal and lateral connectivity. *Ecology of Freshwater Fish*, pp.10.
- Lecomte-Finiger R. (1976). Contribution à l'étude biologique et écologique des civelles (*Anguilla anguilla* Linné 1758) lors de leur pénétration dans un étang méditerranéen. *Vie Milieu*, 26, 123-144.
- Lecomte-Finiger R. (1983). Etude morphométrique et énergétique de la civelle de méditerranée au cours de la pigmentation. *Vie Milieu*, 33, 87-92.
- Lee J.-S. and Julien P.Y. (2006). Downstream hydraulic geometry of alluvial channels. *Journal of Hydraulic Engineering* 132(12): 1347-1352.
- Lefebvre F., Sergent E., Acou A., Lecomte-Finiger R., Crivelli A. J. (2003). Recrutement des civelles (*Anguilla anguilla*) sur la cote Méditerranéenne française : Analyse comparée des caractéristiques biométriques et pigmentaires des saisons 1974-1975 et 2000-01. *Bull. Fr. Pêche Piscic.* 368 : 85-96.
- Leopold L.B. and Maddock T. (1953). The hydraulic geometry of stream channels and some physiographic implications. Washington, DC, U.S. Geological Survey Professional Paper: 57.
- Leprévost G. (2007). Développement d'un indicateur pour caractériser l'impact migratoire sur le stock d'anguille européenne à l'échelle des bassins. Mémoire technique.
- Machut L.S., Limburg K.E., Schmidt R.E. and Dittmand D. (2007). Anthropogenic Impacts on American Eel Demographics in Hudson River Tributaries, New York. *Transactions of the American Fisheries Society*, 136, 1699-1713.
- Manel S., Williams H.C. and ORMEROD S.J. (2001). Evaluating presence-absence models in ecology: the need to account for prevalence. *Journal of Applied Ecology*, 38, 921-931.

- Maunder M.N. and Punt A.E. (2004). Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.* 70: 141-159.
- Meunier F. (1994). Données sur la croissance de l'anguille (*Anguilla anguilla* L.) dans le cours moyen du Rhin, région alsacienne. *Bull. Fr. Pêche Piscic.*, 335: 133-144.
- Mohseni O., Stefan H.G. (1999). Stream temperature/air temperature relationship: a physical interpretation. *Journal of Hydrology*, 218, 128-141.
- Neter J., Wasserman W., Kutner M.H. (1990). *Applied linear statistical models. Regression, analysis of variance, and experimental design.* Irwin, Homewood, USA.
- Pawar A. (2011) Suivi de la population d'anguilles sur le bassin versant de la Somme, fleuve "index"; Données 2010-2011 / FDAAPPMA 80.- 2011 ; 46 p.
- Pella H., Lejot J., Lamouroux N., Snelder T. (in press). The theoretical hydrographical network (RHT) for France and its environmental attributes. *Géomorphologie: Relief, Processus, Environnement.*
- Peltonen H., Luoto M., Pääkkönen J.-P., Karjalainen M., Tuomaala A., Pönni J. et Viitasalo M. (2007). Pelagic fish abundance in relation to regional environmental variation in the Gulf of Finland, northern Baltic Sea. *ICES Journal of Marine Science.* 64: 487-495.
- Pilgrim J.M, Fang X. and Stefan H.G. (1998). Stream temperature correlations with air temperatures in Minnesota: Implications for climate warning. *J. Amer Water Res Assoc.* 34(5), 1109-1121.
- Plan de gestion anguille de la France, Application du règlement R(CE) n°1100/2007 du 18 septembre 2007, Volet national, 3 février 2010, ONEMA, Rapport 2010 p. 1-120.
- Porcher J.P., Travade F. (1992). Les dispositifs de franchissement : bases biologiques, limites et rappels réglementaires. *Bull. Fr. Pêche Piscic.*, 326-327, 5-14.
- R Development Core Team (2011). *R: A language and environment for statistical computing.* R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>.
- Robinet T., Acou A., Boury P., Feunteun E. (2007). Concepts for characterizing spawning biomass of the European eel (*Anguilla anguilla*) in catchments. *Vie et milieu -Life and Environment*, 57(4): 201-211.
- Sadler K. (1979). Effects of temperature on the growth and survival of the European eel, *Anguilla anguilla* L. *J. Fish Biol.*, 15: 499-507.
- Sakamoto Y., Ishiguro M., Kitagawa G. (1986). *Akaike information criterion statistics.* KTK Scientific Publishers, Tokyo.
- Sarle W.S. (1990). The VARCLUS procedure. In *SAS/STAT User's Guide*, volume 2, chapter 43, pages 1641-1659. SAS Institute, Inc., Cary NC, fourth edition.
- Sauquet E., Gottschalk L., Leblois E. (2000a). Mapping average annual runoff: A hierarchical approach applying a stochastic interpolation scheme, *Hydrological Sciences Journal*, 45(6), 799-816.
- Sauquet E., Krasovskaïa I. and Leblois E. (2000b). Mapping mean monthly runoff pattern using EOF analysis, *Hydrology and Earth System Sciences* 4, 79-93.
- Sauquet E. (2006a). Cartographie des écoulements mensuels moyens en France. Note de synthèse, 41 pages. Cemagref - Lyon.
- Sauquet E. (2006b). Mapping mean annual river discharges: geostatistical developments for incorporating river network dependencies. *Journal of Hydrology* 331, 300-314.
- Schlösser I.J. (1991). Stream Fish Ecology: A Landscape Perspective. *BioScience*, Vol. 41, No. 10 (Nov., 1991), pp. 704-712.
- Schwarz G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics* 6: 461-464.

- Shono H. (2005). Is model selection using Akaike's information criterion appropriate for catch per unit effort standardization in large samples? *Fisheries Science* 71, 978-986.
- Shreve R. (1966). Statistical Law of Stream Numbers, *J. Geol.*, 74, 17-37.
- Shreve R. (1974). Variation of mainstream length with basin area in river networks. *Water Resources Research*, 10, p. 1167-1177.
- Smogor R., Angermeier P. and Gaylord C. (1995). Distribution and abundance of American eels in Virginia streams: tests of null models across spatial scales. *Trans. Am. Fish. Soc.* 124(6): 789-803.
- Stefanson G. (1996). Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and delta approaches. *ICES J. Mar. Sci.* 53, pp. 577-588.
- Steinbach P. (2002). Expertise de la franchissabilité des ouvrages hydrauliques transversaux par l'anguille. Conseil Supérieur de La Pêche, Orléans.
- Steinbach P. (2006). Expertise de la franchissabilité des ouvrages hydrauliques transversaux par l'anguille dans le sens de la montaison, Conseil Supérieur de La Pêche: 17.
- Steinbach P. (2009). Emprise des ouvrages et caractérisation de leurs pressions sur les hydrosystèmes diagnostic à l'échelle du bassin Loire-Bretagne. 10ième carrefour des gestions locales de l'eau. Office national de l'eau et des milieux aquatiques (ONEMA), 24 pages.
- Strahler A.N. (1957). Quantitative analysis of watershed geomorphology, *Transaction of the American Geophysical Union* 8 (6):913-920.
- Strahler A.N. (1964). Quantitative geomorphology of drainage basins and channel networks. in *Handbook of Applied Hydrology*, Ven Te Chow (Editor). McGraw Hill, New York. pp 4-39 - 4-76.
- Thornton E., Neave M., Rayburg S. (2007). Hydraulic geometry in river channel networks as a method for the assessment of river condition. *Proceedings of the 5th Australian Stream Management Conference. Australian rivers: making a difference*, Thurgooona, New South Wales, Charles Sturt University.
- Tukey J.W. (1977). *Exploratory Data Analysis - EDA*, Reading, MA, (Addison-Wesley).
- Venables W.N., and Ripley B.D. (2002). *Modern Applied Statistics with S (Fourth Edition)*, 495 pp., Springer, New York.
- Vogt J., Soille P., De Jager A., Rimaviciute E., Mehl W., Foisneau S., Bodis K., Dusart J., Paracchini M., Haastrup P., Bamps C. (2007). A pan-European river and catchment database. Luxembourg, Joint Research Centre-Institute for Environment and Sustainability: 120.
- Vogt J., Rimaviciute E., De Jager A. (2008). *CCM2 River and Catchment Database for Europe, Version 2.1 Release Notes*.
- Vollestad L.A. (1992). Geographic variation in age and length at metamorphosis of maturing European eel - Environmental effects and phenotypic plasticity. *Journal of Animal Ecology* 61:41-48.
- Walker A.M., Andonegi E., Apostolaki P., Aprahamian M., Beaulaton L., Bevacqua P., Briand C., Cannas A., De Eyto E., Dekker W., De Leo G., Diaz E., Doering-Arjes P., Fladung E., Jouanin C., Lambert P., Poole R., Oeberst R., Schiavina M. (in press) *Studies and pilot projects for carrying out the common fisheries policy. Lot 2: Pilot projects to estimate potential and actual escapement of silver eel for The European Commission, Directorate-General for Maritime Affairs and Fisheries, Final Report, October 2011.*

- White E.M. and Knights B. (1997). Dynamics of upstream migration of the European eel, *Anguilla anguilla* L., in the Rivers Severn and Avon, England, with special reference to the effects of man-made barriers. *Fisheries Management and Ecology*, 4, 311-324.
- Wiley D.J., Morgan R.P. and Hilderbrand R.H. (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. Chapman and Hall/CRC Press.
- Xu J. (2004). Comparison of hydraulic geometry between sand- and gravel-bed rivers in relation to channel pattern discrimination. *Earth Surface Processes and Landforms* 29(5): 645-657.
- Zar J.H. (1996). *Biostatistical Analysis*. 3rd ed. Prentice Hall, Upper Saddle River. 662 pp.

8. Annexes

8.1. *Annexe 1 : Cartes des variables explicatives du réseau RHT.*

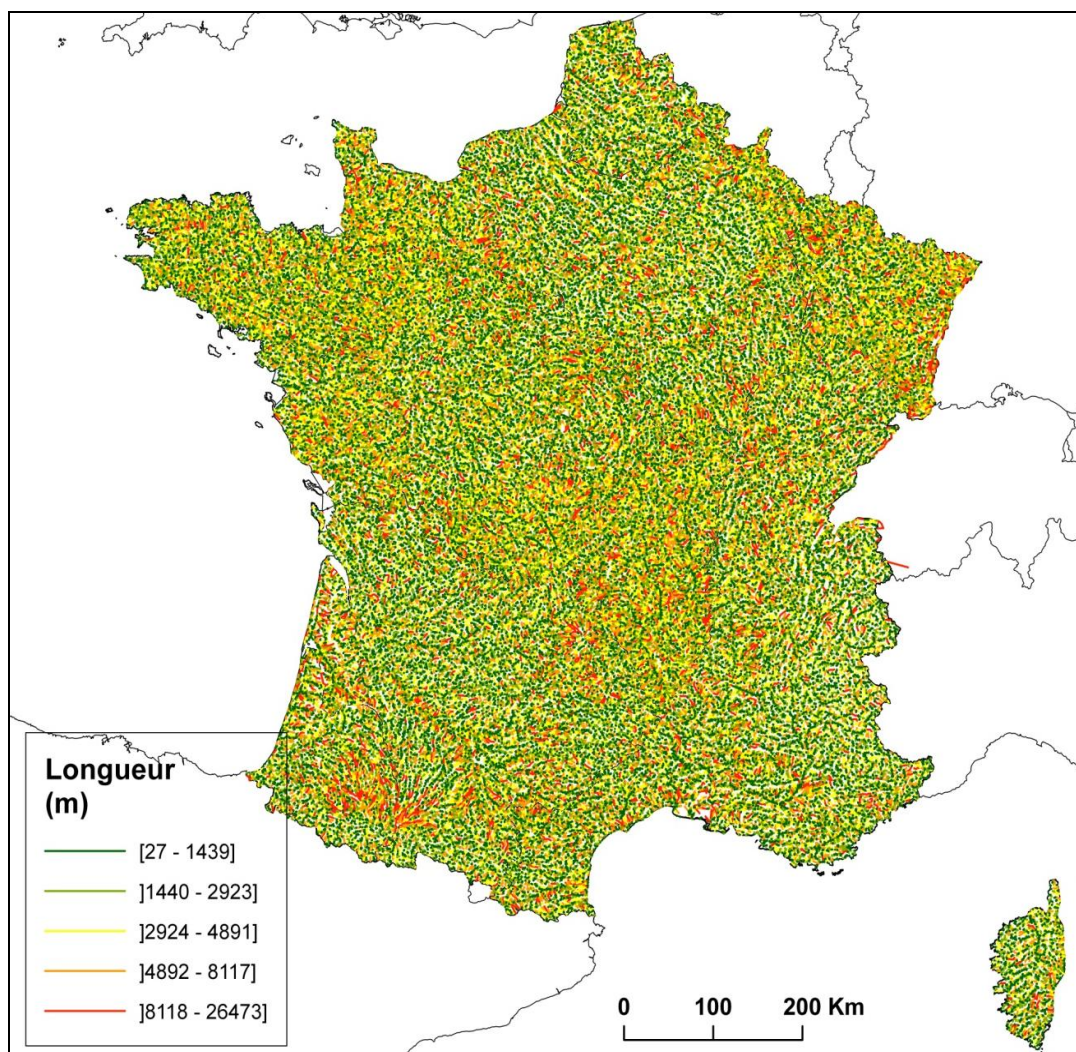


Figure 34 : Longueur des tronçons en mètres sur le réseau hydrographique français RHT.

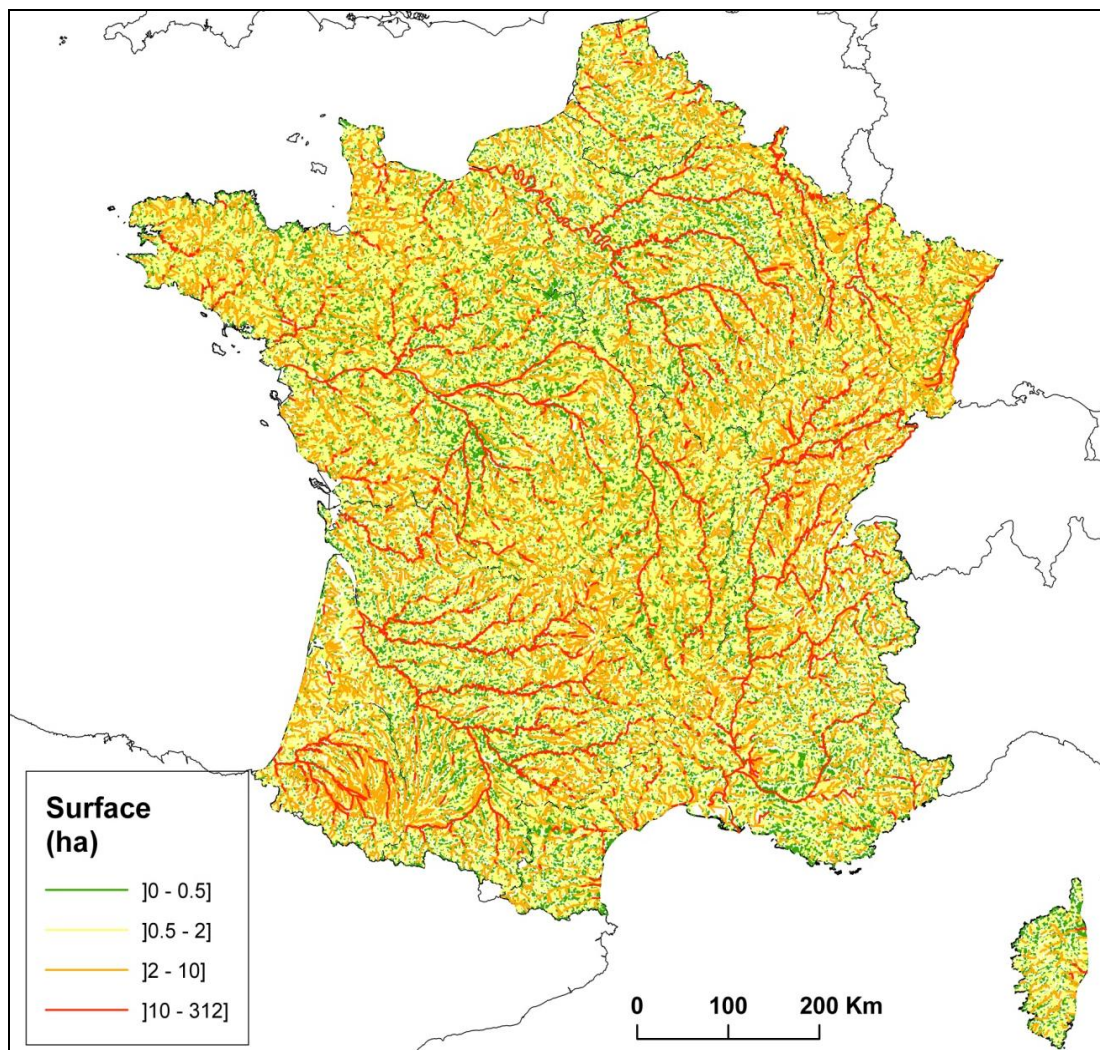


Figure 35 : Surface en eau (ha) des tronçons du réseau hydrographique français RHT.

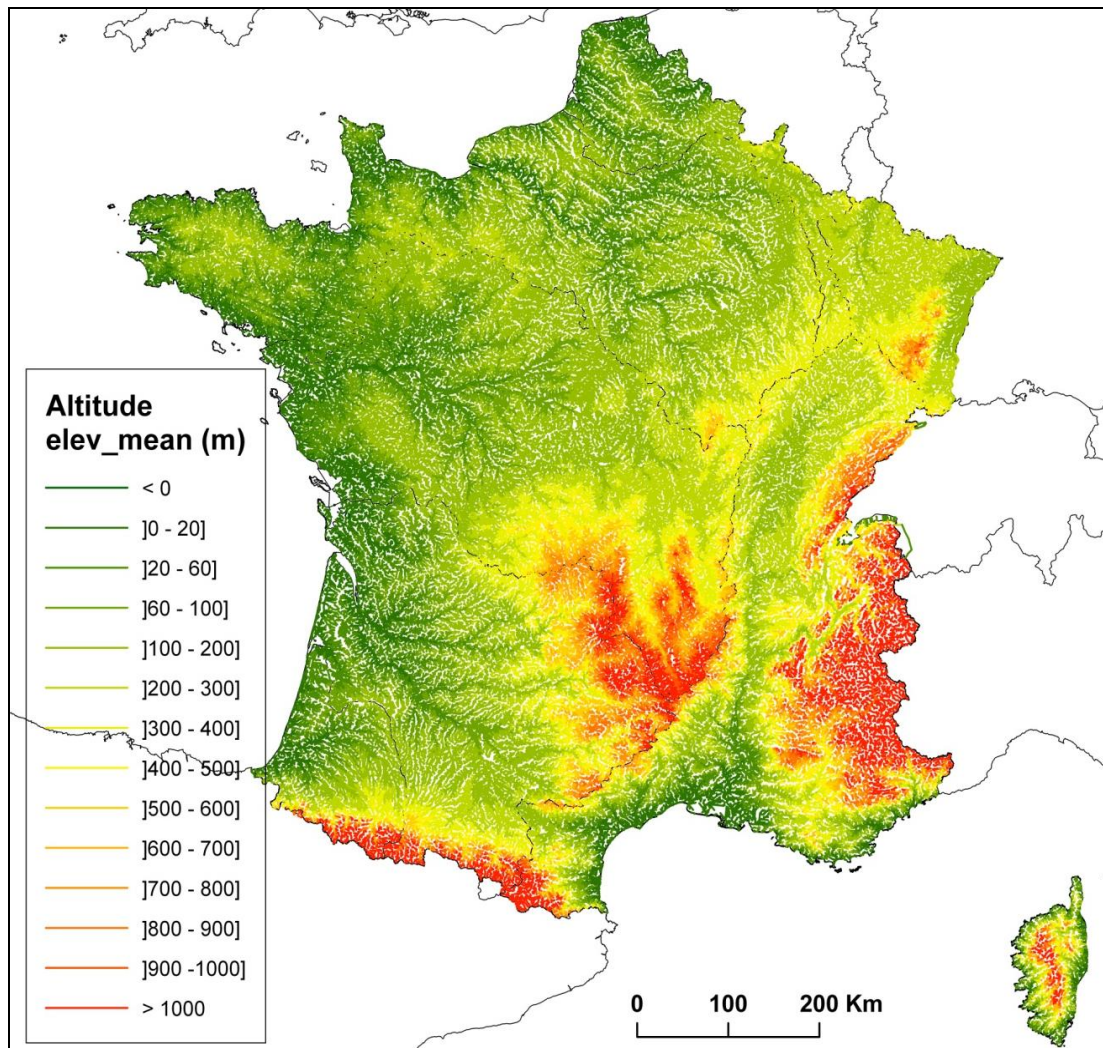


Figure 36 : Répartition spatiale de l'altitude (elev_mean) en mètres sur le réseau hydrographique français RHT.

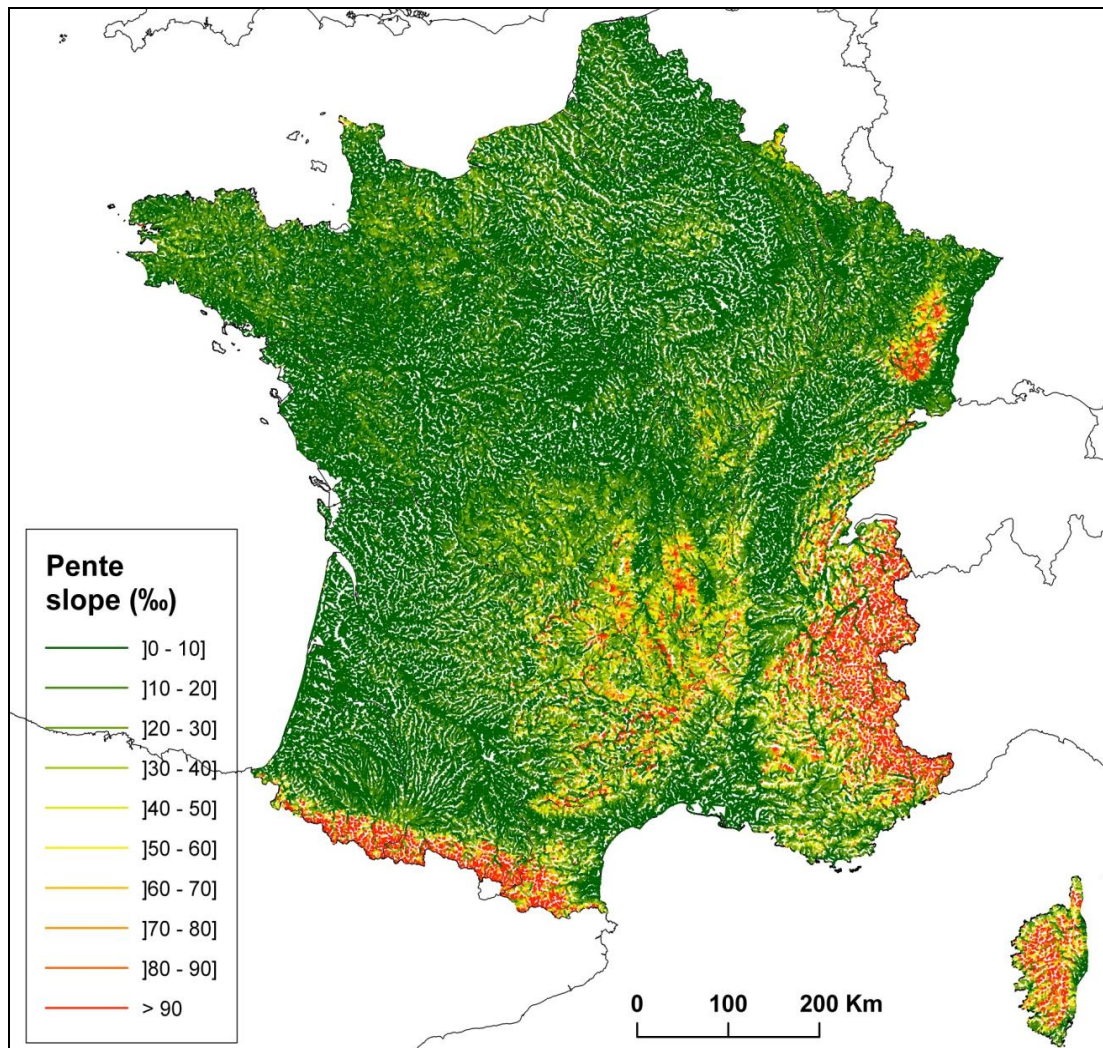


Figure 37 : Répartition spatiale de la pente (slope) en % sur le réseau hydrographique français RHT.

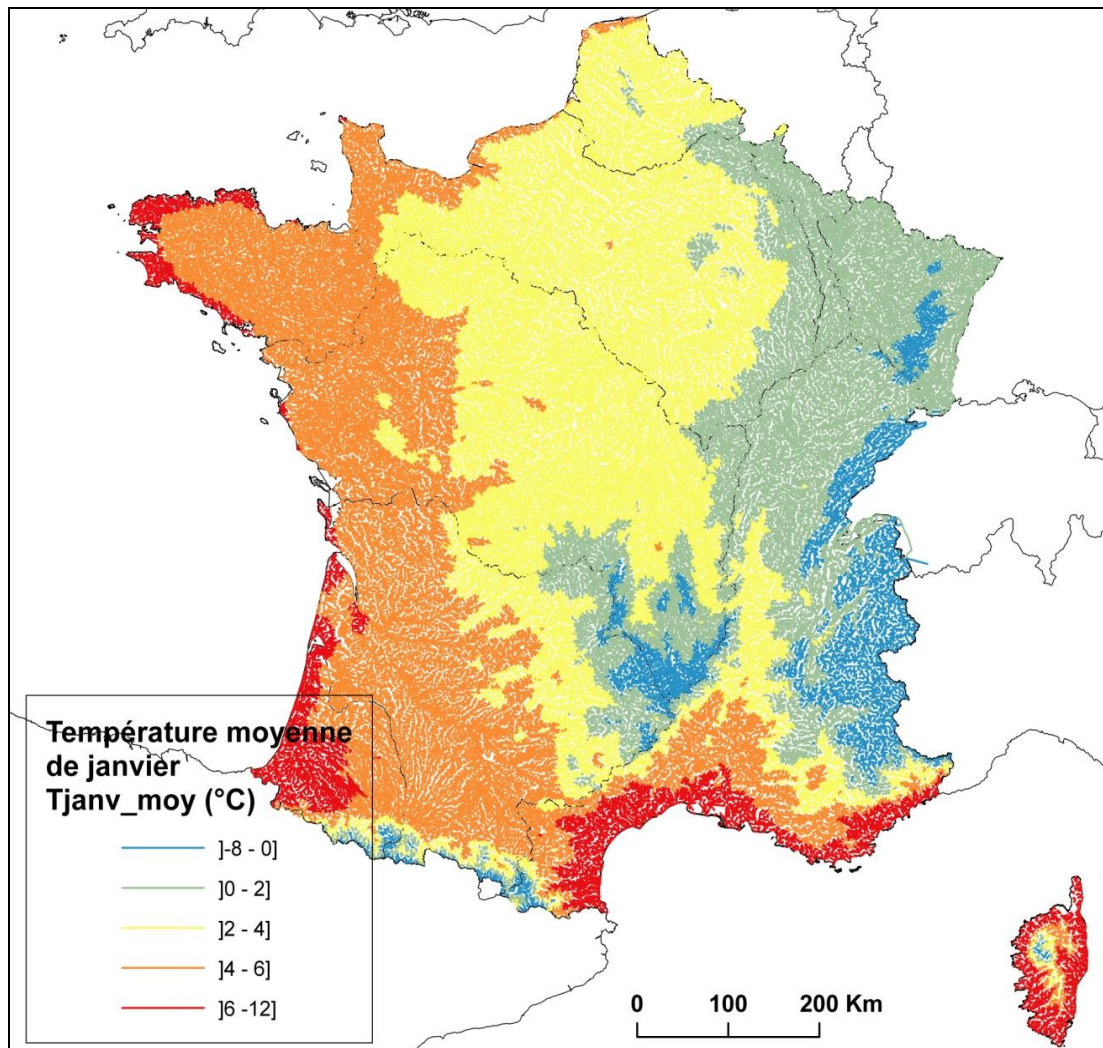


Figure 38 : Répartition spatiale des températures moyennes de janvier (°C) sur le réseau hydrographique français RHT.

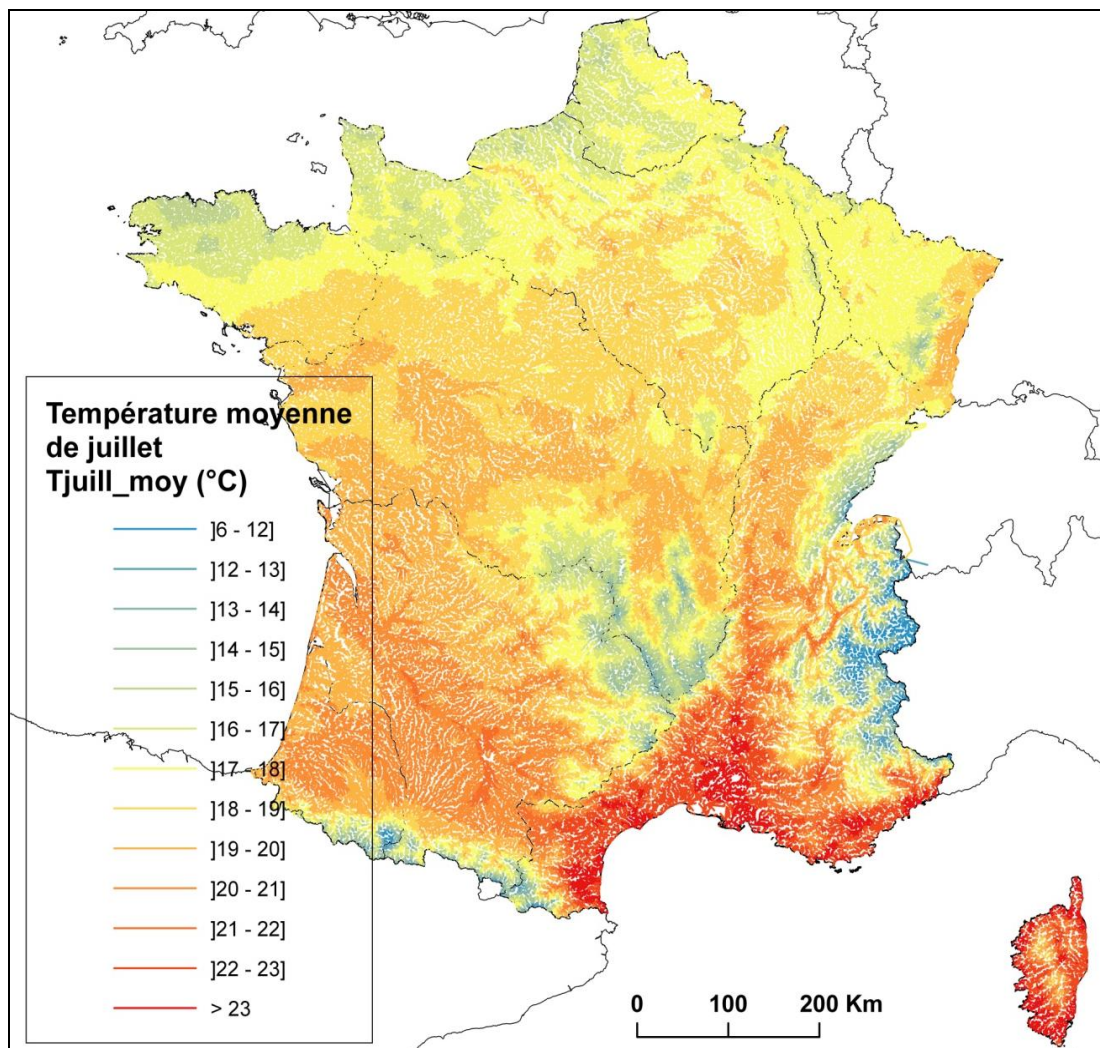


Figure 39 : Répartition spatiale des températures moyennes de juillet (°C) sur le réseau hydrographique français RHT.

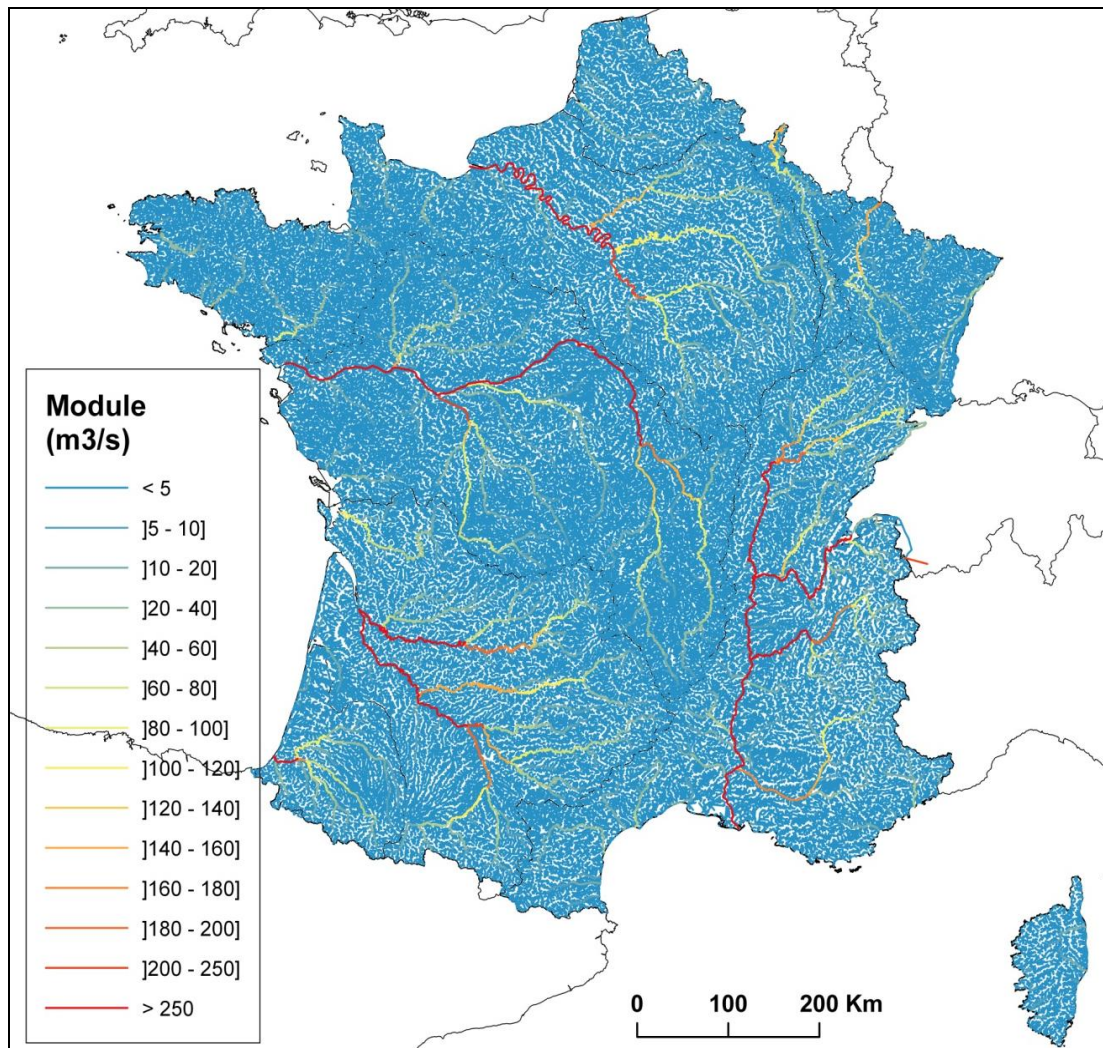


Figure 40 : Répartition spatiale du module (m³/s) sur le réseau hydrographique français RHT.

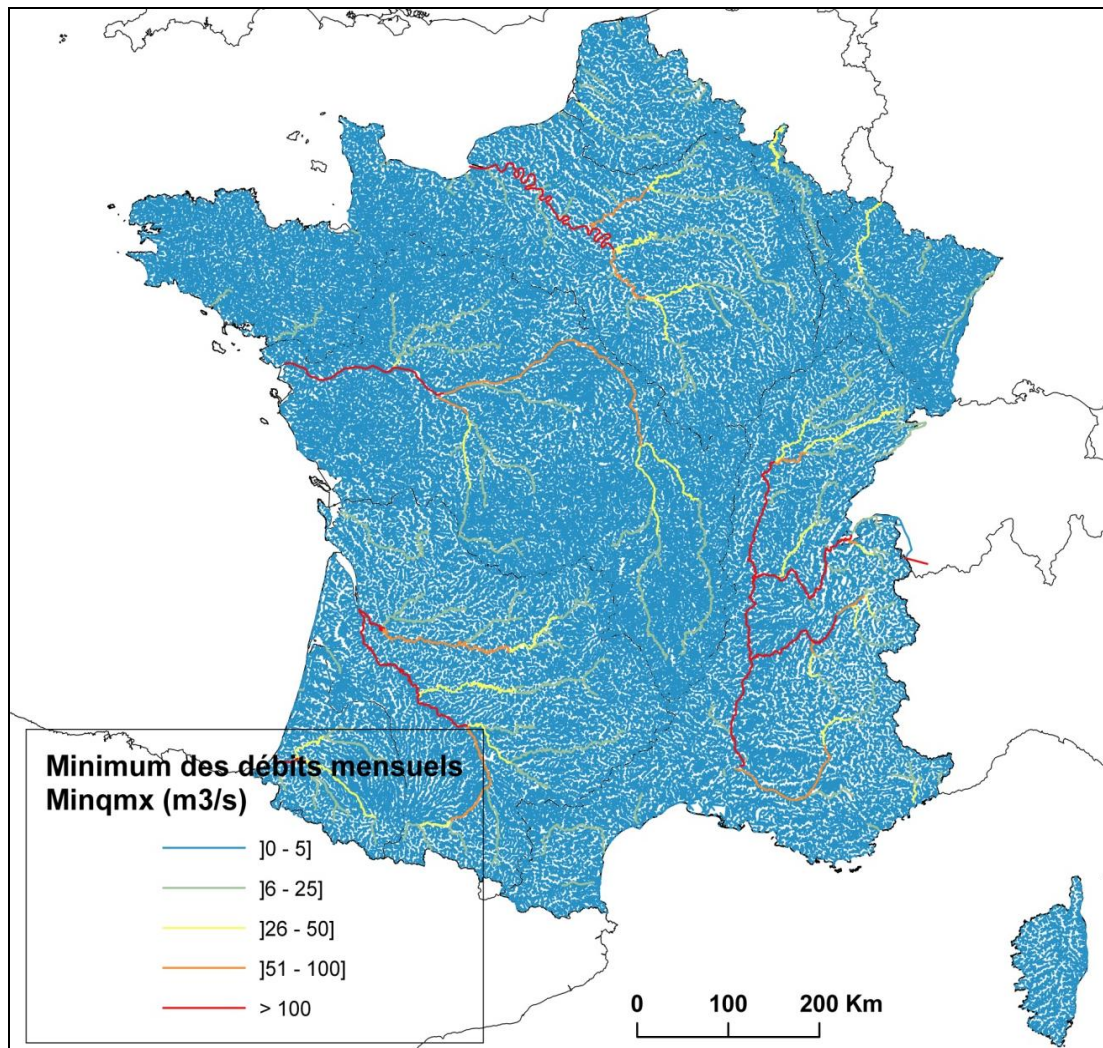


Figure 41 : Répartition spatiale du minimum des débits mensuels (minqmx) en m³/s sur le réseau hydrographique RHT.

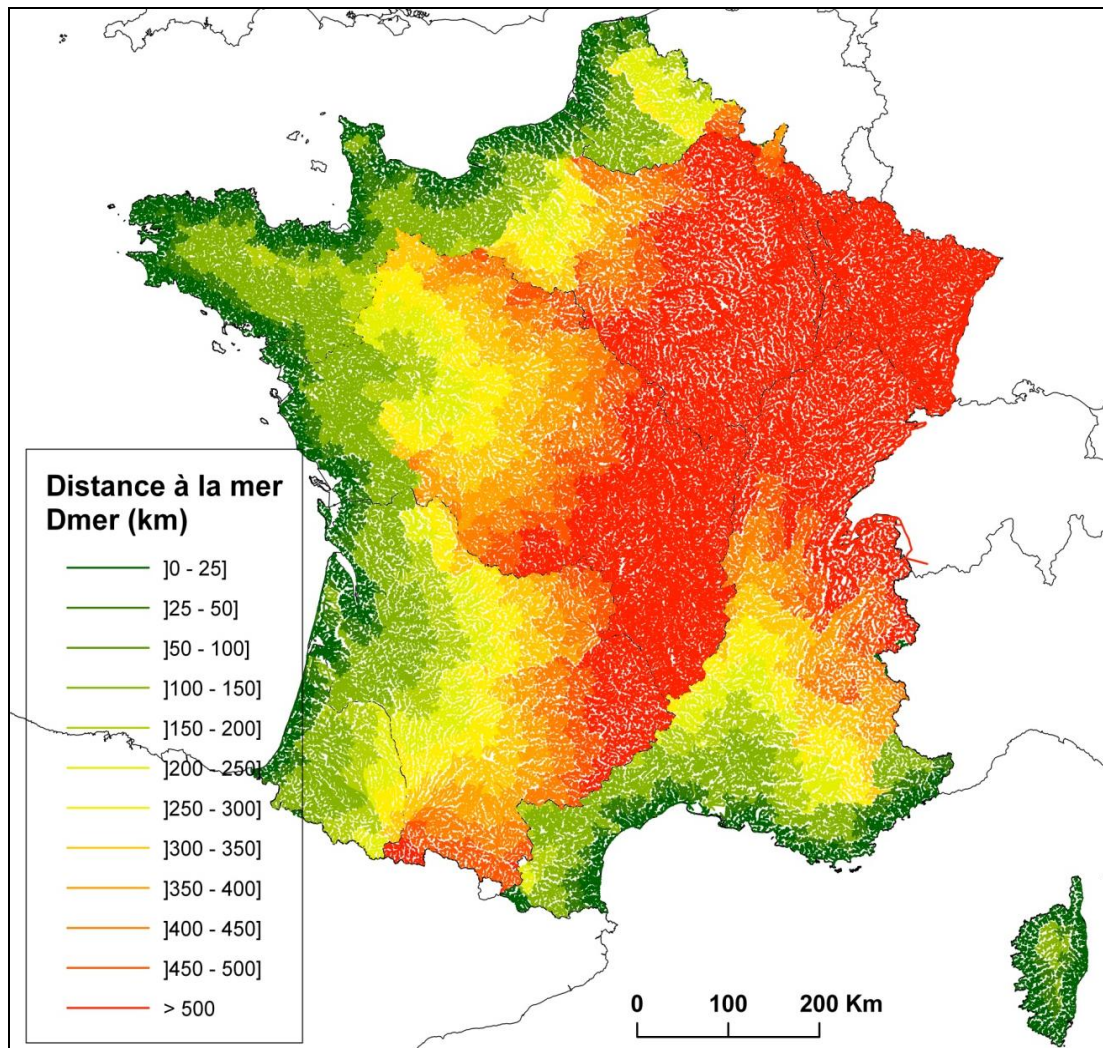


Figure 42 : Répartition spatiale de la distance à la mer (km) sur le réseau hydrographique français RHT.

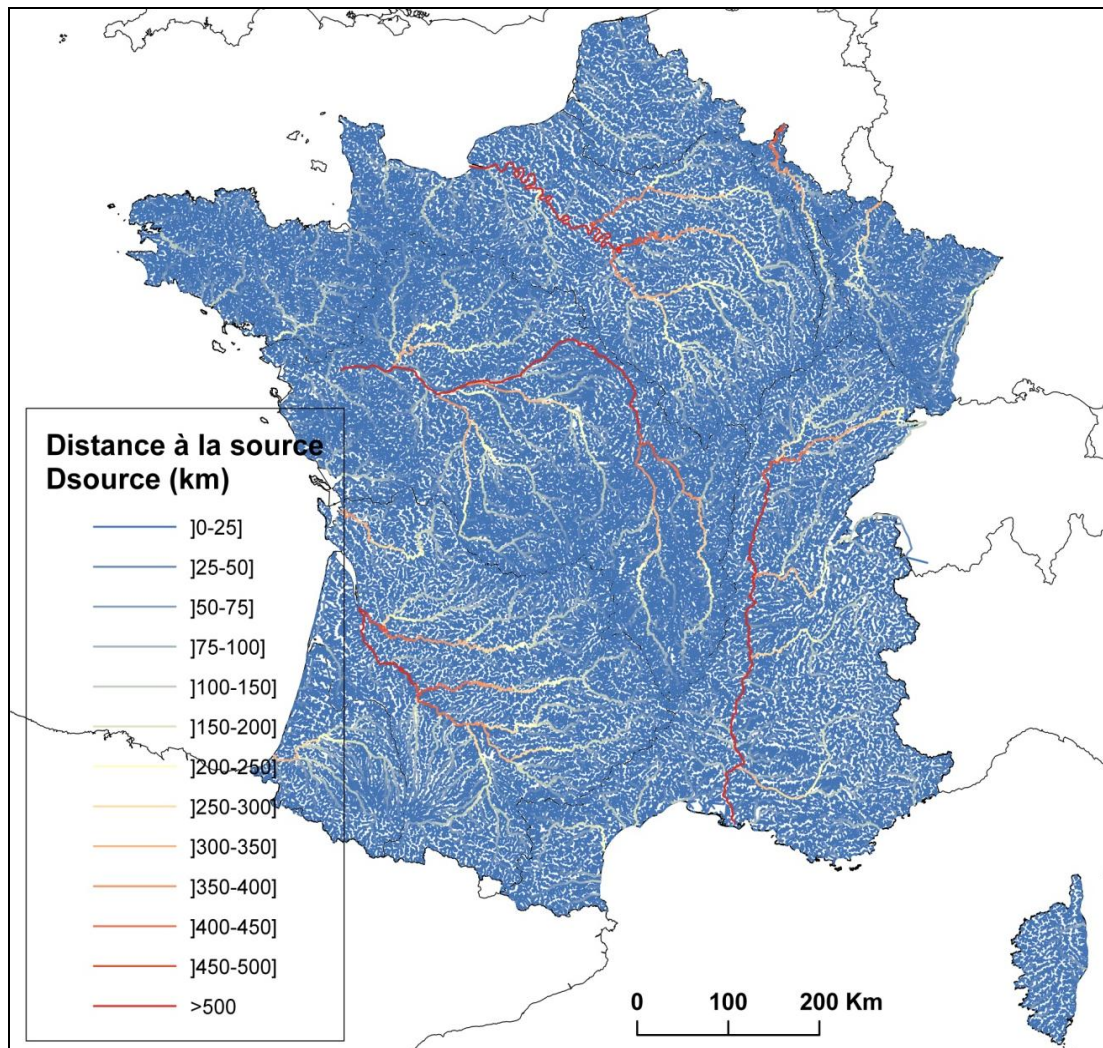


Figure 43 : Répartition spatiale des distances à la source (km) sur le réseau hydrographique français RHT.

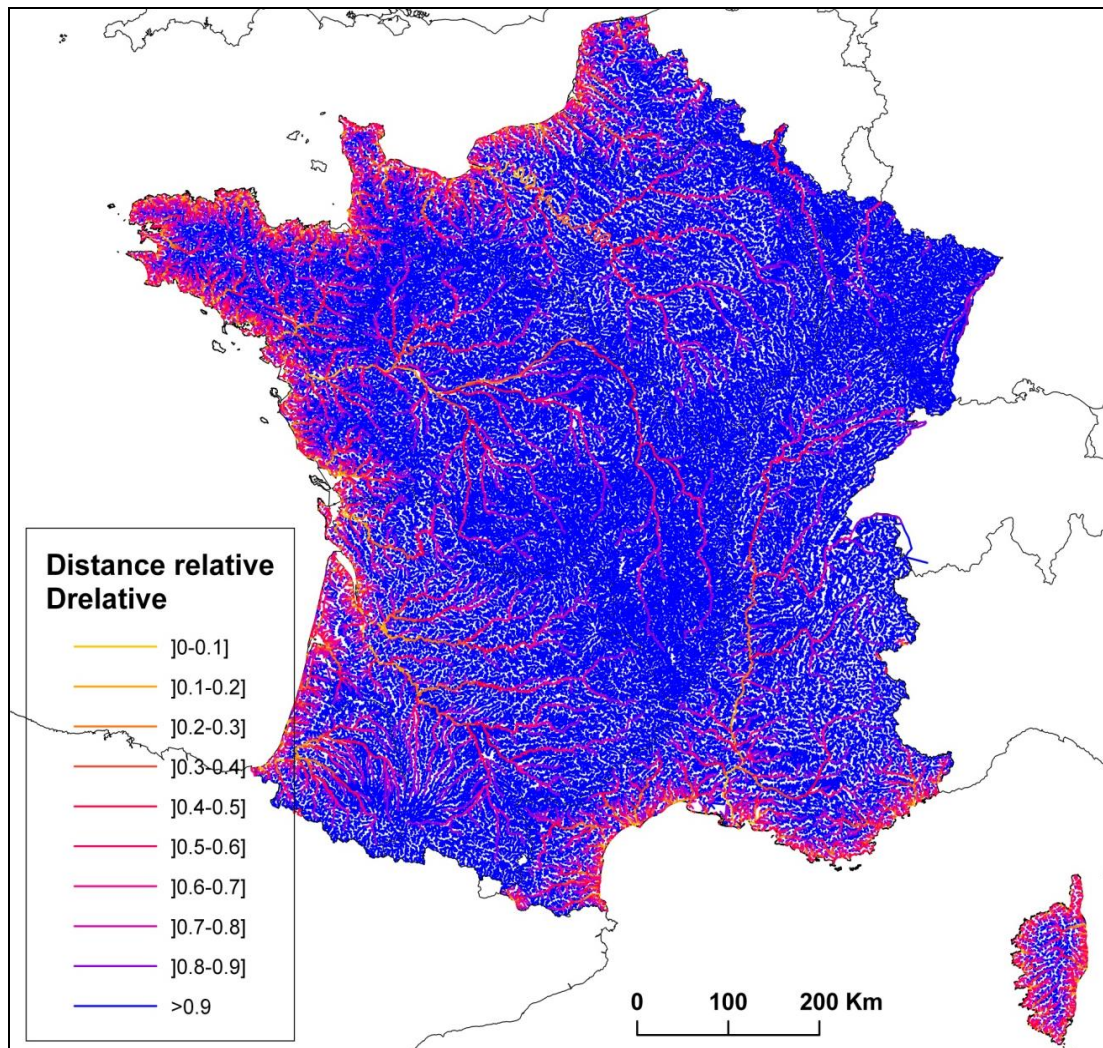


Figure 44 : Répartition spatiale des distances relatives sur le réseau hydrographique français RHT.

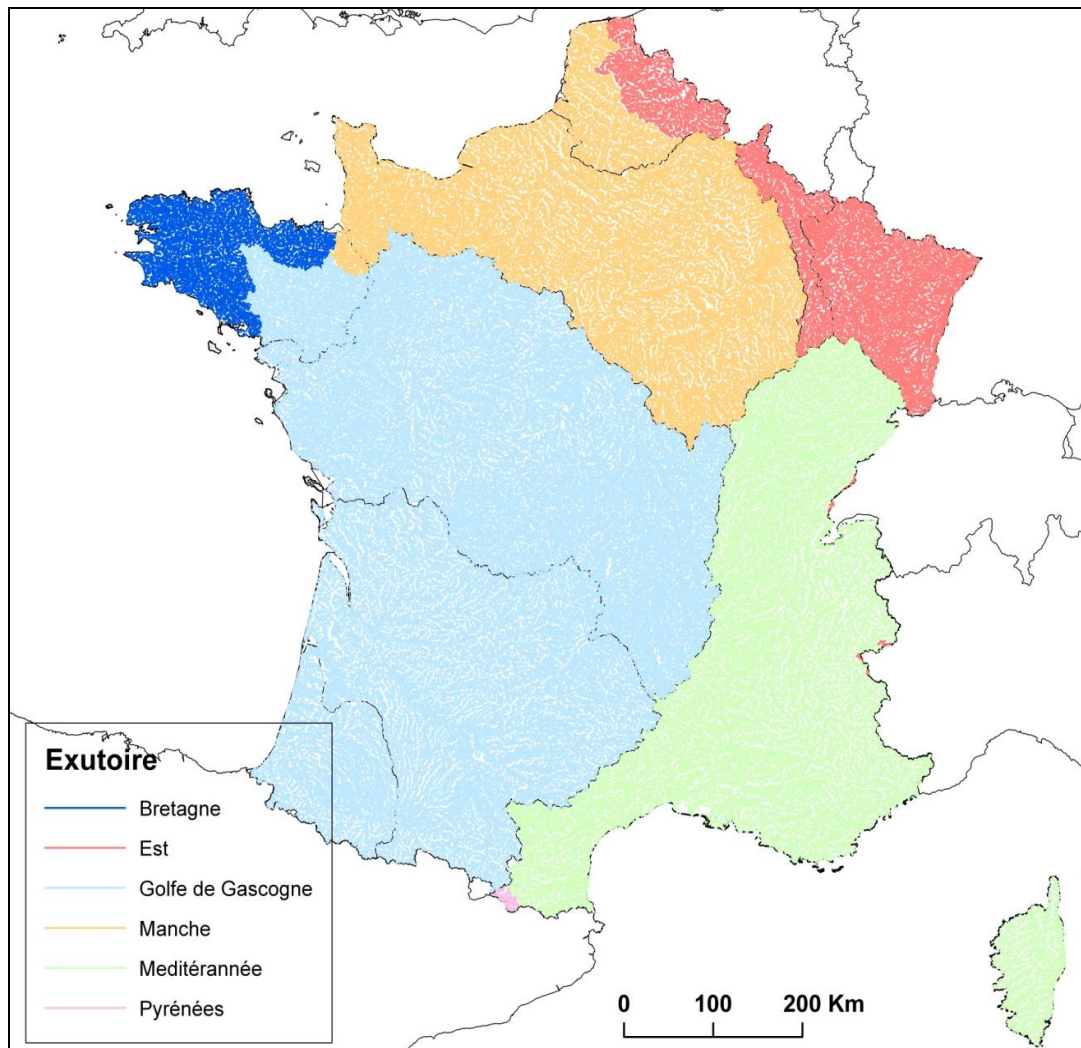


Figure 45 : Détermination de l'exutoire pour chaque tronçon du réseau hydrographique français RHT.

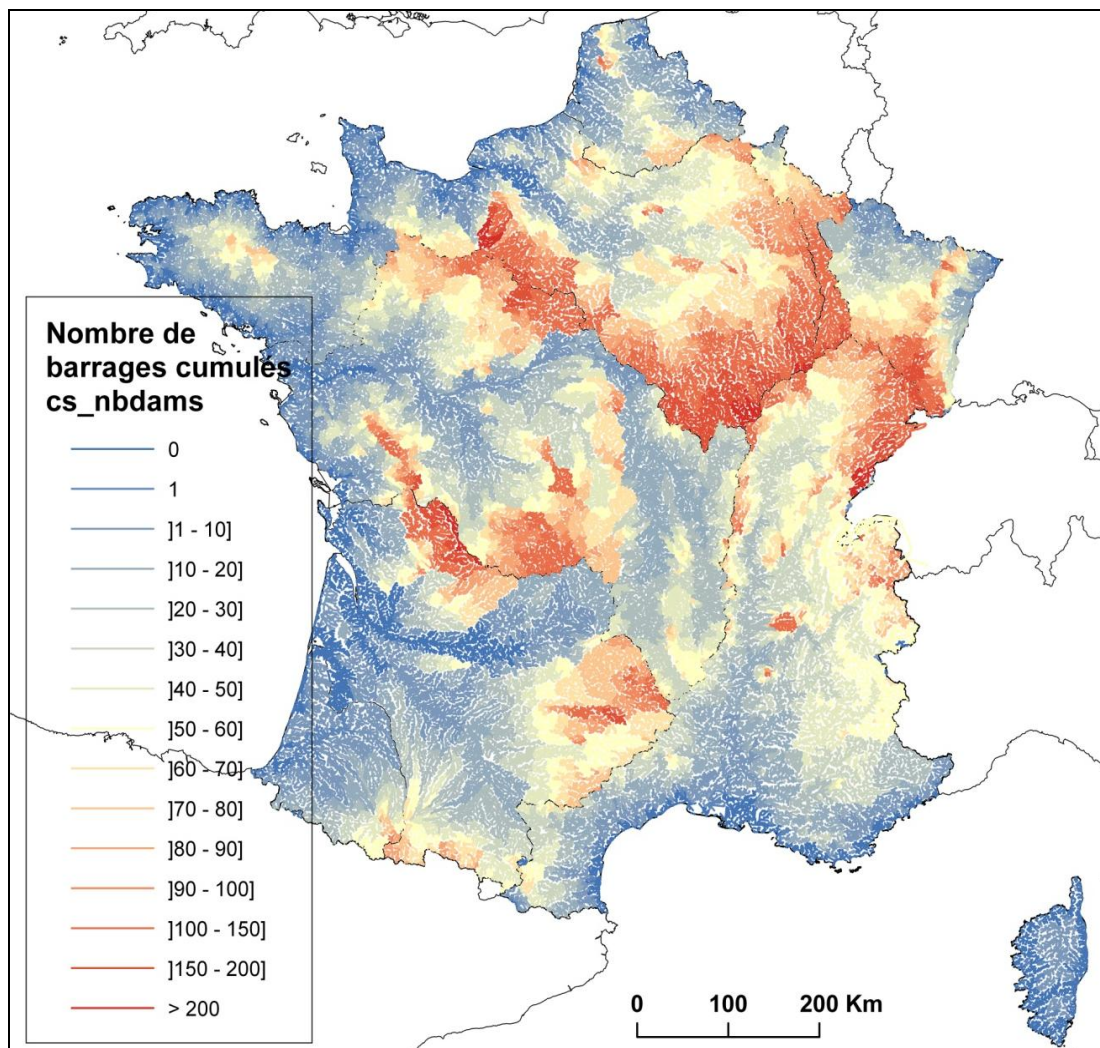


Figure 46 : Carte de répartition spatiale du nombre d'obstacles cumulés sur le réseau hydrographique français RHT.

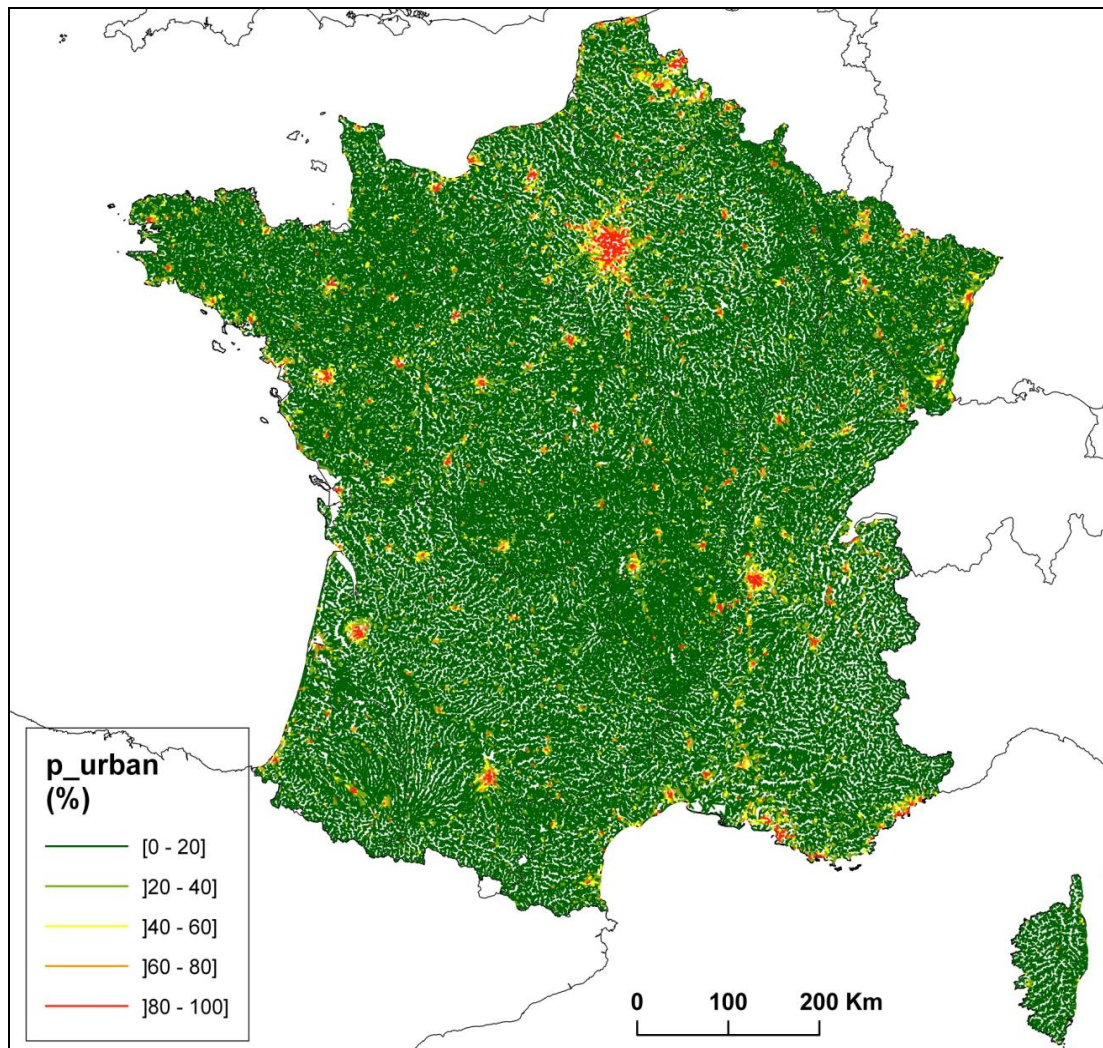


Figure 47 : Répartition spatiale de la proportion locale d'occupation du sol « urbanisée » sur le réseau hydrographique français RHT.

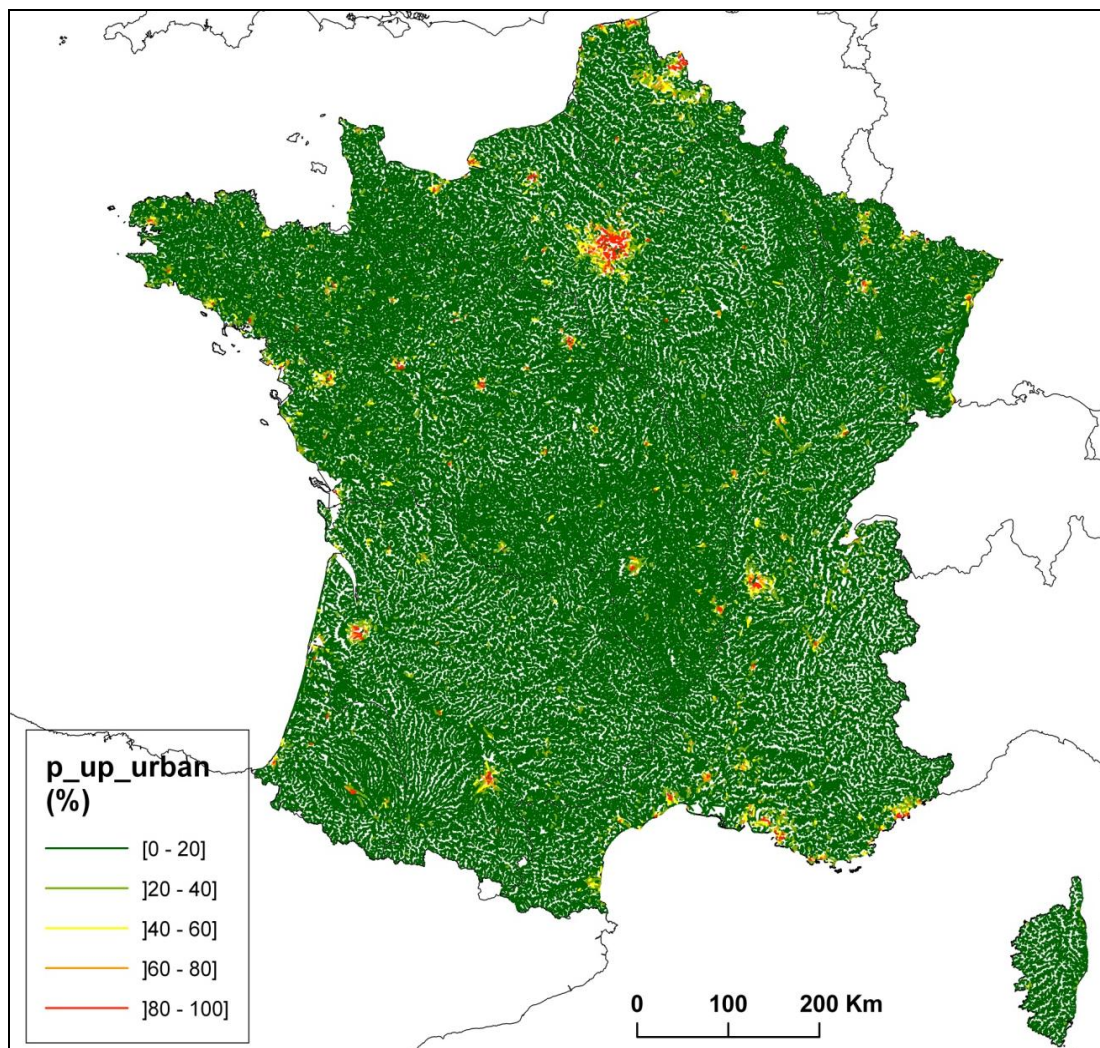


Figure 48 : Répartition spatiale de la proportion amont d'occupation du sol « urbanisée » sur le réseau hydrographique français RHT.

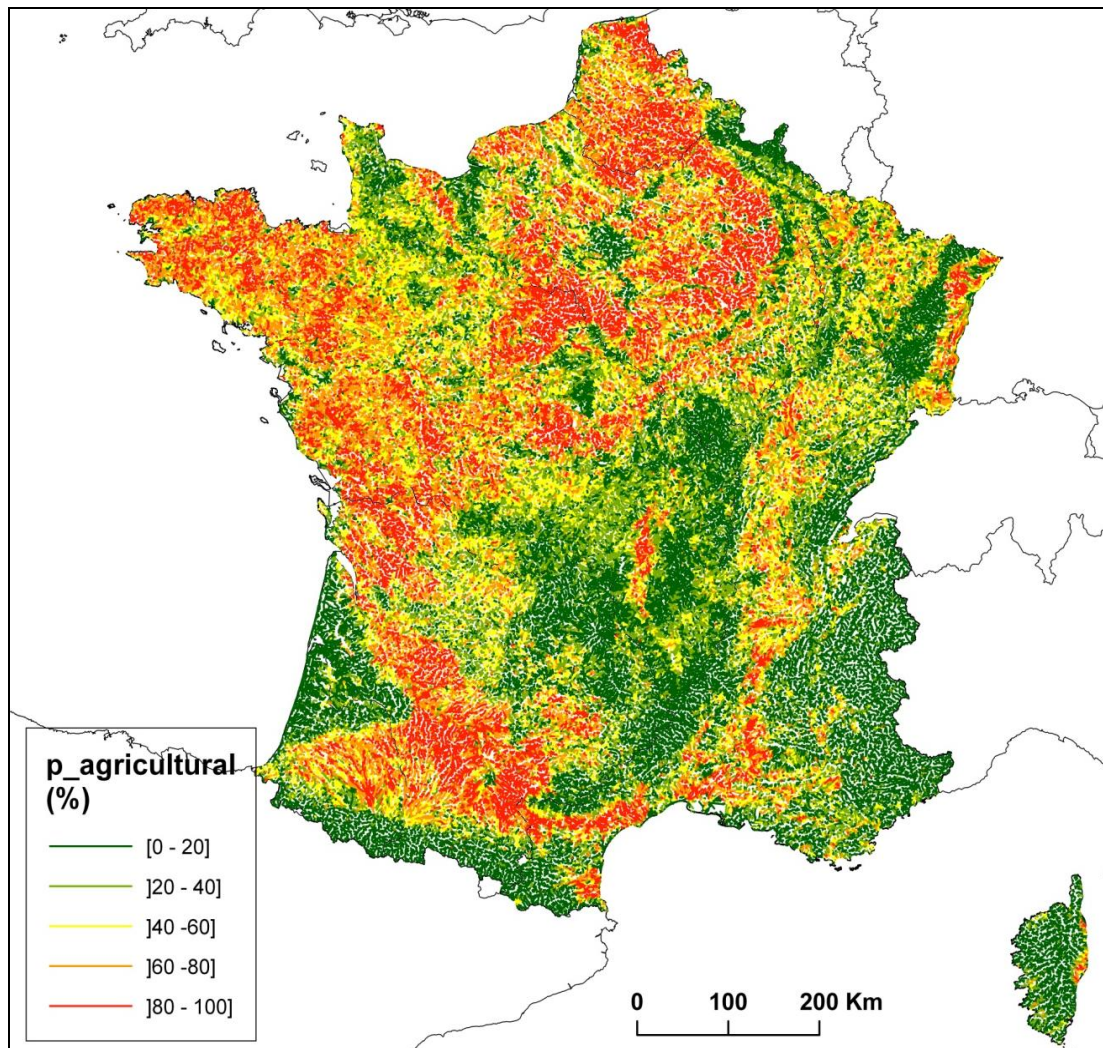


Figure 49 : Répartition spatiale de la proportion locale d'occupation du sol « agricole » sur le réseau hydrographique français RHT.

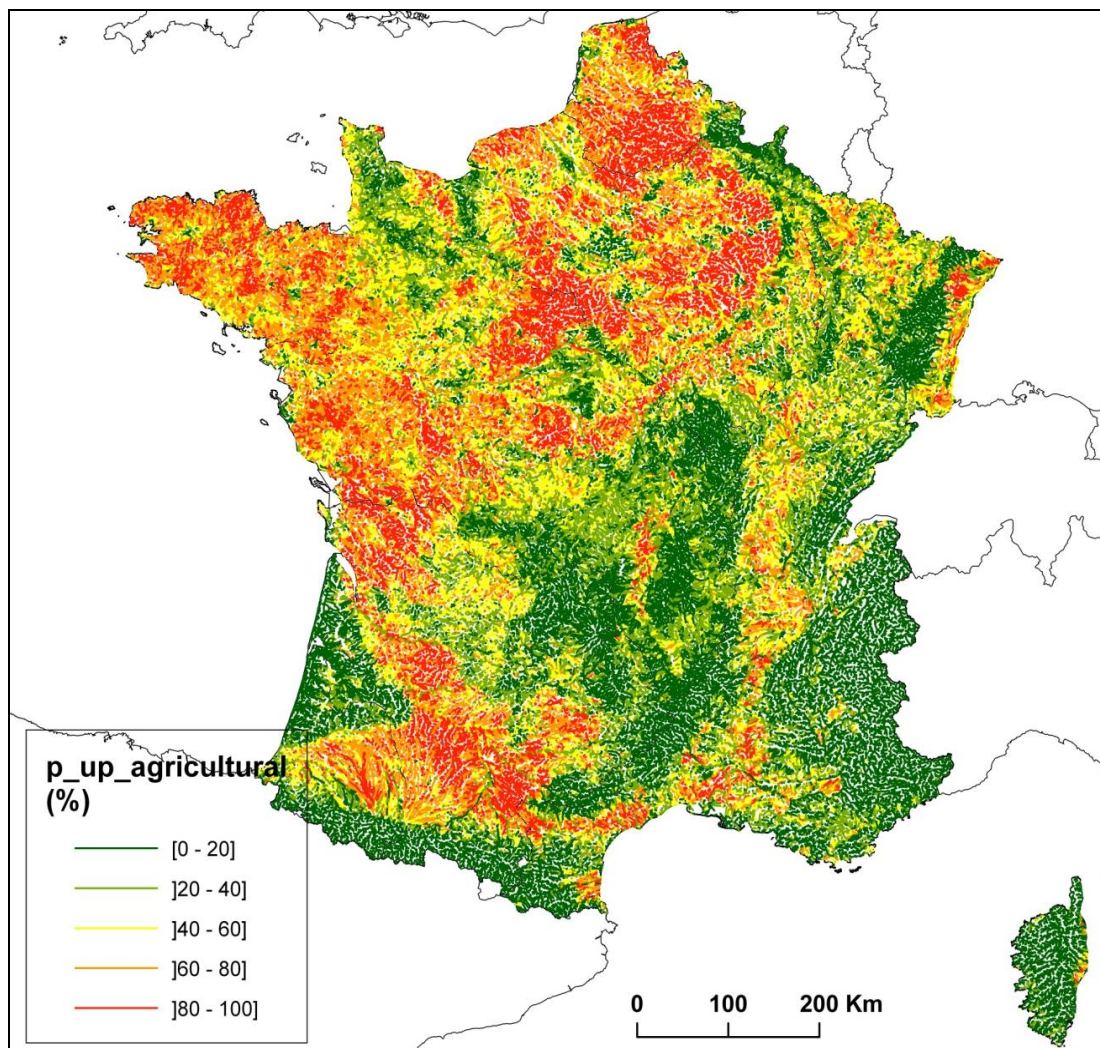


Figure 50 : Répartition spatiale de la proportion amont d'occupation du sol « agricole » sur le réseau hydrographique français RHT.

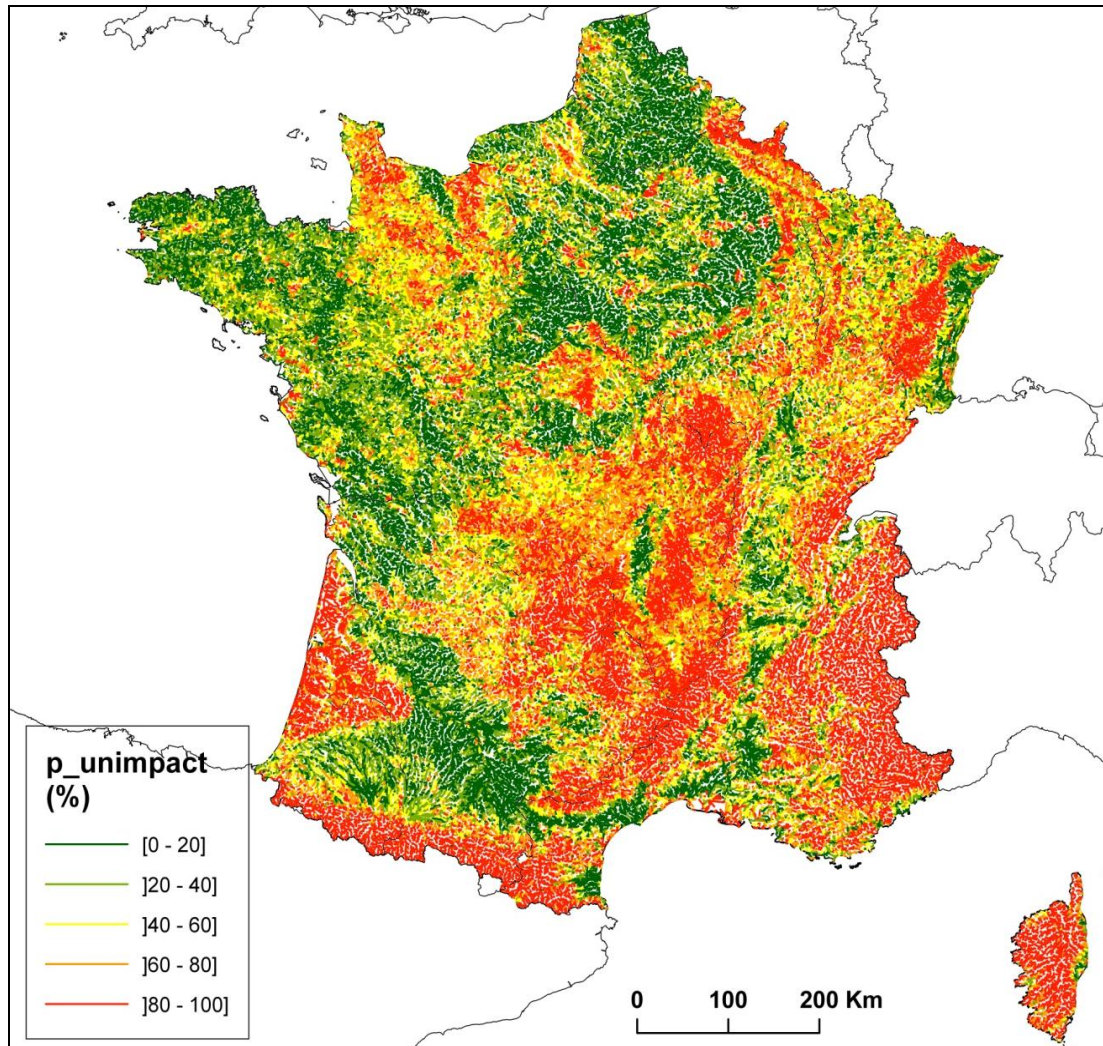


Figure 51 : Répartition spatiale de la proportion locale d'occupation du sol « nom impacté » sur le réseau hydrographique français RHT.

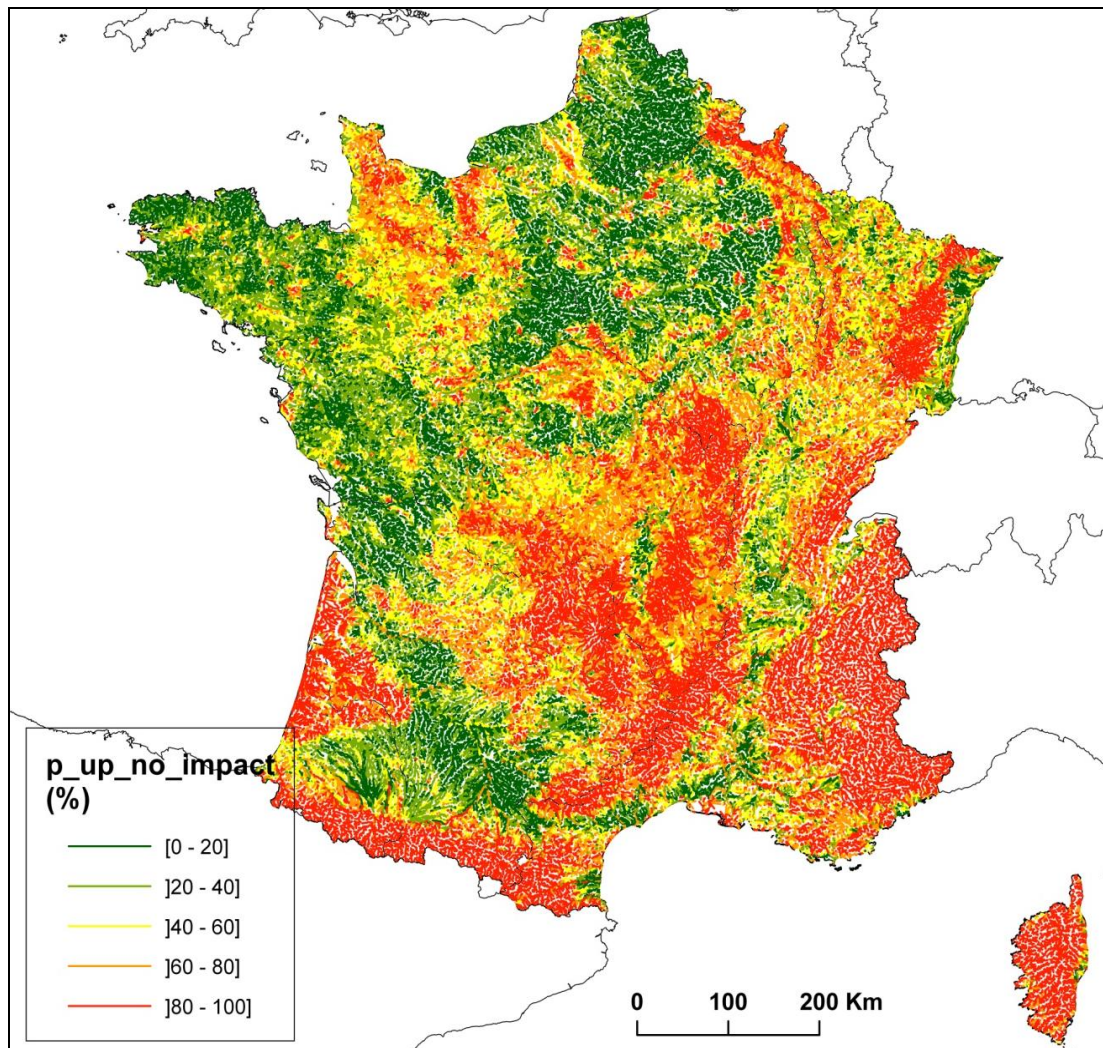


Figure 52 : Répartition spatiale de la proportion amont d'occupation du sol « nom impacté » sur le réseau hydrographique français RHT.

8.2. *Annexe 2 : Comparaison du jeu de données RHT et du jeu de calage ERS.*

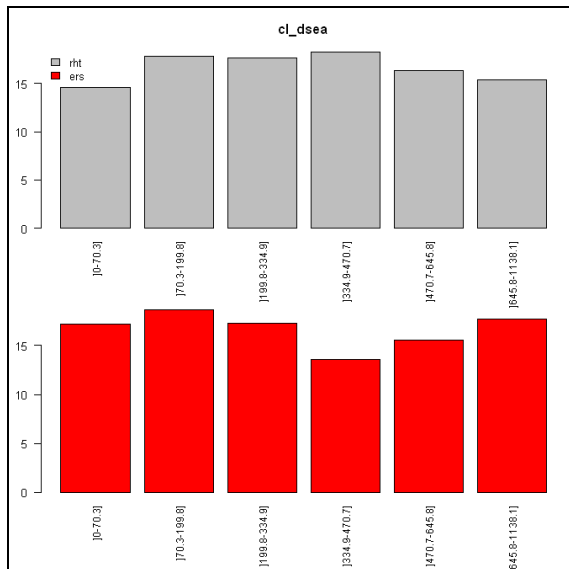


Figure 53 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable distance à la mer transformée en classes.

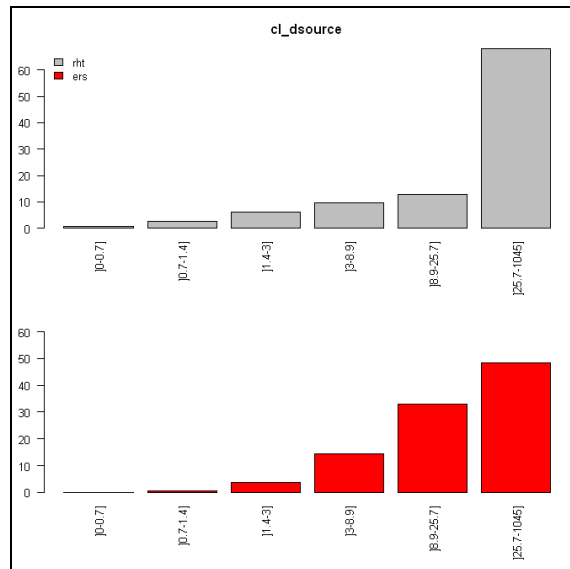


Figure 54 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable distance source transformée en classes.

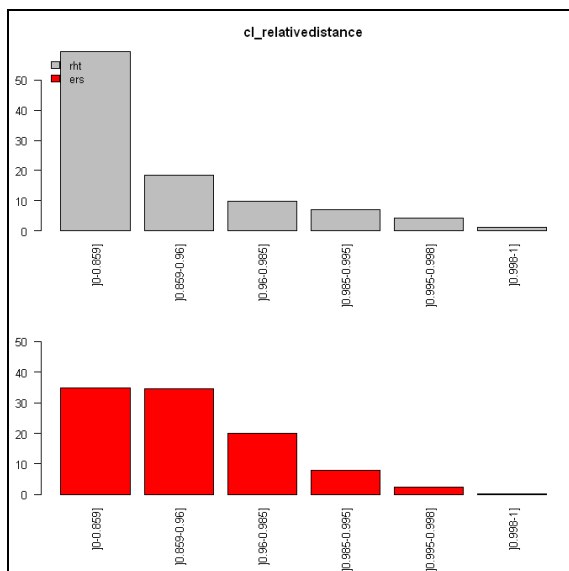


Figure 55 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable distance relative transformée en classes.

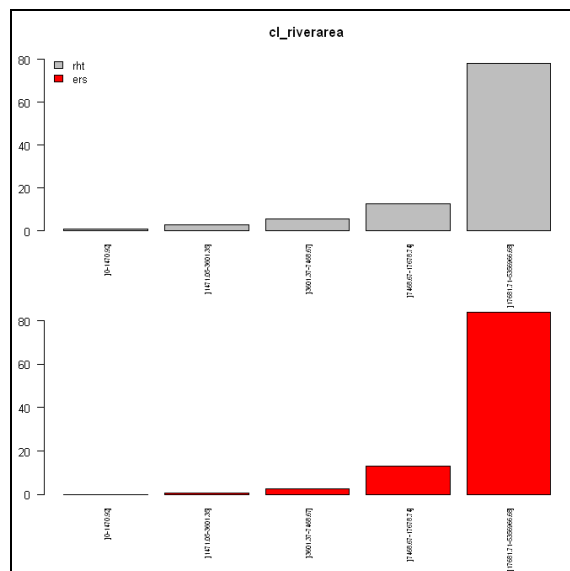


Figure 56 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable surface en eau transformée en classes.

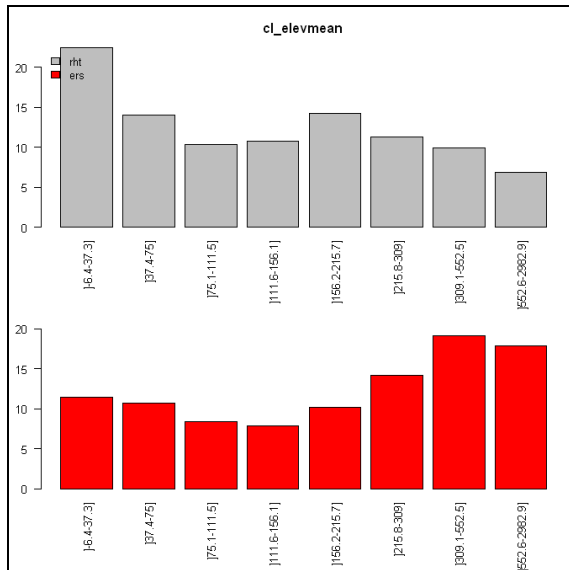


Figure 57 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable altitude transformée en classes.

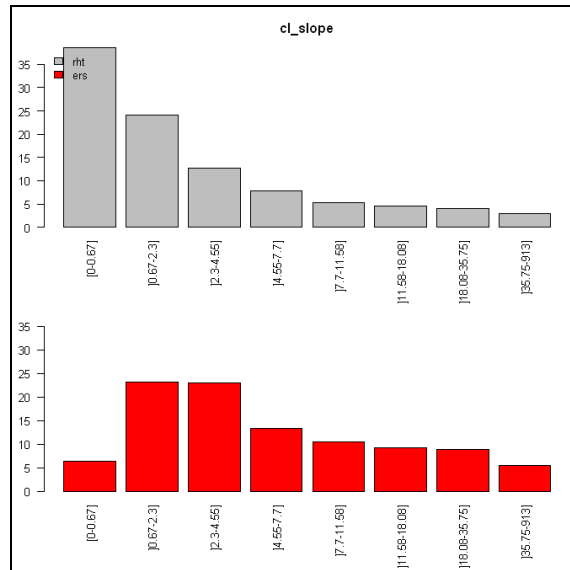


Figure 58 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable pente transformée en classes.

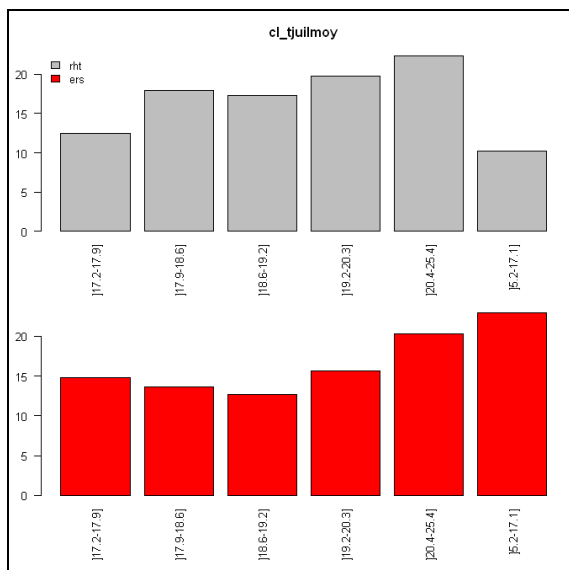


Figure 59 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable température moyenne de juillet transformée en classes.

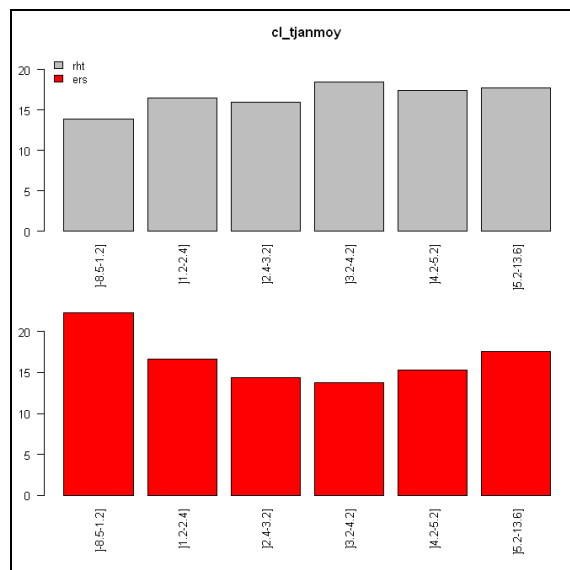


Figure 60 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable température moyenne de janvier transformée en classes.

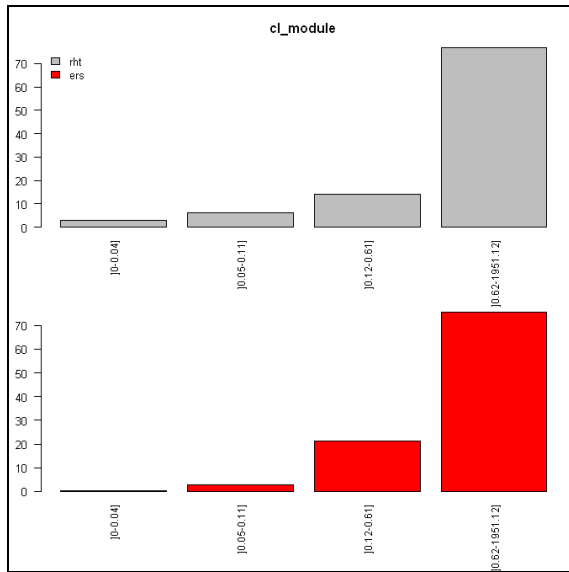


Figure 61 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable module transformée en classes.

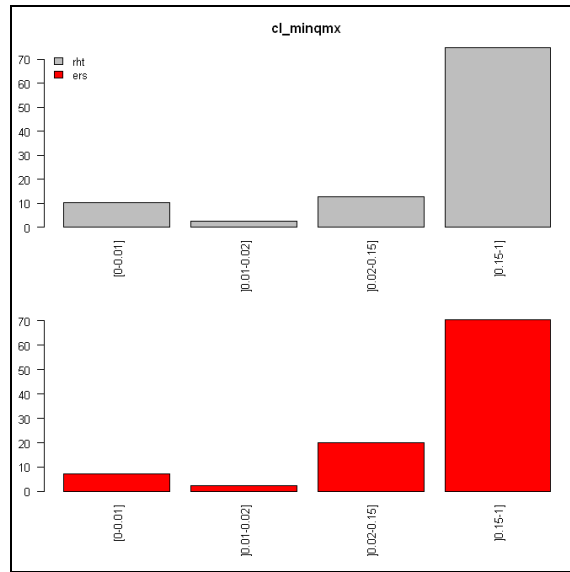


Figure 62 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable minqmx transformée en classes.

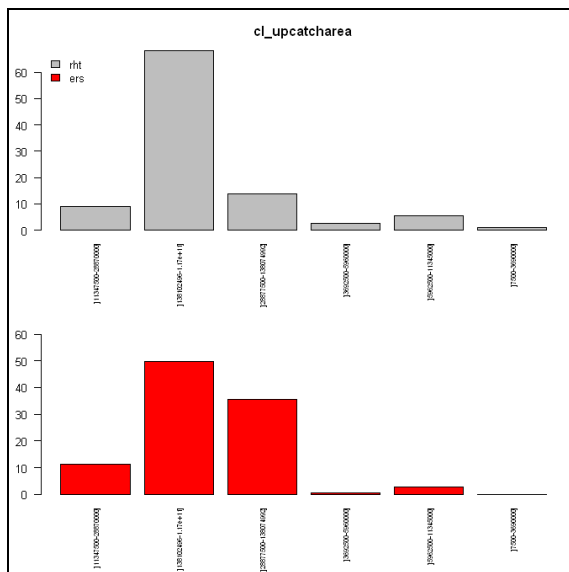


Figure 63 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable surface amont transformée en classes.

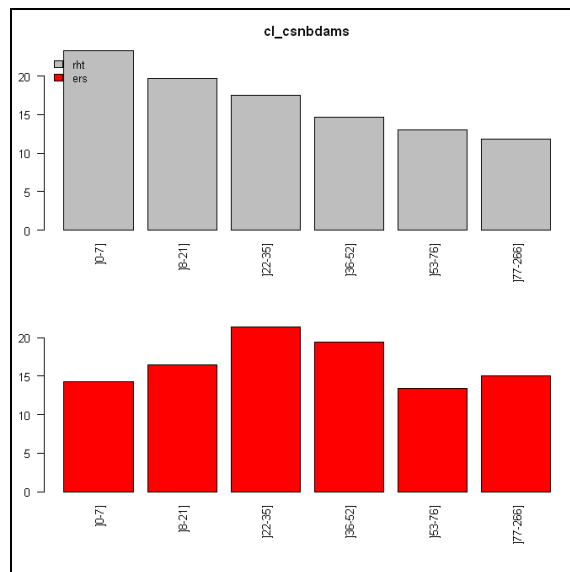


Figure 64 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable nombre de barrages cumulés transformée en classes.

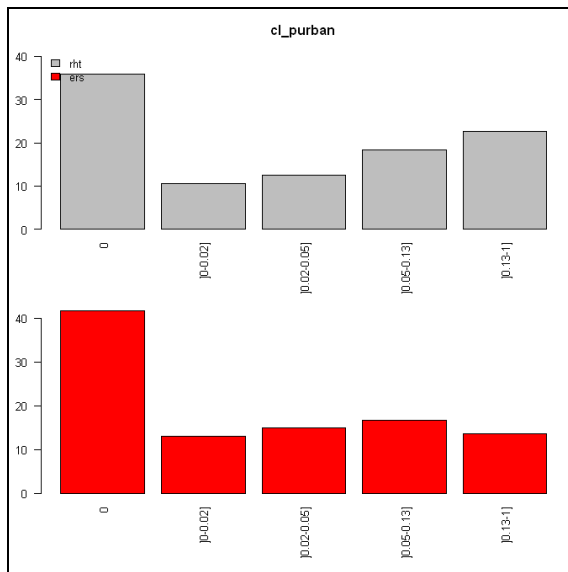


Figure 65 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable *p_urban* transformée en classes.

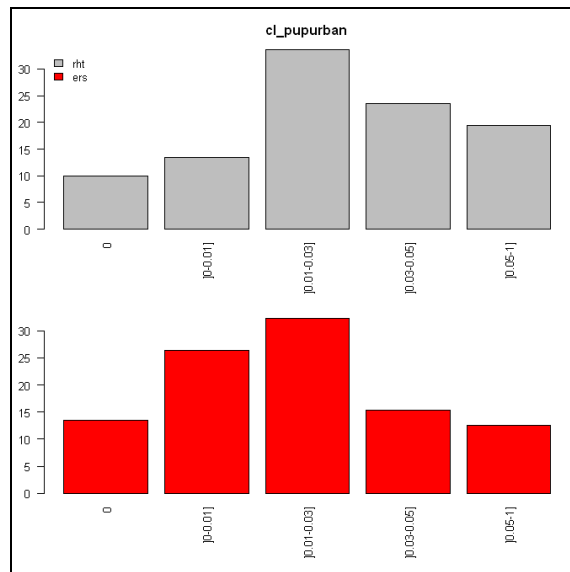


Figure 66 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable *p_up_urban* transformée en classes.

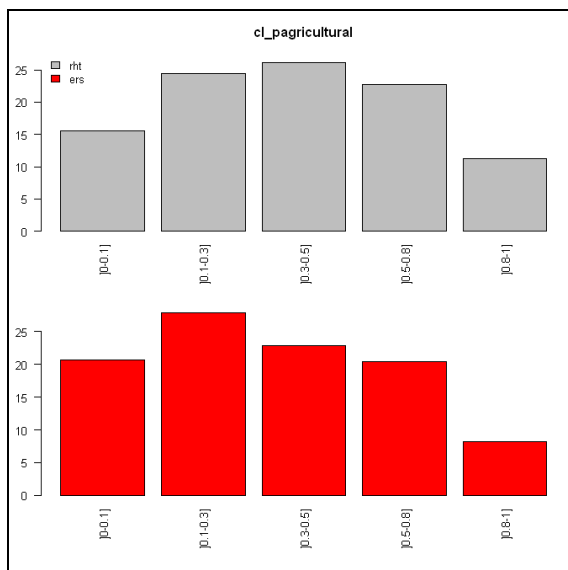


Figure 67 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable *p_agricultural* transformée en classes.

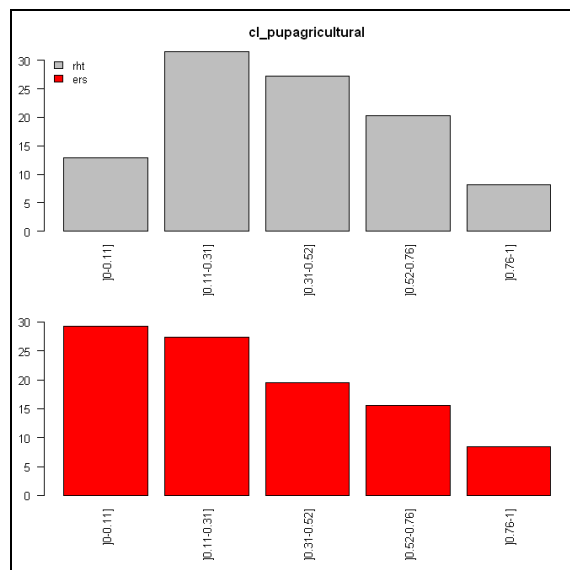


Figure 68 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable *p_up_agricultural* transformée en classes.

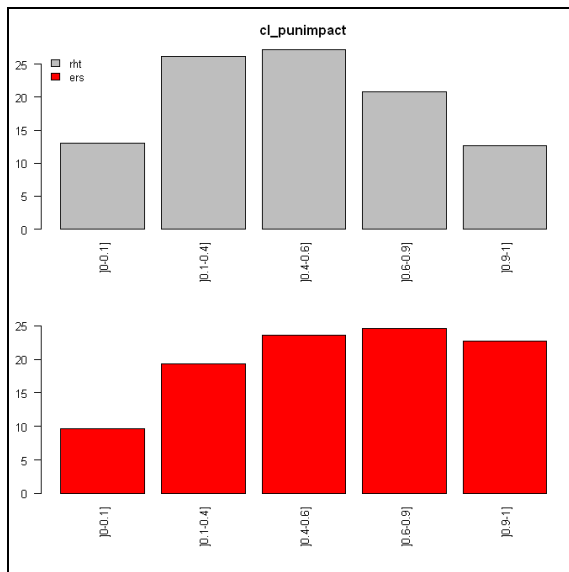


Figure 69 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable p_unimpact transformée en classes.

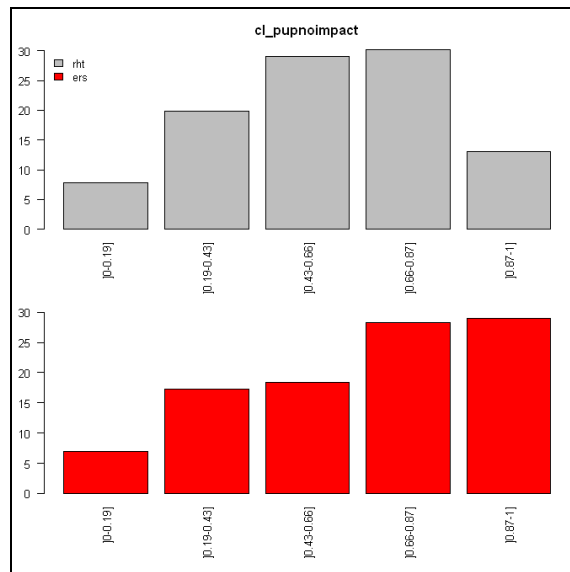


Figure 70 : Comparaison du jeu de données RHT en gris et du jeu de calage ERS en rouge pour la variable p_up_no_impact transformée en classes.

8.3. *Annexe 3 : Analyse de classification hiérarchique des 5 UGA européens et CREPE.*

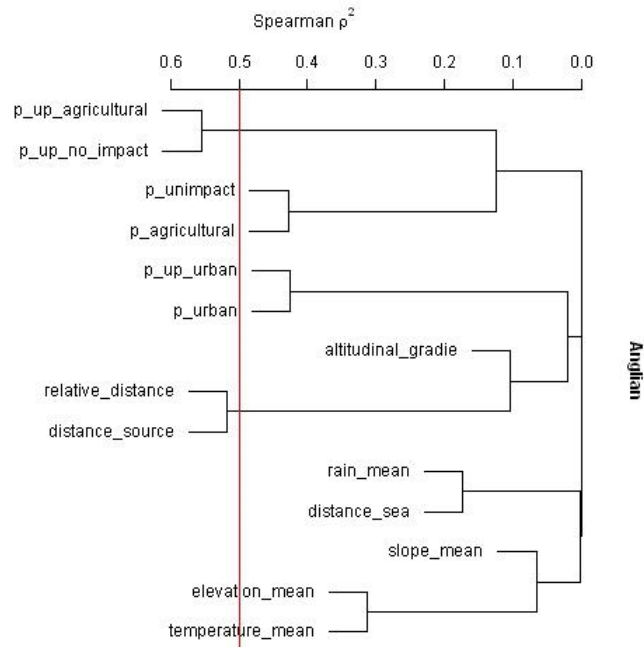


Figure 71 : Dendrogramme obtenu par l'analyse de classification hiérarchique des 14 variables descriptives candidates pour le jeu de données Anglian, avec la corrélation de rang de Spearman au carré comme mesure de similarité. La ligne verticale en rouge correspond à un ρ^2 de 0,5.

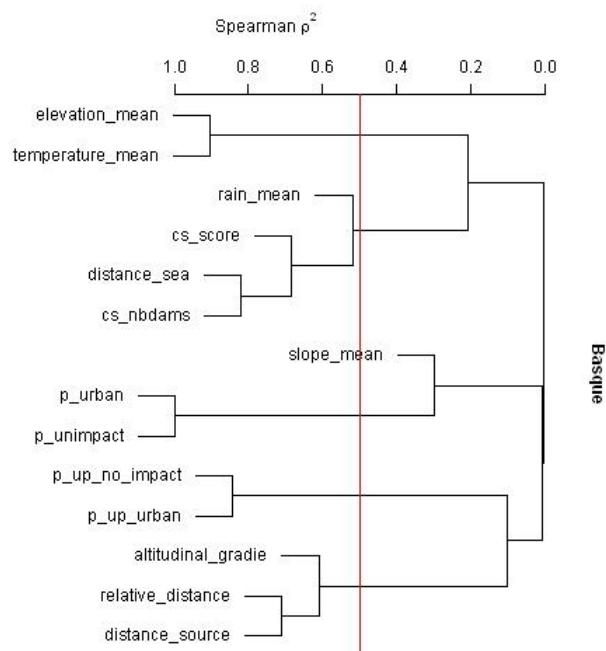


Figure 72 : Dendrogramme obtenu par l'analyse de classification hiérarchique des 19 variables descriptives candidates pour le jeu de données Basque, avec la corrélation de rang de Spearman au carré comme mesure de similarité. La ligne verticale en rouge correspond à un ρ^2 de 0,5.

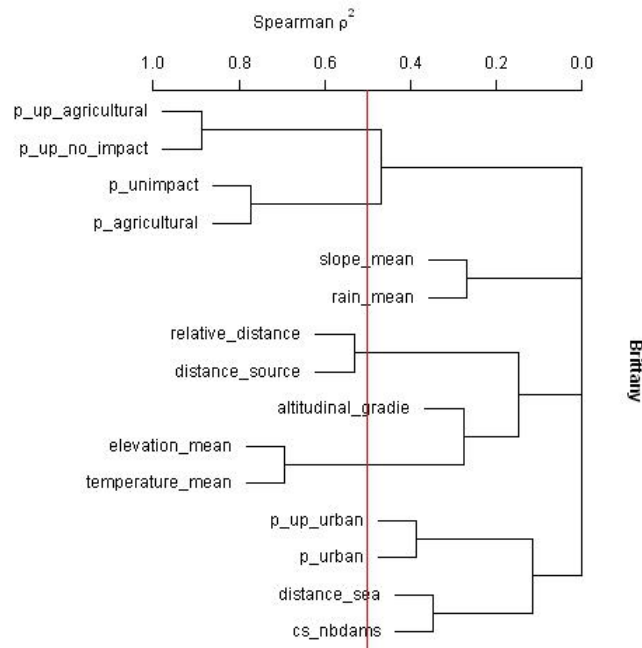


Figure 73 : Dendrogramme obtenu par l'analyse de classification hiérarchique des 17 variables descriptives candidates pour le jeu de données Bretagne, avec la corrélation de rang de Spearman au carré comme mesure de similarité. La ligne verticale en rouge correspond à un ρ^2 de 0,5.

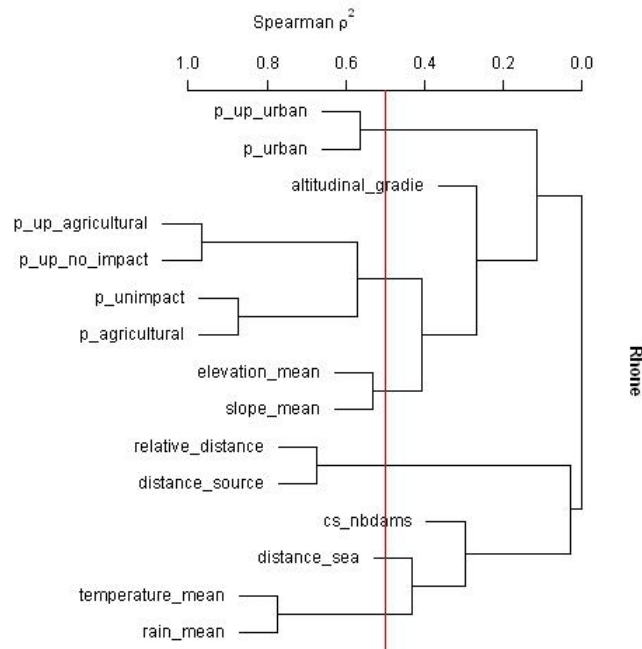


Figure 74 : Dendrogramme obtenu par l'analyse de classification hiérarchique des 15 variables descriptives candidates pour le jeu de données Rhône, avec la corrélation de rang de Spearman au carré comme mesure de similarité. La ligne verticale en rouge correspond à un ρ^2 de 0,5.

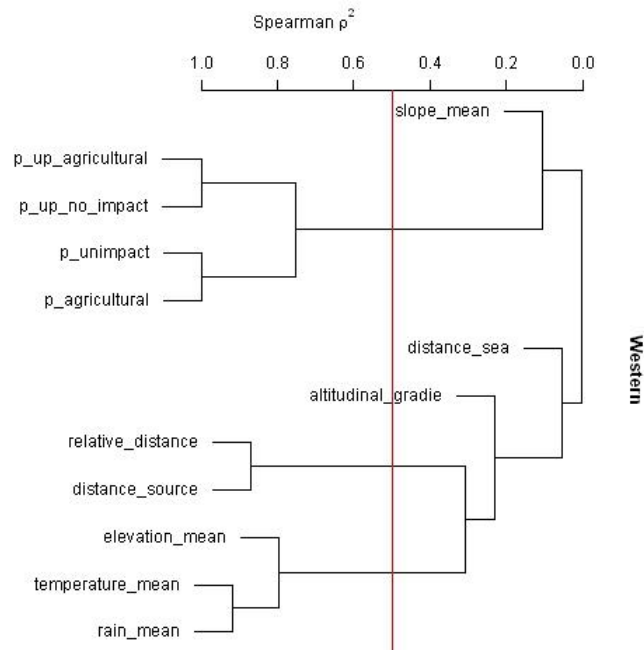


Figure 75 : Dendrogramme obtenu par l'analyse de classification hiérarchique des 15 variables descriptives candidates pour le jeu de données Western, avec la corrélation de rang de Spearman au carré comme mesure de similarité. La ligne verticale en rouge correspond à un ρ^2 de 0,5.

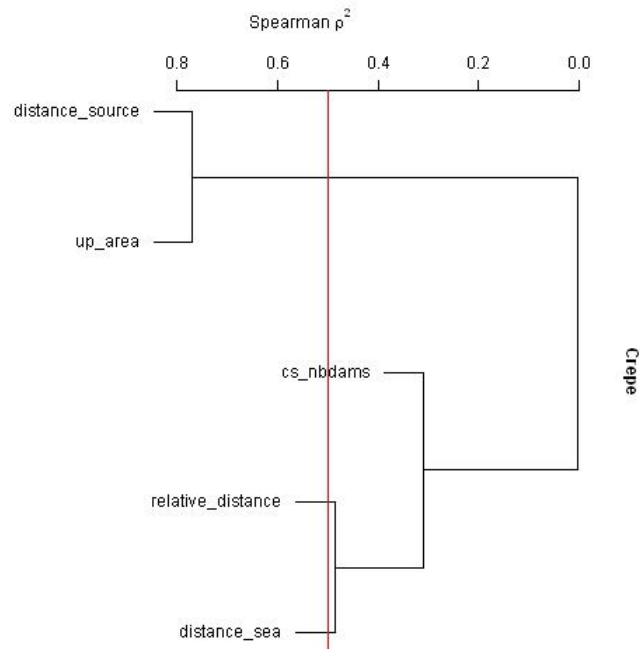


Figure 76 : Dendrogramme obtenu par l'analyse de classification hiérarchique des 5 variables descriptives candidates pour le jeu de données CREPE, avec la corrélation de rang de Spearman au carré comme mesure de similarité. La ligne verticale en rouge correspond à un ρ^2 de 0,5.