



HAL
open science

Mise à jour et standardisation des séries chronologiques d'abondance du saumon atlantique sur les cours d'eau de l'ORE DiaPFC et la Bresle

Sabrina Servanty Royer, Etienne Prévost

► To cite this version:

Sabrina Servanty Royer, Etienne Prévost. Mise à jour et standardisation des séries chronologiques d'abondance du saumon atlantique sur les cours d'eau de l'ORE DiaPFC et la Bresle : Rapport final, février 2016. Fiche action ONEMA - INRA 2013-2015 (action n.35). [Rapport de recherche] auto-saisine. 2016, 159 p. hal-01608451

HAL Id: hal-01608451

<https://hal.science/hal-01608451>

Submitted on 5 Jun 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.



Distributed under a Creative Commons Attribution - ShareAlike 4.0 International License

Mise à jour et standardisation des séries chronologiques d'abondance du saumon atlantique sur les cours d'eau de l'ORE DiaPFC et la Bresle

Rapport final, février 2016

Fiche action ONEMA – INRA 2013-2015 (action n° 35)

Sabrina Servanty¹ & Étienne Prévost²

Ecobiop, INRA, Univ. Pau & Pays de l'Adour, Aquapôle INRA, 64310 Saint-Pée-sur-Nivelle

INRA, Pôle GEST'AQUA, 64310 Saint-Pée-sur-Nivelle

1 : sab.servanty[a]free.fr ; 2 : eprevost[a]st-pee.inra.fr

Avec la participation de :

Gilles Euzenat, Jean-Louis Fagard, Françoise Fournel ; ONEMA, Pôle GEST'AQUA, 76260 Eu

Laurent Beaulaton ; ONEMA, Pôle GEST'AQUA, 35042 Rennes

Richard Delanoë ; ONEMA, Pôle GEST'AQUA, 50220 Ducey

Etienne Rivot, Marie Nevoux ; ESE, AgroCampus, INRA, 35042 Rennes

Frédéric Marchand ; INRA, U3E, Pôle GEST'AQUA, 35042 Rennes

Nicolas Jeannot ; INRA, U3E, Pôle GEST'AQUA, 56620 Pont-Scorff

Yoann Guilloux, Jean-Yves Moelo ; FDPPMA56, 56620 Pont-Scorff

Esther Carlut, Frédéric Lange ; INRA, Ecobiop, Pôle GEST'AQUA, 64310 Saint-Pée-sur-Nivelle



Sommaire

Résumé	3
Liste des tableaux	5
Liste des figures	7
Liste des annexes	9
Introduction	11
Présentation de l'ORE DiaPFC : sites et données récoltées, modèles utilisés.	13
1. Descriptions des sites d'études et des suivis réalisés	13
1.1. La Nivelles	13
1.2. Le Scorff	14
1.3. L'Oir	15
1.4. La Bresle	15
2. États des lieux des modèles utilisés jusqu'à présent	16
2.1. La Nivelles	16
2.2. Le Scorff	16
2.3. L'Oir	17
2.4. La Bresle	17
Principes de la modélisation utilisée	19
1. Les Modèles Bayésiens Hiérarchiques (MBH)	19
2. Implémentation des MBH	20
Séries chronologiques d'abondance des adultes anadromes	23
1. Traits communs de la modélisation	23
2. Site de la Bresle	27
2.1. Spécificités et données utilisées	27
2.2. Résultats	27
3. Site de la Nivelles	33
3.1. Spécificités et données utilisées	33
3.2. Résultats	35
4. Site du Scorff	38
4.1. Spécificités et données utilisées	38
4.2. Résultats	44
5. Site de l'Oir	52
5.1. Spécificités et données utilisées	52
5.2. Résultats	55
Séries chronologiques d'abondance des juvéniles dévalants (smolts)	59
1. Traits communs de la modélisation	59
2. Site de la Bresle	61
2.1. Spécificités et données utilisées.	61
2.2. Résultats	61
3. Site du Scorff	64

Rapport final

3.1.	Spécificités et données utilisées	64
3.2.	Résultats	66
4.	Site de l'Oir	68
4.1.	Spécificités et données utilisées	68
4.2.	Résultats	70
<hr/>		
Séries chronologiques d'abondance des juvéniles en place (tacons 0+)		73
<hr/>		
1.	Traits communs de la modélisation	73
1.1.	Modélisation des opérations d'enlèvements successifs	73
1.2.	Modélisation des indices d'abondance de type CPUE	76
1.3.	Extrapolation de l'abondance et de la densité pour la totalité du cours d'eau	76
2.	Site de la Nivelles	77
2.1.	Spécificités et données utilisées	77
2.2.	Résultats	78
	Processus d'observation et coefficients de proportionnalité	78
	Reconstitution de la série chronologique d'abondance	78
3.	Site du Scorff	80
3.1.	Spécificités et données utilisées	80
	Calibration des IA de type CPUE avec les estimations des densités de population par ES	80
	Estimation de l'abondance et de la densité locale par indice d'abondance	83
	Extrapolation de l'abondance et de la densité pour la totalité du Scorff	90
3.2.	Résultats	90
	Calibration des IA de type CPUE avec les estimations de densités	90
	Estimation de l'abondance et de la densité locale par indice d'abondance	92
	Reconstitution de la série chronologique d'abondance	92
4.	Site de l'Oir	93
4.1.	Spécificités et données utilisées	93
	Estimation de l'abondance et de la densité locale par enlèvements successifs	93
	Calibration des IA de type CPUE avec les estimations des densités de population par ES	98
	Estimation de l'abondance et de la densité locale par indice d'abondance	99
	Extrapolation de l'abondance et de la densité pour la totalité de l'Oir	100
4.2.	Résultats	100
	Processus d'observation lors des ES et facteur de conversion en radier-rapide	100
	Calibration des IA de type CPUE avec les estimations des densités de population par ES	101
	Estimation des abondances et des densités locales	101
	Reconstitution de la série chronologique d'abondance	103
<hr/>		
Conclusions, Perspectives		107
<hr/>		
Bibliographie		109
<hr/>		
Annexes		113
<hr/>		

Résumé

Estimer la taille des populations de saumon atlantique (*Salmo salar*) et leurs incertitudes associées et ce, à différents stades de vie, est crucial pour étudier leurs dynamiques et proposer des stratégies raisonnables de gestion aussi bien au niveau local qu'international. Les séries chronologiques d'abondance du saumon atlantique en France, collectées sur les cours d'eau de l'Observatoire de Recherche en Environnement sur les Poissons Diadromes dans les Petits Fleuves Côtiers (ORE DiaPFC), constituent le support observationnel sur lequel se fonde le système de régulation de l'exploitation du saumon sur le bassin de l'Adour – Nivelle, en Bretagne et en Basse-Normandie. Au niveau international, les rivières de l'ORE DiaPFC contribuent au réseau des rivières « index » dont les séries temporelles sont utilisées par le groupe de travail sur le saumon de l'Atlantique Nord du Conseil International pour l'Exploration de la Mer (CIEM) et qui servent à évaluer le statut annuel de l'espèce au travers de toute son aire de distribution. Au cours des trois dernières décennies, des méthodes obsolètes et très hétérogènes ont été utilisées pour produire les séries d'abondance de l'ORE DiaPFC.

Les objectifs liés à cette fiche action étaient donc de pallier à cette déficience en modernisant et standardisant les méthodes servant à produire les séries d'abondance sur tous les petits fleuves côtiers de l'ORE DiaPFC (la Nivelle, l'Oir, le Scorff, la Bresle) et ce, à tous les stades de vie faisant l'objet de suivi, i.e. adulte anadrome, juvénile en eau douce (ou tacon), juvénile migrant (ou smolt). Des modèles hiérarchiques ont ainsi été développés à des fins d'estimation dans un cadre bayésien. Ces modèles facilitent l'intégration de sources de données multiples et associées à différentes échelles (spatiales ou temporelles). Ils permettent également de transférer de l'information entre les années riches en données vers les années pauvres en données.

Le présent rapport décrit les traits communs de la modélisation pour chaque stade de vie ainsi que les spécificités propres à chaque site. Il illustre également les principaux résultats obtenus en matière d'estimation des séries d'abondance mais aussi des paramètres des modèles permettant de produire ces estimations.

Conformément à ces objectifs initiaux, le travail réalisé permet, d'une part, de faciliter l'incrémentation annuelle des séries d'abondance de l'ORE DiaPFC et, d'autre part, de produire des séries temporelles révisées. Ces dernières sont sans équivalent pour l'étude de la dynamique des populations de saumon, en particulier pour l'analyse des relations stock-recrutement. Il s'agit d'un préalable indispensable dans la perspective d'une refondation du système de régulation de l'exploitation du saumon en France.

Liste des tableaux

Tableau 1 : Fenêtres temporelles sélectionnées correspondant aux périodes de migration des adultes anadromes selon leurs classes d'âge de mer (castillons ou plusieurs hivers de mer, PHM) et selon le site d'étude.	25
Tableau 2 : Débit moyen calculé selon les fenêtres temporelles sélectionnées sur chaque site (Tableau 1) et selon la classe d'âge de mer (castillons, 1HM ou plusieurs hivers de mer, PHM).	26
Tableau 3 : Effectifs d'adultes anadromes capturés aux pièges d'Eu et de Beauchamps par classe d'âge de mer (castillons, 1HM ou plusieurs hivers de mer, PHM) utilisés pour les estimations.	28
Tableau 4 : Nombre de nuits de piégeage effectuées aux pièges d'Uxondoa et d'Olha depuis 2012.	33
Tableau 5 : Effectifs d'adultes anadromes capturés au piège du Moulin des Princes, pêchés à la ligne, retrouvés morts de mort naturelle, et capturés pendant ou après la reproduction sur le Scorff par classe d'âge de mer (castillons, 1HM ou plusieurs hivers de mer, PHM) utilisés pour les estimations.	39
Tableau 6 : Nombre de nuits de capture effectuées pour capturer des adultes reproducteurs et débit moyen observé (m ³ /s) pour la période du 25 novembre au 24 décembre depuis 1994 sur le Scorff.	43
Tableau 7 : Exploitation moyenne estimée sur la rivière Scorff selon la classe d'âge de mer (1HM et PHM) et selon le fait que les saumons soient marqués ou non-marqués.	45
Tableau 8 : Mortalité naturelle moyenne estimée sur la rivière Scorff selon la classe d'âge de mer (1HM et PHM) et selon le fait que les saumons soient marqués ou non-marqués.	47
Tableau 9 : Effectifs d'adultes anadromes capturés au piège du Moulin de Cerisel lors de la montaison et de la dévalaison après la reproduction sur l'Oir, par classe d'âge de mer (castillons, 1HM ou plusieurs hivers de mer, PHM) et par sexe (♂, ♀) utilisés pour les estimations. [Tableau sur deux pages].	53
Tableau 10 : Probabilité de recapture moyenne estimée sur la rivière Oir selon la classe d'âge de mer (1HM et PHM) et le sexe.	56
Tableau 11 : Fenêtres temporelles sélectionnées correspondant aux périodes de migration préférentielle des smolts selon le site d'étude et débit moyen calculé.	60
Tableau 12 : Effectifs de smolts capturés aux pièges de Beauchamps et d'Eu sur la Bresle utilisés pour les estimations.	62
Tableau 13 : Jours de fermeture du piège du Moulin du Leslé sur la période du 1 ^{er} avril au 10 mai depuis son installation en 1997.	65
Tableau 14 : Effectifs de smolts capturés sur le Scorff aux pièges du Moulin des Princes et du Moulin du Leslé utilisés pour les estimations.	66
Tableau 15 : Effectifs de smolts capturés et recapturés sur l'Oir au piège du Moulin de Cerisel avec le nombre de sessions de marquage utilisés pour les estimations.	69
Tableau 16 : Effectifs de tacons (0+) capturés par pêche électrique par CPUE (IA) et par enlèvements successifs (C1, C2) utilisés dans la modélisation pour construire la relation de proportionnalité en fonction de la largeur de la station (L en mètre) sur le Scorff. [Tableau sur deux pages].	81
Tableau 17 : Caractéristiques des stations échantillonnées par IA de type CPUE sur le Scorff (cours principal) depuis 1993. [Tableau sur deux pages].	83
Tableau 18 : Caractéristiques des stations échantillonnées par IA de type CPUE sur les affluents du Scorff depuis 1993.	85

Rapport final

Tableau 19 : Largeur moyenne considérée (m) pour les stations échantillonnées par IA de type CPUE sur les affluents du Scorff depuis 1993.	86
Tableau 20 : Effectifs en tacons (0+) capturés sur les stations échantillonnées par IA de type CPUE sur le Scorff et ses affluents utilisés pour les estimations. [Tableau sur deux pages].	87
Tableau 21 : Débit moyen (m ³ /s) calculé selon les jours d'échantillonnage par IA de type CPUE sur le cours principal du Scorff et pondéré par le nombre de stations échantillonnées un jour donné.	89
Tableau 22 : Débit moyen observé (m ³ /s) les années où des relevés d'habitat ont été effectués par Anthony Claude (1996) et Camille Saget (2011).	90
Tableau 23 : Effectifs de tacons (0+) capturés par enlèvements successifs au cours du premier passage (C1) et du second passage (C2) sur les stations suivies sur le cours principal de l'Oir utilisés pour les estimations.	94
Tableau 24 : Effectifs de tacons (0+) capturés par enlèvements successifs au cours du premier passage (C1) et du second passage (C2) sur les stations suivies sur les affluents colonisés de l'Oir utilisés pour les estimations.	95
Tableau 25 : Caractéristiques des stations échantillonnées par ES sur le cours principal de l'Oir utilisées pour les estimations.	96
Tableau 26 : Caractéristiques des stations échantillonnées par ES sur les affluents de l'Oir utilisées pour les estimations.	97
Tableau 27 : Effectifs de tacons (0+) capturés par pêche électrique par CPUE (IA) utilisés dans la modélisation pour construire la relation de proportionnalité en fonction de la largeur de la station sur l'Oir.	98
Tableau 28 : Caractéristiques des stations échantillonnées par IA de type CPUE utilisées dans la modélisation pour construire la relation de proportionnalité en fonction de la largeur de la station sur l'Oir.	99
Tableau 29 : Caractéristiques des stations échantillonnées uniquement par IA de type CPUE sur l'Oir utilisées pour les estimations.	99
Tableau 30 : Effectifs de tacons (0+) capturés sur les stations échantillonnées uniquement par pêche électrique par CPUE (IA) sur l'Oir et ses affluents utilisés pour les estimations.	100
Tableau 31 : Caractéristiques des secteurs utilisés dans la modélisation sur l'Oir et ses affluents.	101

Liste des figures

Figure 1 : Représentation schématique de la CMR pour les adultes anadromes selon leur âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer).	24
Figure 2 : Box plots des probabilités de capture à Eu pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1984.	29
Figure 3 : Box plots des probabilités de recapture à Beauchamps pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1984.	30
Figure 4 : Box plots des estimations annuelles des effectifs d'adultes anadromes entrant dans la Bresle depuis 1984 par classe d'âge de mer (castillons, 1HM et plusieurs hivers de mer, PHM).	31
Figure 5 : Proportion de PHM par année de dévalaison des smolts sur la Bresle.	32
Figure 6 : Box plots des probabilités de capture à Uxondoa pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1984.	36
Figure 7 : Box plots des estimations annuelles des effectifs d'adultes anadromes entrant dans la Nivelle depuis 1984 par classe d'âge de mer (castillons, 1HM et plusieurs hivers de mer, PHM) et par sexe.	37
Figure 8 : Proportion de PHM par année de dévalaison des smolts sur la Nivelle.	38
Figure 9 : Box plots des probabilités de capture au Moulin des Princes pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1994.	45
Figure 10 : Exploitations annuelles par la pêche à la ligne sur la rivière Scorff des adultes anadromes par classe d'âge de mer (1HM et PHM) et selon le fait que les adultes soient marqués ou non depuis 1994.	46
Figure 11 : Mortalités naturelles sur la rivière Scorff des adultes anadromes par classe d'âge de mer (1HM et PHM) et selon le fait que les adultes soient marqués ou non depuis 1994.	48
Figure 12 : Box plots des probabilités de capture pendant ou après la reproduction des castillons (1HM) et des saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1994.	49
Figure 13 : Proportion de PHM par année de dévalaison des smolts sur le Scorff.	50
Figure 14 : Box plots des estimations annuelles de l'échappement reproducteur (adultes anadromes participant à la reproduction) sur le Scorff depuis 1994 par classe d'âge de mer (castillons, 1HM et plusieurs hivers de mer, PHM).	51
Figure 15 : Box plots des probabilités de capture au Moulin de Cerisel des castillons (1HM) et des saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1984.	56
Figure 16 : Proportion de PHM par année de dévalaison des smolts sur l'Oir.	57
Figure 17 : Box plots des estimations annuelles des effectifs d'adultes anadromes entrant dans l'Oir depuis 1984 par classe d'âge de mer (castillons, 1HM et plusieurs hivers de mer, PHM) et par sexe.	58
Figure 18 : Box plots des probabilités de capture des smolts à Beauchamps et des probabilités de recapture à Eu.	63
Figure 19 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de smolts dévalant la Bresle depuis 1982.	64
Figure 20 : Box plots des probabilités de capture des smolts au Moulin du Leslé et des probabilités de recapture au Moulin des Princes depuis 1995.	67

Rapport final

Figure 21 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de smolts dévalant le Scorff depuis 1995.	68
Figure 22 : Probabilités de capture des smolts dévalant au piège du Moulin de Cerisel sur l'Oir depuis 1986.	70
Figure 23 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de smolts dévalant l'Oir depuis 1986.	71
Figure 24 : Représentation schématique des pêches électriques par enlèvements successifs au niveau de 3 stations hypothétiques le long d'un gradient aval – amont.	74
Figure 25 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur les zones principales de la Nivelles ordonnées de l'aval vers l'amont depuis 1985 : Basse Nivelles, Haute Nivelles et Lurgorrieta.	79
Figure 26 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur la Nivelles depuis 1985.	80
Figure 27 : Représentation graphique de la relation de proportionnalité entre la densité (poissons/m ²) et les valeurs d'IA selon la largeur de la rivière au niveau de la station d'échantillonnage, établie pour le site du Scorff.	91
Figure 28 : Box plots des densités annuelles (en m ² équivalent radier-rapide) de tacons (0+) sur la station de Lomener sur le Scorff.	92
Figure 29 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur le Scorff (cours principal et affluents) depuis 1993.	93
Figure 30 : Représentation graphique de la relation de proportionnalité entre la densité (poissons/m ²) et les valeurs d'IA selon la largeur de la rivière au niveau de la station d'échantillonnage, établie pour le site de l'Oir.	102
Figure 31 : Box plots des densités annuelles (en m ² équivalent radier-rapide) de tacons (0+) sur une station échantillonnée par ES puis par IA sur l'Oir.	103
Figure 32 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur le secteur 7 sur l'Oir depuis 1987.	104
Figure 33 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur l'Oir (cours principal et affluents) depuis 1987.	105
Figure 34 : Box plots des estimations des effets annuels lors de l'estimation de la densité locale sur l'Oir (cours principal et affluents) depuis 1987.	105
Figure 35 : Dendrogramme de la classification hiérarchique ascendante avec contrainte de contiguïté spatiale pour les stations échantillonnées par IA et situées sur le Scorff.	148
Figure 36 : Profils temporels des densités moyennes estimées selon les groupes identifiés par la classification hiérarchique ascendante avec contrainte de contiguïté spatiale et profil temporel moyen.	149

Liste des annexes

Annexe 1 : Calcul des débits manquants pour le site de l’Oir.	113
Annexe 2 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture à Eu pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM).	115
Annexe 3 : Effectifs annuels estimés pour les adultes anadromes entrant dans la Bresle selon la classe d’âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1984.	117
Annexe 4 : Effectifs annuels estimés pour les adultes anadromes entrant dans la Nivelles selon la classe d’âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1984.	119
Annexe 5 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture au Moulin des Princes pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM).	121
Annexe 6 : Différences de mortalité annuelle entre les individus marqués et non-marqués par classe d’âge de mer (1HM, PHM).	123
Annexe 7 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture pendant ou après la reproduction pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) sur la rivière Scorff.	125
Annexe 8 : Effectifs annuels estimés pour les adultes anadromes entrant dans le Scorff selon la classe d’âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1994.	127
Annexe 9 : Echappements annuels estimés (nombre d’adultes participant à la reproduction) sur le Scorff selon la classe d’âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1994.	129
Annexe 10 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture au Moulin de Cerisel pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) sur la rivière Oir.	131
Annexe 11 : Effectifs annuels estimés pour les adultes anadromes entrant dans l’Oir selon la classe d’âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1984.	133
Annexe 12 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture des smolts à Beauchamps et de recapture à Eu.	135
Annexe 13 : Effectifs annuels estimés pour les smolts dévalant dans la Bresle depuis 1982.	137
Annexe 14 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture des smolts au Moulin du Leslé et de recapture au Moulin des Princes.	139
Annexe 15 : Effectifs annuels estimés pour les smolts dévalant dans le Scorff depuis 1995.	141
Annexe 16: Effectifs annuels estimés pour les smolts dévalant dans l’Oir depuis 1986.	143
Annexe 17 : Effectifs annuels estimés pour les tacons (0+) dans la Nivelles depuis 1985.	145
Annexe 18 : Regroupement hiérarchique des stations localisées sur le cours principal du Scorff selon les profils temporels observés.	147
Annexe 19 : Représentation graphique de la relation de proportionnalité entre les valeurs d’IA (nb poissons/5min de pêche) et la densité selon la largeur de la rivière au niveau de la station d’échantillonnage, établie pour le site du Scorff.	151
Annexe 20 : Effectifs annuels estimés pour les tacons (0+) dans le Scorff (cours principal et affluents) depuis 1993.	153

Rapport final

Annexe 21 : Représentation graphique de la relation de proportionnalité entre les valeurs d'IA (nb poissons/5min de pêche) et la densité selon la largeur de la rivière au niveau de la station d'échantillonnage, établie pour le site de l'Oir. 155

Annexe 22 : Effectifs annuels estimés pour les tacons (0+) dans l'Oir (cours principal et affluents) depuis 1987. 157

Introduction

Les populations de poissons migrateurs, et en particulier de saumon atlantique (*Salmo salar*), ont subi des réductions significatives de leurs effectifs depuis le milieu du 19^{ième} siècle (Limburg & Waldman 2009), voire même des extinctions locales (WWF 2001). Les principales causes de déclin sont la construction de barrages qui limitent la progression des adultes reproducteurs lors de la migration, la pollution de l'eau, la sédimentation en particulier dans les zones de frai, et la surpêche aussi bien en mer qu'en rivière (Limburg & Waldman 2009). Le changement climatique risque également d'avoir de larges répercussions du fait de l'utilisation du milieu d'eau douce et du milieu marin par les populations de saumons (Ficke *et al.* 2007, Doney *et al.* 2012) et plusieurs études commencent à mettre en évidence des modifications des traits d'histoire de vie dans certaines populations (Kennedy & Crozier 2010, Beaugrand & Reid 2012, Todd *et al.* 2012).

Sur le territoire français, près de 70% du linéaire des cours d'eau autrefois colonisés par le saumon ne sont désormais plus fréquentés (Thibault 1994) et les populations semblent être plus affectées en raison de leur situation en limite sud de l'aire de répartition de l'espèce (Parrish *et al.* 1998). En 1992, le saumon atlantique a été inscrit aux annexes II, IV et V de la Directive Européenne "Habitats" et il peut donc faire l'objet de mesures de protection prises par les préfets dans le cadre d'un arrêté de biotope. En 2010, il a été inscrit sur la liste rouge des espèces menacées en France en tant qu'espèce vulnérable (UICN France *et al.* 2010) et ce statut vient d'être étendu à l'Europe entière (Nieto *et al.* 2015). La gestion du saumon en France est légalement cadrée par l'article R436-47 du code de l'environnement (décret « amphihalins » de 1994). Le principe fondateur du système de gestion actuel est le maintien d'un échappement reproducteur (un nombre de géniteurs restant après exploitation) au-dessus d'une valeur seuil, appelée Limite de Conservation (LC). En accord avec les recommandations de l'Organisation pour la Conservation du Saumon de l'Atlantique Nord, cette LC est définie comme l'échappement reproducteur permettant en moyenne sur le long terme de générer un excédent prélevable maximal. Les LC sont estimées à partir d'analyses dites de stock-recrutement qui modélisent la relation entre le nombre de reproducteurs et le nombre de descendants qu'il génère.

Dans ce contexte, les séries chronologiques d'abondance du saumon atlantique en France, collectées sur les cours d'eau de l'Observatoire de Recherche en Environnement sur les Poissons Diadromes dans les Petits Fleuves Côtiers (ORE DiaPFC), constituent le support observationnel du système de régulation de l'exploitation du saumon sur le bassin de l'Adour – Nivelle, en Bretagne et en Basse-Normandie (Prévost & Porcher 1996, Prévost & Rivot 2004). Au niveau international, les rivières de l'ORE DiaPFC constituent le réseau français des rivières « index » et leurs séries temporelles sont utilisées par le groupe de travail sur le saumon de l'Atlantique Nord du Conseil International pour l'Exploration de la Mer (CIEM) qui évalue le statut annuel de l'espèce au travers de toute son aire de distribution (ICES 2015). Obtenir des estimations des tailles des populations et leurs incertitudes associées et ce, à différents stades de vie, est donc crucial pour étudier la dynamique des populations de saumon atlantique et proposer des stratégies raisonnables de gestion aussi bien au niveau local qu'international.

Des modèles ont été récemment développés afin d'améliorer la précision des estimations d'abondance, notamment à partir des chroniques d'observation récoltées sur l'ORE DiaPFC (Rivot & Prévost 2002, Parent & Prévost 2003, Rivot *et al.* 2004, Rivot *et al.* 2008, Brun *et al.* 2011). Ces modèles

Rapport final

hiérarchiques développés dans un cadre bayésien (Gelman *et al.* 2004, Congdon 2006, Clark & Gelfand 2006, Royle & Dorazio 2008) facilitent l'intégration de sources de données multiples et associées à différentes échelles (spatiales ou temporelles). Ils permettent également de transférer de l'information entre les années riches en données vers les années pauvres en données. Paradoxalement, à l'heure actuelle, le potentiel de ces nouveaux modèles n'est que très partiellement utilisé pour la production des estimations d'abondance annuelle des juvéniles de saumon (tacon ou smolt) et d'adultes sur les cours d'eau de l'ORE DiaPFC. Des méthodes obsolètes sont encore largement utilisées pour produire les séries d'abondance fournies ensuite au CIEM.

Les objectifs liés à cette fiche action étaient donc de pallier à cette déficience en standardisant et homogénéisant les séries d'abondance récoltées sur tous les petits fleuves côtiers de l'ORE DiaPFC (la Nivelle, l'Oir, le Scorff, la Bresle) et ce, à tous les stades de vie (adulte anadrome, juvénile en eau douce ou tacon, juvénile migrant ou smolt). D'une part ce travail permet de faciliter l'incrémentation annuelle des séries d'abondance de l'ORE DiaPFC et d'autre part, les séries temporelles révisées sont sans équivalent pour l'étude de la dynamique des populations de saumon, en particulier l'analyse des relations stock-recrutement. Il s'agit d'un préalable indispensable dans la perspective d'une refondation du système de régulation de l'exploitation du saumon en France, considérée comme une priorité par l'ONEMA et l'INRA à court terme.

Présentation de l'ORE DiaPFC : sites et données récoltées, modèles utilisés.

L'Observatoire de Recherche en Environnement sur les Poissons Diadromes dans les Petits Fleuves Côtiers (ORE DiaPFC) fait partie des 8 observatoires thématiques intégrés dans le réseau ECOSCOPE. L'objectif d'ECOSCOPE est de mettre en place un pôle de données d'observation pour la recherche sur la biodiversité afin de la documenter, en comprendre l'état et la dynamique ainsi que les mécanismes sous-jacents pour en anticiper le futur. L'ORE DiaPFC a pour mission scientifique le suivi à long terme des populations naturelles de poissons diadromes dans les fleuves côtiers afin de comprendre et prévoir l'évolution de celles-ci face aux changements locaux et globaux. Pour cela, l'ORE DiaPFC combine des dispositifs de suivi à long terme *in natura* et des installations expérimentales pour l'étude des populations de poisson migrateurs amphihalins et de leur environnement. L'observatoire dispose notamment de chroniques de données hydrologiques, physico-chimiques et surtout biologiques, portant sur 3 réseaux hydrographiques de la façade Manche-Atlantique : La Nivelle dans le Pays Basque, le Scorff en Bretagne, l'Oir en Basse-Normandie. Un quatrième fleuve côtier, la Bresle en Haute-Normandie, devrait rejoindre prochainement l'ORE DiaPFC et ses données ont donc été intégrées et analysées dans ce rapport.

1. Descriptions des sites d'études et des suivis réalisés

1.1. La Nivelle

La Nivelle est un petit fleuve côtier de 39 km de long, qui prend sa source en Espagne et se jette dans le Golfe de Gascogne à Saint-Jean-de-Luz (Pyrénées Atlantiques). Son bassin versant est de 238 km².

Ce cours d'eau est équipé de deux passes à poissons pourvues de pièges de contrôle des remontées des adultes qui permettent de suivre les individus par capture-marquage-recapture (CMR, Lebreton *et al.* 1992) : « Uxondoa » en basse Nivelle (depuis 1984), situé 2km en amont de la limite de l'influence des marées, et « Olha » à la transition de la basse et haute Nivelle (depuis 1992). Avant 1992, la partie en amont du barrage d'Olha était inaccessible aux géniteurs. Les individus capturés aux pièges sont anesthésiés afin : (i) d'effectuer des mesures biométriques, comme la longueur fourche, le poids, la longueur du maxillaire supérieur et la distance narine-museau pour permettre un sexage ; (ii) de prélever des écailles pour déterminer ensuite leur âge de mer et de rivière ; (iii) de vérifier s'ils sont déjà porteurs d'une marque. Les saumons sont ensuite marqués (actuellement par PIT tag) et relâchés en amont du piège. Les informations sur les quelques saumons pêchés à la ligne ou retrouvés morts sont également collectées. Lors de la période de reproduction, un comptage des frayères est réalisé sur l'ensemble de la zone colonisée par les adultes : basse Nivelle de 1984 à 1989 ; basse et haute Nivelle à partir de 1990, des géniteurs ayant été relâchés en amont du barrage d'Olha avant que la passe à poisson ne soit installée (voir Brun 2011 pour plus de détails).

La population de juvéniles de saumon atlantique (tacons) est échantillonnée chaque automne (deuxième semaine de septembre) par pêches électriques depuis 1985. Pour cela, la Nivelle a été

Rapport final

divisée en sites homogènes selon 3 types d'habitat plus ou moins favorables à la production de juvéniles (Baglinière & Champigneulle 1982) que sont : les radiers - rapides, les plats courants - plats lents et les profonds (Malavoi & Souchon 2002). La longueur et la largeur de chaque site ont été mesurées afin d'obtenir la surface d'habitat disponible. Depuis le début du suivi, deux méthodes de pêche électrique ont été utilisées (voir Brun *et al.* 2011 pour plus de détails). De 1985 à 2005, les pêches électriques étaient effectuées par enlèvements successifs (Bohlin *et al.* 1989) pouvant aller jusqu'à 4 passages. À partir de 2003, une méthode d'indice d'abondance par capture par unité d'effort (CPUE) est appliquée selon le protocole standardisé de Prévost & Baglinière (1995). Il consiste en une pêche électrique de 5 min, pratiquée uniquement sur les habitats préférentiels des juvéniles : les radiers - rapides. De 2003 à 2005, des sites ont été échantillonnés selon les deux méthodes pour établir la relation de proportionnalité entre cet indice d'abondance et les densités de populations estimées par enlèvements successifs (Prévost & Nihouarn 1999). Tous les tacons capturés lors des opérations de pêche électrique sont mesurés (longueur fourche) et pesés. Les tacons de l'année peuvent être séparés de ceux plus âgés par une simple observation de la distribution des tailles, sauf dans certains cas douteux, où un prélèvement d'écaillés est réalisé pour la détermination de l'âge de rivière.

1.2. Le Scorff

Le Scorff est un fleuve côtier Breton qui se jette dans la rade de Lorient (Morbihan). Il est long de 75 km (dont 10 km d'estuaire) et il draine une surface de bassin versant de 480 km².

Depuis 1994, ce cours d'eau est équipé d'un dispositif de double piégeage au Moulin des Princes (à Pont-Scorff en limite de l'influence des marées) permettant de contrôler aussi bien les remontées des adultes, que la dévalaison des smolts par CMR (voir aussi le paragraphe suivant). Les informations prélevées sur les adultes capturés sont du même type que sur la Nivelle. Une fois relâchés en amont, des informations sont également collectées sur les saumons pêchés à la ligne ou ceux, plus rares, qui sont retrouvés morts. Pendant la reproduction, des captures sont effectuées de nuit à l'épuisette sur différents sites de frai répartis tout au long du cours principal du Scorff, ainsi que sur ses principaux affluents. Celles-ci consistent à capturer vivants les poissons sur les frayères, à les examiner directement pour la détection d'éventuelles marques et à les relâcher sur leur lieu de capture après avoir apposé une contremarque par l'ablation de l'extrémité d'une nageoire pelvienne. Enfin, les éventuels bécards "reconditionnés" (survivant post-reproduction) peuvent être capturés au Moulin des Princes durant les premiers mois de l'année, lors de leur redescente vers la mer (voir Caudal & Prévost 2014 pour plus de détails).

La dévalaison des smolts est suivie depuis 1995 au Moulin des Princes par CMR. Les deux premières années, une partie des smolts capturés et marqués au Moulin des Princes étaient relâchés en amont (soit au Moulin du Leslé, soit au Moulin de Saint-Yves) pour être éventuellement recapturés au Moulin des Princes. En 1997, afin d'améliorer le suivi de la dévalaison des smolts, un autre piège a été installé au Moulin du Leslé, situé environ à 2 km en amont du Moulin des Princes. Ce dispositif est conçu pour capturer uniquement des juvéniles dévalants. Il est amovible et est mis en fonction temporairement pendant la période de migration des smolts vers la mer, du mois de mars au mois de mai (voir Caudal & Prévost 2014 pour plus de détails).

La population de juvéniles de saumon atlantique du Scorff est échantillonnée chaque automne (dernière semaine de septembre) depuis 1993 sur la base d'un ensemble d'une cinquantaine de

Rapport final

stations réparties sur l'ensemble du réseau hydrographique, dont 39 sont situées sur la zone du cours principal colonisée par le saumon. Sur chaque station, des indicateurs d'abondance de type CPUE sont collectés annuellement selon le protocole standardisé de Prévost & Baglinière (1995).

1.3. L'Oir

L'Oir est un affluent de la Sélune, petit fleuve bas-normand se jetant dans la baie du Mont Saint-Michel (Manche). Il est long d'une vingtaine de kilomètres et il draine un bassin versant de 87 km².

Depuis 1983, l'Oir est équipé d'un dispositif de double piégeage au Moulin de Cerisel, situé à 1.5km de la confluence avec la Sélune. De la même manière que sur le Scorff, ce système permet de contrôler aussi bien les remontées d'adultes (depuis 1984), que la dévalaison des smolts (depuis 1986) par CMR (voir aussi le paragraphe suivant). Les données collectées sont du même type que celles des sites précédents. Une fois relâchés en amont, les adultes peuvent être recapturés plus tard dans la saison par pêche électrique. Quelques individus morts peuvent également être retrouvés au cours de l'année. Durant les premiers mois suivant la reproduction, les éventuels bécards "reconditionnés" peuvent être capturés au Moulin de Cerisel lors de leur redescente vers la mer (voir Rivot & Prévost 2002 pour plus de détails). Enfin, depuis 2008 un dénombrement des frayères est effectué en janvier. Le cours principal ainsi que quelques kilomètres d'affluents sont échantillonnés en un seul passage. Toutefois, ces données n'ont pas été considérées par la suite dans la mesure où elles ne sont récoltées que depuis peu d'années et que les années d'échantillonnage 2013 et 2014 ont été fortement perturbées par des épisodes de crues.

La dévalaison des smolts est suivie depuis 1986 au Moulin de Cerisel par CMR. Pour ce faire, une partie des smolts capturés au moulin sont relâchés en amont pour être éventuellement recapturés au Moulin de Cerisel (voir Rivot & Prévost 2002 pour plus de détails). L'effort de marquage et de recapture a varié au cours du temps avec un minimum d'une seule session de marquage (en 1986, 1987 et 1992), un maximum de 22 sessions (en 2003) et une valeur médiane de 8 sessions.

La population de juvéniles de saumon atlantique de l'Oir est échantillonnée chaque automne, généralement fin septembre, depuis 1987. Comme pour la Nivelle, des pêches électriques par enlèvements successifs sont effectuées et, à partir de 1994, des CPUE selon le protocole standardisé de Prévost & Baglinière (1995). Depuis 2009, les tacons sont échantillonnés annuellement grâce à 12 stations CPUE (dont 10 sur l'Oir) et 6 stations par enlèvements successifs (avec un maximum de 3 passages). Le nombre et la localisation des stations sur l'Oir et ses affluents ont grandement variés au cours du temps avec un minimum de 9 stations en 1987, un maximum de 77 stations en 1999 pour une médiane de 40 stations.

1.4. La Bresle

La Bresle est un fleuve côtier haut-normand se jetant dans la Manche au Tréport (Seine Maritime). Il est long de 72km et il draine un bassin versant de 748 km².

Depuis 1984, ce cours d'eau est équipé de deux dispositifs permettant de suivre la population par CMR: un dispositif de double piégeage à Eu, situé à 3km de la Manche, qui permet de contrôler aussi bien les remontées des adultes que la dévalaison des smolts (voir aussi le paragraphe suivant) et un piège au Lieu-Dieu à Beauchamps situé 12 km en amont d'Eu permettant de contrôler les éventuels

Rapport final

bécards "reconditionnés" durant les premiers mois de l'année suivant la reproduction, lors de leur redescende vers la mer. Les informations prélevées sur les adultes capturés sont du même type que sur les sites précédents. A la différence des autres sites, aucune information sur la pêche ou l'observation d'individus morts n'est disponible. Les recaptures d'individus marqués ne sont donc possibles qu'au moment de la redescende des adultes ayant survécu à la saison de reproduction.

Le suivi de la dévalaison des smolts par CMR a réellement débuté en 1993 avec l'installation définitive du piège de capture des smolts dévalants à Eu. Auparavant, de 1982 à 1987, la dévalaison des smolts était uniquement quantifiée grâce aux captures réalisées au seul piège de Beauchamps et de 1988 à 1991, la dévalaison n'a pas du tout été suivie sur la Bresle.

2. États des lieux des modèles utilisés jusqu'à présent

2.1. La Nivelles

Des modèles bayésiens hiérarchiques ont été développés pour estimer l'abondance de la population aux deux stades considérés sur ce site : adulte anadrome et juvéniles en place (Brun 2011, Brun *et al.* 2011).

Le modèle concernant les estimations des effectifs d'adultes anadromes doit être adapté afin : (i) d'estimer conjointement les effectifs en castillons et en saumons âgés de plusieurs hivers de mer en lien avec l'année de dévalaison des smolts ; (ii) de prendre en compte la diminution de la fréquence des observations sur les installations de piégeage depuis 2012. En effet, depuis 2012 l'effort de piégeage est plus faible que les années précédentes.

De même, les séries d'abondance doivent être incrémentées pour les dernières années dans la mesure où la dernière mise à jour date de 2011.

2.2. Le Scorff

Pour les smolts, un modèle d'estimation annuel simple est actuellement utilisé (Caudal & Prévost 2014). Ce modèle doit donc être entièrement repris et inséré dans un cadre bayésien hiérarchique en améliorant notamment les estimations des probabilités de capture au piège.

Pour les tacons, un modèle est à bâtir selon les principes posés par Brun *et al.* (2011) tout en réincorporant les données de calibration entre les indices d'abondance et les densités de population (Prévost & Nihouarn 1999). Par ailleurs, les surfaces d'habitat favorable aux juvéniles sur le Scorff ont été évaluées en 1995 (Claude 1996) et ré-estimées en 2010 (Saget 2011). Ces données doivent également être prises en compte lors de l'estimation de l'abondance annuelle en tacons. De même, certains affluents sont désormais colonisés par le saumon. L'extension de l'aire accessible au saumon sur le bassin doit donc être intégrée dans les estimations des effectifs et des densités en tacon.

Enfin pour les adultes, un modèle original d'estimation annuelle est utilisé (Caudal & Prévost 2014). Il permet de dissocier les estimations des retours d'adultes, des captures par exploitation (pêche à la ligne), de la mortalité naturelle (hors pêche à la ligne entre le retour en eau douce et la reproduction), et de l'échappement (adultes participant à la reproduction). Ce modèle doit être étendu dans un cadre Bayésien hiérarchique pour : (i) tirer parti des transferts d'information possibles entre années, (ii)

Rapport final

estimer de façon conjointe les retours des castillons et des saumons âgés de plusieurs hivers de mer en lien avec l'année de dévalaison des smolts.

2.3. L'Oir

Pour les smolts et les adultes, des modèles hiérarchiques bayésiens ont été développés (Rivot et Prévost 2002) mais ils ne sont pas utilisés à l'heure actuelle. Il s'agit donc de mettre à jour ces modèles en : (i) incorporant l'ensemble des données disponibles à ce jour, (ii) améliorant notamment les estimations des probabilités de capture au piège, (iii) estimant conjointement les retours des castillons et des saumons âgés de plusieurs hivers de mer en lien avec l'année de dévalaison des smolts et dissociant les mâles des femelles.

Pour les tacons, un modèle Bayésien hiérarchique a été développé pour les échantillonnages par enlèvements successifs (Rivot *et al.* 2008). Il s'agit de compléter ce modèle afin d'intégrer les données d'indice d'abondance récoltées par CPUE ainsi que des données par enlèvements successifs qui n'avaient pas été retenues dans la précédente analyse. La calibration entre les indices d'abondance et les densités de population sera établie spécifiquement pour l'Oir à partir des deux types d'échantillonnages qui ont été effectués successivement sur plusieurs stations pendant plusieurs années (méthode similaire à Prévost & Nihouarn (1999)).

2.4. La Bresle

Des modèles bayésiens hiérarchiques ont été développés pour estimer les effectifs annuels d'adultes anadromes et de smolts (Delmotte *et al.* 2010).

Pour l'estimation de l'abondance annuelle des adultes anadromes de saumon atlantique, le modèle utilisé inclut les informations de CMR des adultes anadromes de truite (espèce abondante dans la Bresle). Ce modèle considère également une relation entre le débit observé au mois de juillet (un des mois du pic de montaison des truites de mer) et la probabilité de capture au piège d'Eu. Il s'agit donc de développer un modèle concernant les saumons atlantiques uniquement en : (i) estimant conjointement, tout en les distinguant, les retours des castillons et des saumons âgés de plusieurs hivers de mer en lien avec l'année de dévalaison des smolts, (ii) reconsidérant la relation entre le débit et la probabilité de capture au piège, (iii) intégrant les données des années 2000 et 2001 qui avaient été exclues jusqu'à présent en raison du faible piégeage effectué ces années-là et donc plus généralement en incorporant l'ensemble des données disponibles à ce jour.

Pour l'estimation de l'abondance annuelle des smolts, le modèle utilisé est un modèle hiérarchique simple. En effet, aucune relation entre le débit du mois d'avril (mois du pic de migration des smolts) et la probabilité de capture n'a pu être mise en évidence et l'effet du débit n'a donc pas été considéré par la suite. Il s'agit donc ici : (i) d'intégrer l'ensemble des données disponibles à ce jour et (ii) essayer d'améliorer les estimations des probabilités de capture.

Principes de la modélisation utilisée

1. Les Modèles Bayésiens Hiérarchiques (MBH)

Les modèles hiérarchiques (Wikle 2003 pour une revue) dans un contexte bayésien (Gelman *et al.* 2004, Congdon 2006, Clark & Gelfand 2006, Royle & Dorazio 2008, Parent & Rivot 2013) offrent un cadre d'analyse cohérent et approprié en écologie. Ils permettent de traiter des jeux de données caractérisés par des variables hétérogènes qui sont récoltées sur différentes unités temporelles (récolte de l'information annuellement dans le cadre des chroniques d'observation par exemple) et/ou spatiales (récolte de l'information sur plusieurs sites).

Ce sont des modèles probabilistes structurés en 3 niveaux d'information. Le niveau le plus haut sont les paramètres (parfois aussi appelés hyper-paramètres) qui contrôlent la distribution *a priori* d'un ensemble de variables latentes. Le second niveau est la couche latente qui inclut généralement les variables d'intérêt dont nous voulons obtenir une estimation. Enfin, le niveau d'information le plus bas constitue les grandeurs observables qui dépendent des variables d'intérêts de la couche latente. Dans un contexte d'estimation d'abondance par CMR, la variable d'intérêt est le vecteur d'abondance annuelle de la population de saumon atlantique sur un des sites de l'ORA-Dia PFC. Celui-ci peut être caractérisé par une moyenne et une variance (les hyper-paramètres). L'abondance annuelle est, quant à elle, indirectement observée grâce aux opérations de CMR effectuées au cours de l'année donnée. La répétition annuelle des opérations de CMR, selon un même protocole, permet d'émettre l'hypothèse que ces répétitions ne sont pas totalement indépendantes les unes des autres et qu'un transfert d'information est possible entre les différentes unités (dans cet exemple, les unités temporelles). Les années riches en données aident à informer les années pauvres en données, ce qui peut permettre de réduire l'incertitude autour des estimations pour les années où les données sont moins informatives ou même manquantes. Les modèles hiérarchiques permettent aussi de traiter simultanément plusieurs sources de données renseignant un même processus. Par exemple sur le Scorff, l'abondance des adultes anadromes peut être observée annuellement de façon partielle grâce aux opérations de piégeage, au suivi de l'exploitation par la pêche et aux captures de nuit sur sites de frai.

Dans un cadre bayésien, les paramètres d'un modèle sont considérés comme étant des variables aléatoires auxquelles sont assignées des distributions de probabilité qui reflètent le degré de crédibilité des différentes valeurs. Le choix de ces distributions dites *a priori* permet de moduler le niveau d'intégration des connaissances disponibles dans les analyses statistiques. Une distribution *a priori* non informative permet d'intégrer l'information apportée uniquement par les données alors qu'une distribution *a priori* informative offre la possibilité de transposer des connaissances dans le modèle (connaissance issue d'une autre étude par exemple). L'intégration de l'information apportée par les données se fait ensuite par le calcul de la distribution dite *a posteriori* et qui n'est autre que la distribution conditionnelle (calculée par la formule du théorème de Bayes) aux valeurs prises par les données. Les distributions *a posteriori* décrivent donc de façon complète et explicite l'incertitude autour de l'estimation des paramètres du modèle. Ce cadre d'analyse permet aussi de procéder facilement à des inférences dans la mesure où les différents niveaux d'incertitude sont explicitement

Rapport final

pris en compte. Il est donc possible d'obtenir des distributions *a posteriori* prédictives comme par exemple l'extrapolation de l'abondance locale (sur un site de pêche électrique par exemple) à l'abondance du fleuve côtier dans sa globalité.

En écologie, les données récoltées résultent le plus souvent d'observations indirectes ou incomplètes, éventuellement associées à des erreurs de mesure. Ce type d'incertitude peut être réduit en améliorant les méthodes d'échantillonnage ou d'observation, en collectant par exemple plus de données. À cela, s'ajoutent les erreurs de processus qui reflètent le fait qu'un modèle ne peut représenter la réalité du monde vivant. Il s'agit par exemple des variations (ou stochasticité) liées aux conditions environnementales. La distinction entre ces deux types d'erreurs a longtemps été négligée lors de l'analyse des chroniques d'observations (Chen & Andrew 1998) alors même que cela peut conduire à des estimations erronées et à sous-estimer l'incertitude autour de l'estimation des paramètres (De Valpine & Hastings 2002, Punt 2003). Les MBH permettent de prendre en compte facilement et simultanément ces deux types d'erreurs dans la modélisation notamment lors de l'inférence pour des processus spatio-temporels (Cressie *et al.* 2009).

Un moyen de réduire nos erreurs de mesure ou d'observation dans le modèle est d'inclure des covariables, dont nous supposons qu'elles peuvent être à l'origine d'une part des variations de certains paramètres, afin de réduire la variance résiduelle inexplicée. Dans notre contexte de CMR, il est possible de distinguer des covariables temporelles affectant la capture des individus quelle que soit l'année considérée (c.-à-d. l'observation de l'abondance) et des covariables affectant l'abondance en elle-même. Bien que l'amélioration des estimations avec l'inclusion de covariables temporelles soit reconnue (Kéry & Schaub 2012), les modèles utilisés jusqu'à présent par l'ORE DiaPFC n'en intégraient pas. Un des objectifs de ce travail est également d'améliorer la précision de notre processus d'observation en intégrant l'effet de covariables dans les modèles utilisés.

2. Implémentation des MBH

Les codes commentés des nouveaux MBH qui ont été développés sont disponibles et accessibles sur le Gestionnaire de Documents de l'Unité expérimentale d'écologie et d'écotoxicologie aquatique (U3E) du Département Ecologie des Forêts, Prairies et milieux Aquatiques de l'INRA (https://efpa.rennes.inra.fr/gdo_U3E/consultation/index.php¹). Tous ont été implémentés dans OpenBUGS (version 3.2.3 rev 1012, Lunn *et al.* 2009) qui utilisent l'échantillonneur de Gibbs comme méthode de Monte-Carlo par Chaînes de Markov (MCMC). Cette méthode de simulation permet de tirer des échantillons dans des distributions de probabilités. Lorsque les chaînes ont convergé, l'échantillon généré représente un échantillon aléatoire de la distribution *a posteriori*. Cet échantillon est alors utilisé pour calculer des statistiques élémentaires décrivant cette distribution comme la moyenne, l'écart-type mais surtout pour quantifier l'incertitude autour de cette estimation en utilisant les quantiles à 2.5 et 97.5% par exemple. Ceci permet de définir l'intervalle de crédibilité à 95% du paramètre estimé (BCI 95%) et sa largeur résume l'incertitude.

¹ Contacter Etienne Prévost (eprevost@st-pee.inra.fr) et Frédéric Marchand (frederic.marchand@rennes.inra.fr) pour toute demande d'accès.

Rapport final

Chaque MBH développé dans ce travail a été implémenté avec 3 chaînes de Markov. La convergence des chaînes a été évaluée de façon visuelle (examen des séries de valeurs échantillonnées et des densités de probabilités des paramètres *a posteriori*) et de façon quantitative en utilisant la statistique de Gelman-Rubin (Gelman *et al.* 2004). Celle-ci mesure la variance intra-chaîne et inter-chaîne et la convergence est généralement atteinte lorsqu'elle est inférieure à 1.1. Afin d'éviter de rencontrer des problèmes de mémoire de stockage des distributions *a posteriori* des paramètres d'intérêt et pour limiter l'autocorrélation entre les différentes valeurs échantillonnées, les valeurs des distributions *a posteriori* ont été gardées uniquement toutes les $x^{\text{ième}}$ itérations. Cette valeur x dépendant du modèle considéré.

Sauf indication contraire, les box plots présentés dans ce travail représentent la valeur de la moyenne associée aux 1^{ier} et 3^{ième} quartiles, et la longueur des moustaches représente l'intervalle de crédibilité à 95% du paramètre estimé.

Séries chronologiques d'abondance des adultes anadromes

1. Traits communs de la modélisation

Le principe général de l'analyse est le même quel que soit le site d'étude (Figure 1). Chaque année, un nombre N d'adultes anadromes migre dans la rivière, adultes qui sont soit des castillons (N_{1HM}), soit des saumons âgés de plusieurs hivers de mer (N_{PHM}) et ce, en une certaine proportion. Une partie de ces individus (C_{1HM} et C_{PHM}) est capturée au piège situé le plus à l'aval avec une probabilité qui peut être différente selon la classe d'âge de mer (pc_{1HM} et pc_{PHM}). Certains individus capturés sont marqués (Cm_{1HM} et Cm_{PHM}) et d'autres relâchés sans marquage (Cum_{1HM} , Cum_{PHM}). Plus tard au cours de la saison, les adultes anadromes peuvent être capturés à nouveau avec une probabilité différente selon la classe d'âge de mer (pr_{1HM} , pr_{PHM}). Lors de ce second évènement de capture (appelé par convention une recapture), certains individus sont porteurs d'une marque ($Cm_{1HM,R}$, $Cm_{PHM,R}$) et d'autres non ($Cum_{1HM,R}$, $Cum_{PHM,R}$). Dans ce cas simple, nous considérons que les probabilités de recapture sont les mêmes pour les individus marqués et non marqués mais il est également possible de considérer une probabilité différente selon la classe d'âge de mer et selon le fait que l'adulte anadrome soit marqué ou non.

Pour estimer simultanément une abondance locale et des probabilités de détection (ici les probabilités de capture) nous utiliserons des modèles N-mixture (ou binomial mixture ; Royle 2004). De plus, nous avons considéré que l'abondance annuelle par classe d'âge de mer, a , ($N_{t,a}$) était issue d'une loi Gamma-Poisson ou négative Binomiale. Cette loi permet d'inclure un paramètre de variance supplémentaire par rapport à l'utilisation de la loi de Poisson et permet de refléter les fortes variations d'effectifs généralement observés dans les populations naturelles de poissons.

$$N_{t,a} \sim \text{Poisson}(\lambda_{t,a})$$

La moyenne de l'abondance annuelle par classe d'âge de mer ($\lambda_{t,a}$) est le produit de la moyenne de l'abondance annuelle (λ_{n_t}) par la proportion correspondante en castillons ou saumons de printemps exprimée selon l'année de dévalaison des smolts (une cohorte de smolt donnera une proportion $Prop_{t,1}$ de castillons une année t et une proportion $Prop_{t,2}$ de saumons de printemps l'année $t+1$) :

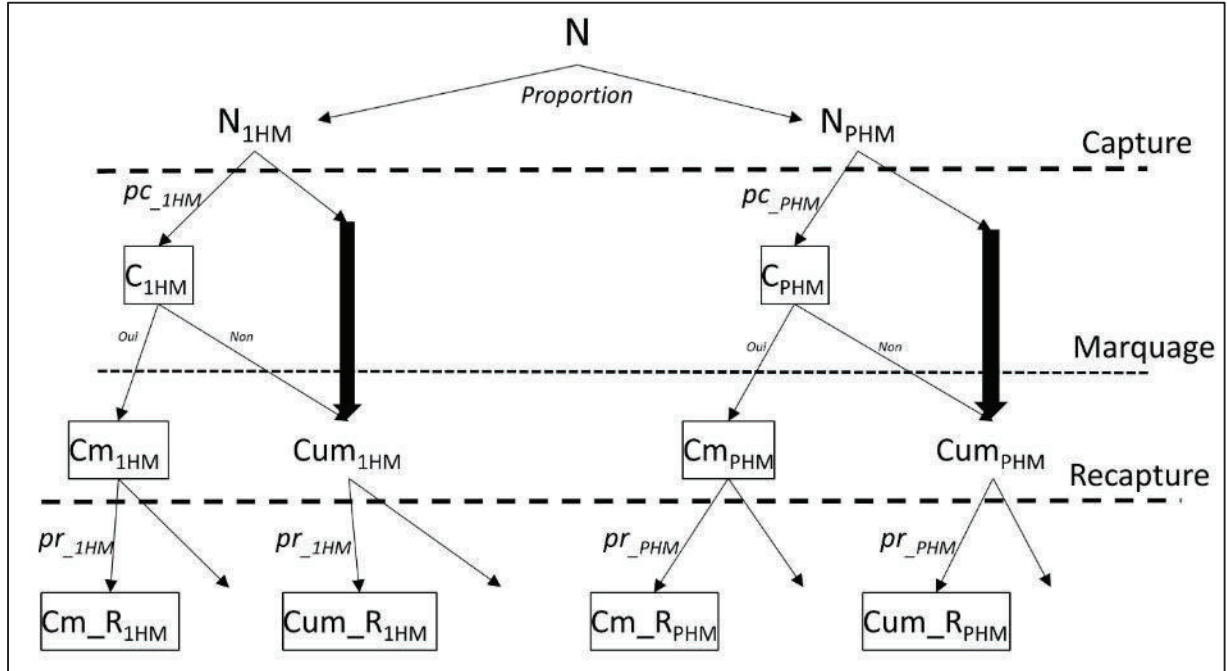
$$\lambda_{t,1} = \lambda_{n_t} \times Prop_{t,1} \text{ pour les castillons et } \lambda_{t+1,2} = \lambda_{n_t} \times Prop_{t,2} \text{ pour les saumons de printemps}$$

$$\text{et } \lambda_{n_t} \sim \text{Gamma}(s_\lambda, r_\lambda) \text{ avec } s_\lambda \sim \text{Gamma}(0.005, 0.005) \text{ comme paramètre de forme et } r_\lambda \sim \text{Gamma}(0.005, 0.005) \text{ comme paramètre d'intensité.}$$

Figure 1 : Représentation schématique de la CMR pour les adultes anadromes selon leur âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer).

Abréviations utilisées : *pc* pour la probabilité de capture, *pr* pour la probabilité de recapture, *C* pour capturés, *m* pour marqués, *um* pour non-marqués.

Les paramètres encadrés représentent les données récoltées sur le terrain. Les autres paramètres étant ceux dont nous voulons une estimation.



Pour déterminer la proportion annuelle en castillons et saumons de printemps ($Prop_{t,a}$), nous avons utilisé une distribution de Dirichlet qui est une généralisation de la loi Béta à plus de deux catégories (Gelman *et al.* 2004). Celle-ci permet donc d'estimer la proportion de chaque groupe (deux dans cet exemple) en contraignant à ce que leur somme soit égale à un :

$$Prop_{t,a} \sim Dirichlet(g_a) \text{ avec } g_a \sim Exp(0.25)T(0.02)$$

Les processus de capture et de recapture (c.-à-d. les processus d'observations) ont été modélisés comme des distributions binomiales emboîtées. Le nombre d'individus capturés au piège annuellement par classe d'âge de mer, a , ($C_{t,a}$, $Cm_{R,t,a}$ et $Cum_{R,t,a}$) résulte d'une distribution binomiale avec une probabilité de succès égale à la probabilité de capture ($pc_{t,a}$) ou recapture ($pr_{t,a}$) annuelle par classe d'âge de mer. Cette probabilité de capture est fonction des covariables « débit » qui sont standardisées sur la période sélectionnée ($stdQ1_{t,a}$ et $stdQ2_{t,a}$, voir le paragraphe suivant pour les détails quant à la sélection de ces covariables).

Capture : $C_{t,a} | N_{t,a} \sim Binomial(N_{t,a}, pc_{t,a})$ avec

$$\text{logit}(pc)_{t,a} = \alpha 0_a + \alpha 1_a \times stdQ1_{t,a} + \alpha 2_a \times stdQ2_{t,a} + \varepsilon_{pc_a}$$

$$\text{et } \alpha 0_a \sim Uniform(-10,10), \alpha 1_a \sim Uniform(-10,10), \alpha 2_a \sim Uniform(-10,10),$$

$$\varepsilon_{pc_a} \sim Normal(0, \sigma_{pc_a}^2) \text{ avec } \sigma_{pc_a} \sim Uniform(0,20)$$

Rapport final

Recapture : $Cm_{R_{t,a}} \mid C_{t,a} \mid N_{t,a} \sim \text{Binomial}(Cm_{t,a}, pr_{t,a})$ où $Cm_{t,a}$ représente les individus marqués disponibles à la recapture et

$Cum_{R_{t,a}} \mid C_{t,a} \mid N_{t,a} \sim \text{Binomial}(Cum_{t,a}, pr_{t,a})$ où $Cum_{t,a} = N_{t,a} - Cm_{t,a}$ et représente les individus non marqués disponibles pour la recapture

où $\text{logit}(pr)_{t,a} = \mu_{pr_a} + \varepsilon_{pr_a}$ et $\text{logit}^{-1}(\mu_{pr_a}) \sim \text{Beta}(1,1)$, $\varepsilon_{pr_a} \sim \text{Normal}(0, \sigma_{pr_a}^2)$ avec $\sigma_{pr_a} \sim \text{Uniform}(0,20)$

Pour intégrer l'effet du débit comme covariable temporelle dans la probabilité de capture au piège, nous avons pris en compte le rythme de migration au piège selon la classe d'âge de mer. A partir de celui-ci, nous avons déterminé, pour chaque âge de mer et pour chaque site, une fenêtre temporelle préférentielle de migration (Tableau 1). Cette fenêtre est suffisamment large (deux mois au minimum) pour prendre en compte les fluctuations annuelles. Le Scorff et la Bresle présentent également un pic secondaire de migration à l'automne. L'effet du débit automnal pour ces deux sites a donc aussi été considéré pour expliquer une partie des variations des probabilités de capture au piège. Toutefois, cette fois-ci la fenêtre temporelle sélectionnée est la même quel que soit la classe d'âge de mer (Tableau 1). Le débit moyen annuel sur chaque période a ensuite été calculé en utilisant les données de débit journalier de la Banque HYDRO² (Tableau 2) sur les stations de mesures les plus proches des sites de l'ORE DiaPFC (Scorff : station de Pont Kerlo à Plouay, DREAL Bretagne ; Nivelle : station du Pont de Cherchebruit, DDEA64 ; Oir : station de Ducey, DREAL Basse-Normandie ; Bresle : station de Ponts-et-Marais, DREAL Haute-Normandie). Ce débit moyen annuel est par la suite log transformé et standardisé (centré-réduit) dans le modèle afin d'éviter des problèmes de convergence avec OpenBUGS (Kéry 2010, p147-149).

Tableau 1 : Fenêtres temporelles sélectionnées correspondant aux périodes de migration des adultes anadromes selon leurs classes d'âge de mer (castillons ou plusieurs hivers de mer, PHM) et selon le site d'étude.

Aucun second pic de migration n'est observé sur la Nivelle et sur l'Oir (NA).

	Nivelle	Scorff	Oir	Bresle
Castillons PHM	1 ^{er} juin - 31 juillet 15 avril - 15 juin	15 juin - 15 août 1 ^{er} avril - 31 mai	15 octobre - 31 décembre	15 juin - 31 août 15 avril - 30 juin
Pic automnal	NA	1 ^{er} octobre - 30 novembre	NA	1 ^{er} octobre - 30 novembre

² Accessible à l'adresse suivante : <http://www.hydro.eaufrance.fr/> [consulté le 16 octobre 2015]

Rapport final

Tableau 2 : Débit moyen calculé selon les fenêtres temporelles sélectionnées sur chaque site (Tableau 1) et selon la classe d'âge de mer (castillons, 1HM ou plusieurs hivers de mer, PHM).

Ce débit moyen est log transformé et standardisé pour être utilisé comme covariable temporelle pour expliquer les fluctuations de la probabilité de capture aux pièges. Pour le site de la Bresle et de l'Oir, la dernière année prise en compte dans la modélisation est l'année 2013 (NI : non inclus).

Les données de débit du site de la Nivelle ne sont pas présentées car cette covariable temporelle n'a finalement pas été retenue dans la modélisation finale (effet du débit non significatif sur la probabilité de capture). Il en est de même pour les valeurs de débit automnal sur le Scorff.

Les données marquées d'une étoile sur le site de l'Oir ne sont pas issues des données de la station de Ducey dans la mesure où elles n'étaient pas disponibles. Pour plus de détails quant à la méthode de calcul du débit pour la période considérée, se référer à l'Annexe 1.

	Scorff (m ³ /s)		Bresle (m ³ /s)			Oir (m ³ /s)
	1HM	PHM	1HM	PHM	Pic automnal	
1984			5.85829	6.92227	6.46629	0.20930*
1985			6.44961	7.80948	5.32631	0.16440*
1986			5.68619	7.14198	5.40180	1.41762
1987			7.05350	8.18086	8.41090	1.03383
1988			7.27622	9.88653	5.94366	0.57937
1989			6.09725	7.68706	4.92998	0.23697
1990			4.43132	5.44497	4.39932	0.35190
1991			4.83354	5.48296	4.50977	0.61521
1992			4.83453	5.18258	6.26053	1.72976
1993			5.33822	6.11554	6.03720	1.38403
1994	2.44194	7.82823	7.65069	10.34417	6.16809	1.43613
1995	1.21284	4.12274	6.54582	9.48965	5.03814	0.31162
1996	1.22348	3.92435	3.91842	4.36074	4.07344	0.38072
1997	1.18398	3.23790	4.11933	4.63326	4.33988	0.31459
1998	2.01719	6.63452	4.83993	5.27682	6.52310	1.96835
1999	1.95419	8.14371	6.07481	8.03413	5.20628	1.46658
2000	2.53710	7.47919	7.92128	9.98831	9.59656	4.21397
2001	1.83855	8.89161	9.63821	13.54377	8.61590	0.70771
2002	1.90081	3.72242	7.82115	10.15065	7.45590	1.58821
2003	0.84810	2.45258	6.27615	7.72571	5.32475	0.38056
2004	1.51176	3.76855	5.35449	5.40169	4.62180	0.90618
2005	0.90477	2.89468	4.99821	5.23195	4.77049	0.84108
2006	0.97626	6.48226	5.11295	5.46000	4.76180	1.11855
2007	4.07758	4.08694	6.13000	6.14455	5.71459	1.15265
2008	2.14677	4.82774	7.71436	9.16260	7.37787	1.42599
2009	1.46758	3.80710	5.77282	6.83221	5.54459	1.19684
2010	0.94645	5.22887	5.72487	7.06597	5.96213	0.74443*
2011	0.85418	2.32661	4.70705	5.03935	4.41492	1.02953
2012	3.44016	7.19710	6.50833	7.24117	7.02574	1.68858
2013	1.66977	6.92855	7.00500	8.45143	8.21000	1.07772
2014	1.69889	4.91790	NI	NI	NI	NI

2. Site de la Bresle

2.1. Spécificités et données utilisées

L'âge de mer des adultes anadromes capturés aux pièges a été attribué par Françoise Fournel (ONEMA DAST, Eu) selon leur taille et leur date de capture au piège. Pour les individus "douteux", le modèle a été appliqué une première fois en les incluant dans la classe d'âge de mer des castillons (1HM) puis une deuxième fois en les incluant dans la classe d'âge de mer des plusieurs hivers de mer (PHM) afin de déterminer si ces "erreurs" de classement avaient une forte incidence sur les résultats. Ces quelques individus considérés comme douteux n'ayant pas d'influence, les attributions considérées comme les plus plausibles ont été considérées par la suite (Tableau 3).

Le piège d'Eu a eu de gros problèmes de fonctionnement en 2000 et 2001. Nous considérons donc que la probabilité de capture est diminuée d'une certaine proportion ces années-là. Cette décote par classe d'âge, a , (pEu_a) est un paramètre libre pouvant varier entre 0 et 1.

$$pEu_{2000_a} \sim Beta(1,1) \text{ et } pEu_{2001_a} \sim Beta(1,1)$$

Le piège de Beauchamps n'ayant pas fonctionné certaines années (1989, 1993, 2000 et 2001), la probabilité de recapture est donc nulle ces années-là et elles n'ont pas été incluses dans la hiérarchie.

2.2. Résultats

Processus d'observation : probabilités de capture, effet du débit

L'effet du débit pendant le premier pic de migration est négatif sur la probabilité de capture à Eu et ce, quelle que soit la classe d'âge de mer : pente de -0.833 [-1.57 ; -0.1075] pour les 1HM ($p(\text{pente} < 0) = 0.987$) et de -0.861 [-1.498 ; -0.261] pour les PHM ($p(\text{pente} < 0) = 0.996$) en échelle logit. Cet effet est plus marqué pour les PHM qui remontent dans la rivière à une période où les débits sont plus forts et plus variables (Tableau 2). L'effet du débit automnal est, au contraire, positif sur la probabilité de capture à Eu : pente moyenne de 0.573 [-0.138 ; 1.284] pour les 1HM ($p(\text{pente} \geq 0) = 0.946$) et de 0.4255 [-0.151 ; 1.018] pour les PHM ($p(\text{pente} \geq 0) = 0.931$) en échelle logit. L'inclusion de ces deux covariables de débit permet d'expliquer 31.8% (BCI 95% : [-0.027 ; 0.687]) de la variance des probabilités de capture pour les 1HM et 73.8% (BCI95% : [0.194 ; 0.999]) de la variance pour les PHM. L'examen des résidus standardisés des probabilités de capture par classe d'âge ne permet pas de mettre en évidence d'inadéquation flagrante entre les données de débit et l'efficacité des pièges (Annexe 2). Il est difficile d'expliquer l'effet positif du débit automnal dans la probabilité de capture. Il est possible que cela soit révélateur d'une spatialisation de la migration avec une remontée des 1HM et des PHM en amont d'Eu qui serait favorisée en automne avec des débits plus élevés et donc une proportion de poissons marqués plus forte ou d'une meilleure survie des saumons marqués lorsque le débit automnal est plus élevé.

Rapport final

Tableau 3 : Effectifs d'adultes anadromes capturés aux pièges d'Eu et de Beauchamps par classe d'âge de mer (castillons, 1HM ou plusieurs hivers de mer, PHM) utilisés pour les estimations.

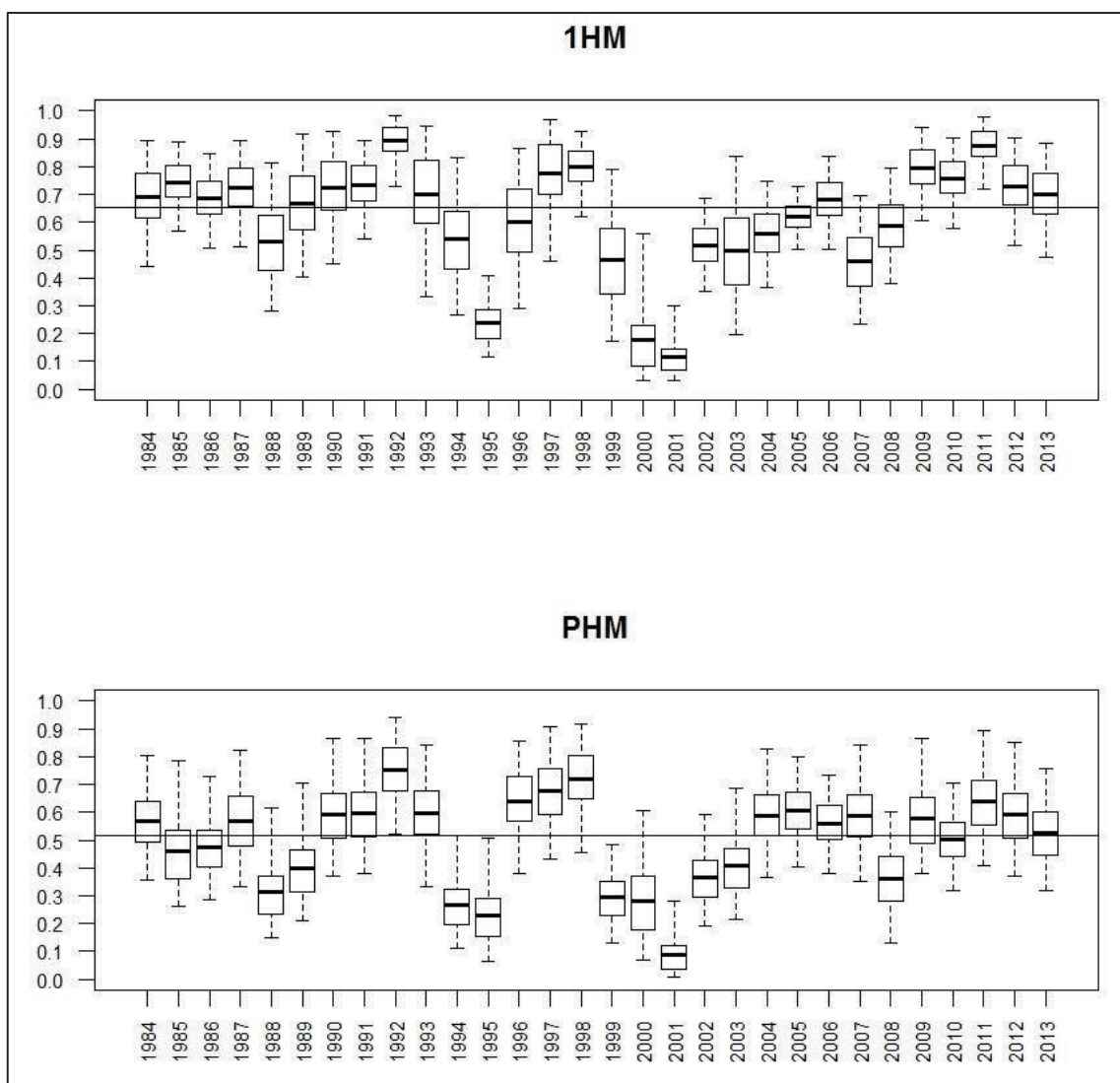
Le piège d'Eu en 2000 et 2001 (en gras dans le tableau) n'a que très peu fonctionné. Il a donc été considéré que son efficacité, ces années-là, était réduite (voir texte pour plus de détails). Le piège de Beauchamps n'a pas du tout fonctionné quatre ans.

	Piège d'Eu				Piège de Beauchamps			
	Capturés au piège		Marqués et relâchés		Capturés marqués		Capturés non marqués	
	1HM	PHM	1HM	PHM	1HM	PHM	1HM	PHM
1984	43	26	43	25	6	0	2	1
1985	78	19	78	19	20	1	4	0
1986	119	19	119	19	9	1	5	1
1987	98	25	97	25	6	3	3	1
1988	53	12	53	12	0	1	1	0
1989	121	20	121	20				
1990	50	33	50	33	2	0	1	0
1991	118	19	118	18	7	0	3	0
1992	123	35	122	35	5	2	0	0
1993	33	16	33	16				
1994	26	5	26	5	1	0	1	1
1995	23	1	23	1	2	1	15	0
1996	18	16	18	16	3	3	3	2
1997	24	10	24	10	1	0	0	0
1998	177	10	177	10	8	2	4	1
1999	12	13	12	13	1	0	1	5
2000	7	4	7	4				
2001	8	1	8	1				
2002	56	13	56	13	13	5	12	4
2003	13	10	13	10	0	1	0	0
2004	45	9	45	9	11	2	7	1
2005	159	30	158	30	37	2	24	3
2006	73	66	73	66	13	3	6	6
2007	31	13	31	13	1	0	5	0
2008	78	3	78	3	5	0	4	1
2009	71	34	69	34	12	4	1	0
2010	105	24	105	24	10	2	3	3
2011	123	24	123	24	15	1	0	0
2012	97	24	97	24	7	1	2	0
2013	93	42	93	42	5	0	3	3

Rapport final

Figure 2 : Box plots des probabilités de capture à Eu pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1984.

La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle en n'incluant que les années de fonctionnement normal du piège (les années 2000 et 2001 sont exclues).

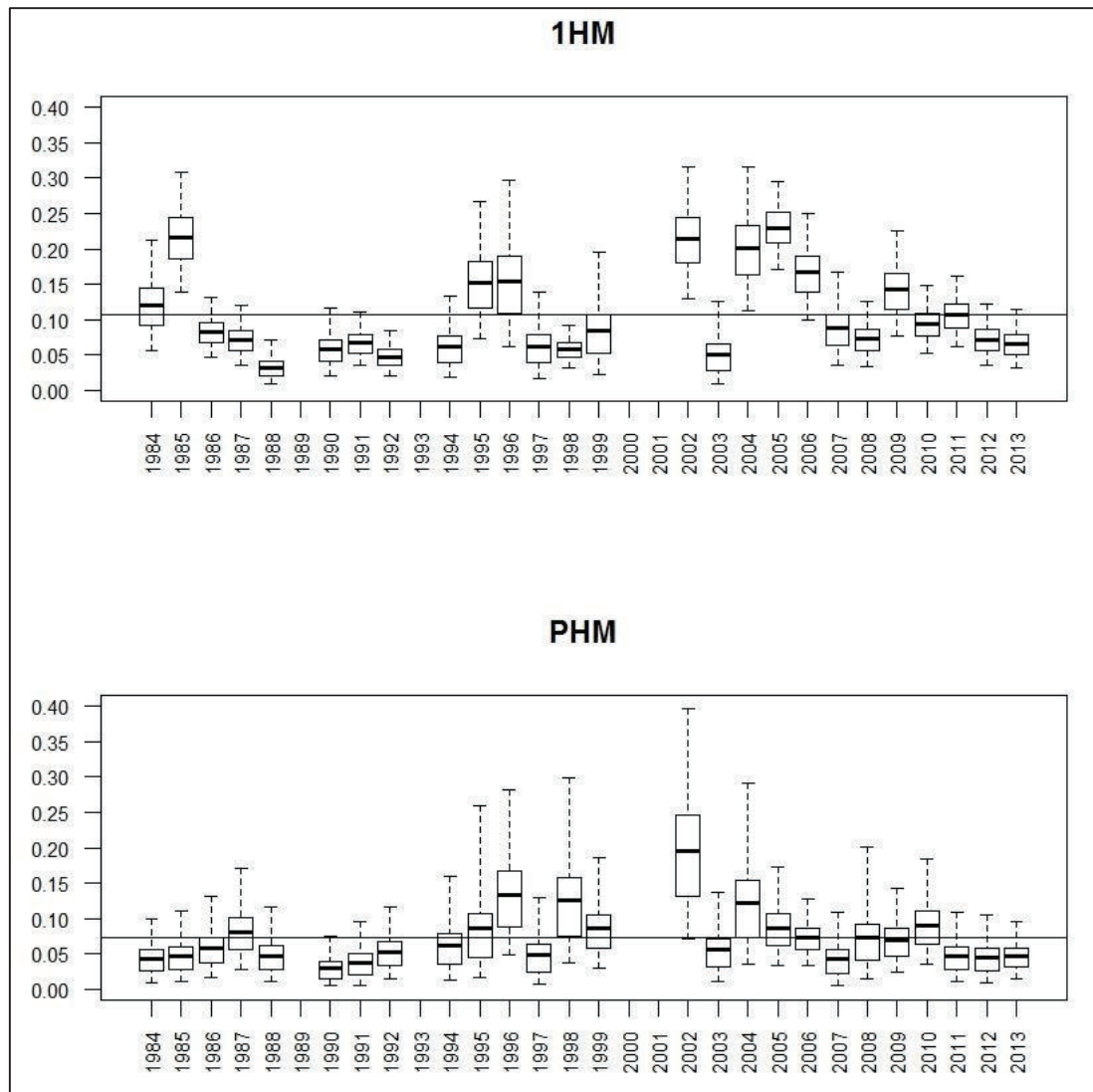


La probabilité de capture moyenne est estimée à 0.67 (BCI95% : [0.57 ; 0.76]) pour les 1HM et à 0.51 (BCI95% : [0.38 ; 0.65]) pour les PHM (Figure 2). En 2000 et 2001, les probabilités de capture sont fortement réduites : 0.18 (BCI95% : [0.03 ; 0.56]) pour les 1HM et 0.28 (BCI95% : [0.07 ; 0.61]) pour les PHM en 2000 ; 0.115 (BCI95% : [0.03 ; 0.30]) pour les 1HM et 0.09 (BCI95% : [0.01 ; 0.28]) pour l'année 2001.

La probabilité de recapture moyenne pour le piège de Beauchamps est estimée à 0.09 (BCI95% : [0.06 ; 0.12]) pour les 1HM et 0.06 (BCI95% : [0.03 ; 0.09]) pour les PHM (Figure 3). Les plus faibles probabilités de recapture sont observées en 1988 pour les 1HM (0.03, BCI95% : [0.01 ; 0.07]) et en 1989 pour les PHM (0.03, BCI95% : [0.004 ; 0.07]). Les plus fortes sont observées en 2005 pour les 1HM (0.23, BCI95% : [0.17 ; 0.3]) et en 2002 pour les PHM (0.2, BCI95% : [0.07 ; 0.4]).

Figure 3 : Box plots des probabilités de recapture à Beauchamps pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1984.

La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.

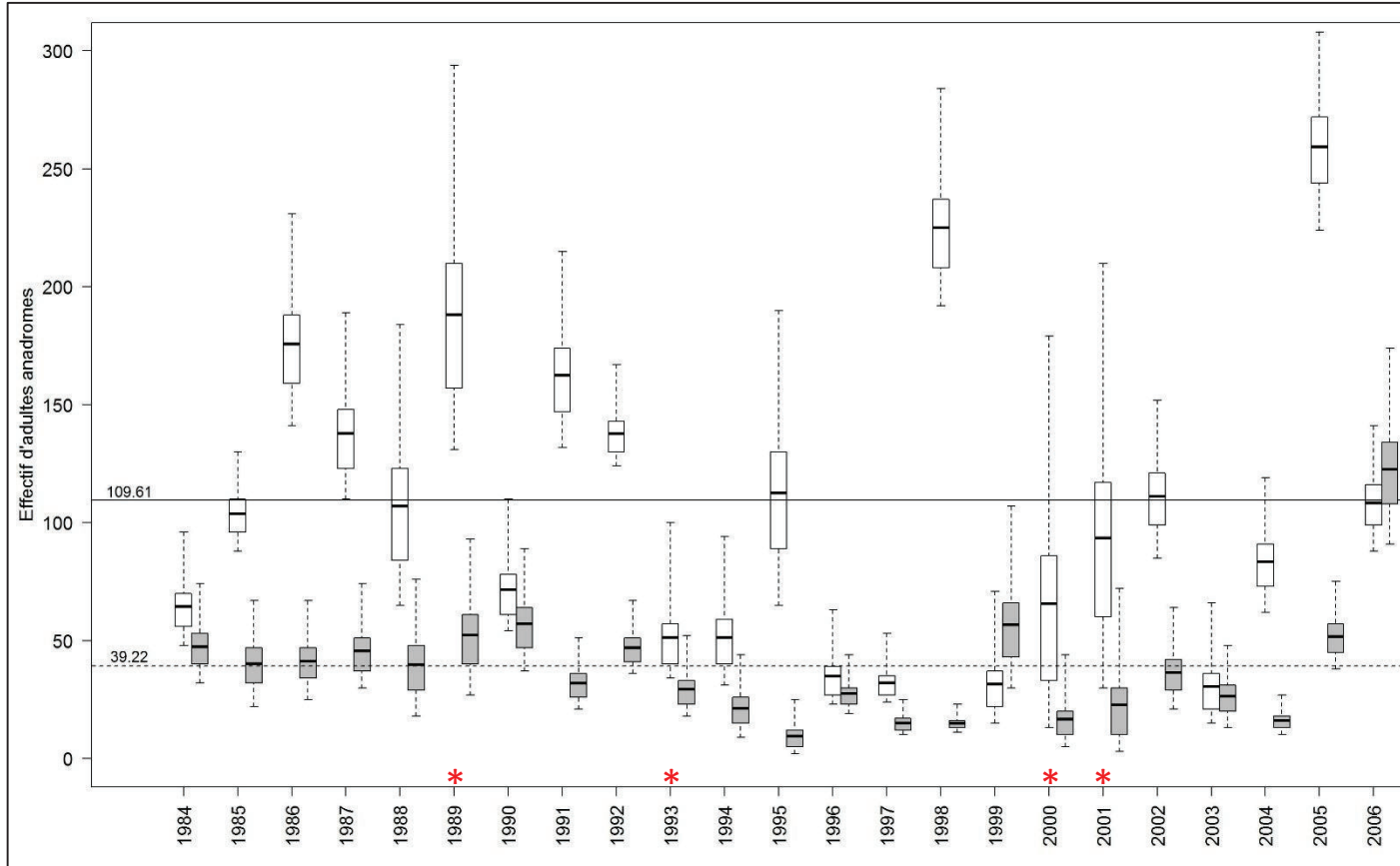


Reconstitution de la série chronologique d'abondance

Les effectifs entrants d'adultes anadromes ont beaucoup fluctué depuis le début du suivi (Figure 4 ; Annexe 3). D'une manière générale, les 1HM sont plus nombreux que les PHM avec une moyenne observée depuis le début du suivi de 109.61 vs. 39.22 pour les PHM (rapport de 2.8). Les plus faibles effectifs sont observés en 2003 pour les 1HM (30.47, BCI95% : [15 ; 66]) et en 1995 pour les PHM (9.45, BCI95% : [2 ; 25]). Les plus forts effectifs sont observés en 2005 pour les 1HM (259.3, BCI95% : [224 ; 308]) et en 2006 pour les PHM (122.7, BCI95% : [91 ; 174]). Aucune tendance à l'augmentation ou à la diminution de la population ne se dégage.

Figure 4 : Box plots des estimations annuelles des effectifs d'adultes anadromes entrant dans la Bresle depuis 1984 (1HM et plusieurs hivers de mer, PHM).

Les box plots transparents représentent les 1HM alors que les box plots gris représentent les PHM. La ligne continue représente la médiane temporelle pour les 1HM alors que la ligne en pointillée représente la moyenne observée pour les PHM. Les étoiles indiquent les années où le dispositif de mesure de Beauchamps n'a pas du tout fonctionné.



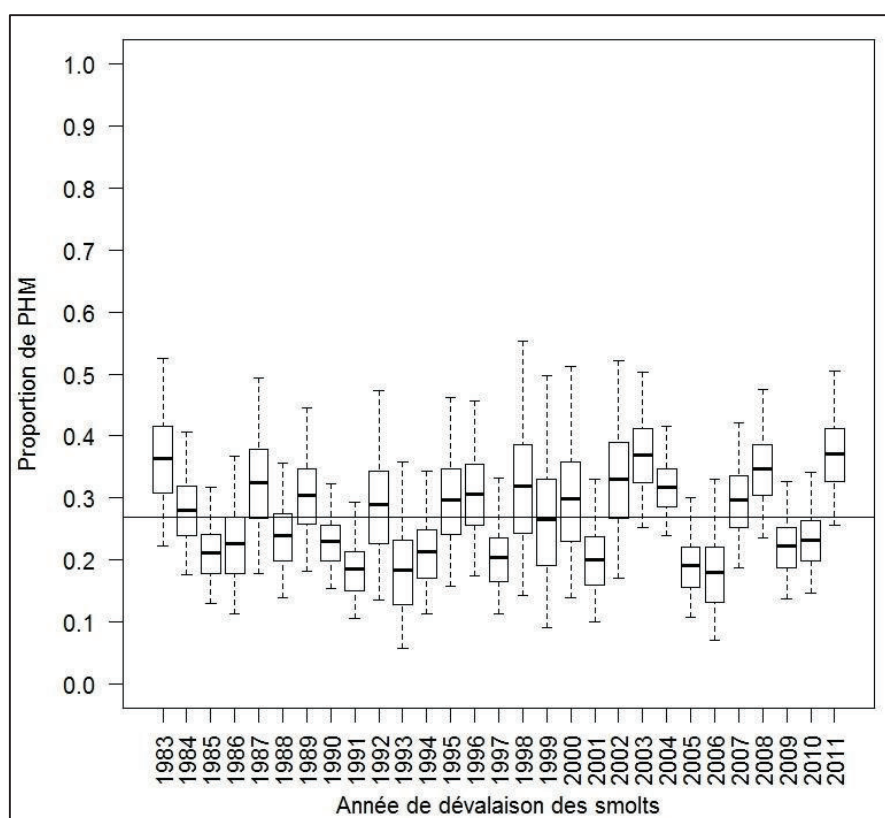
Rapport final

L'utilisation d'un MBH nous permet d'obtenir une estimation des effectifs pour les années 2000 et 2001 alors que le piège d'Eu avait très peu fonctionné et que le piège de Beauchamps était fermé pendant toute l'année. L'incertitude associée est grande mais, à la différence du modèle utilisé précédemment (Delmotte *et al.* 2010), une estimation est obtenue pour ces années-là.

Le modèle permet aussi de reconstituer la proportion en PHM par année de dévalaison des smolts (Figure 5). Aucune tendance temporelle particulière n'est mise en évidence et la proportion moyenne de PHM est estimée à 0.27 (BCI95% : [0.21 ; 0.34]).

Figure 5 : Proportion de PHM par année de dévalaison des smolts sur la Bresle.

La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.



3. Site de la Nivelle

3.1. Spécificités et données utilisées

Le modèle de la Nivelle est un modèle spatialisé où 4 zones sont distinguées : une zone entre la limite de balancement des marées et le piège d’Uxondoa (Basse-Nivelle 1), une zone entre le piège d’Uxondoa et le piège d’Olha (Basse-Nivelle 2), une zone entre le piège d’Olha et le barrage d’Urrutienea (Haute-Nivelle) et une zone sur le Lurgorrieta de sa confluence avec la Nivelle jusqu’au barrage d’Arrieta. Ce modèle estime donc des probabilités de transition entre les zones au cours de la saison (probabilité de migrer en amont) en plus des probabilités de capture aux pièges. Un comptage des frayères se déroulant en hiver sur les différentes zones, il est possible d’estimer un nombre de frayère par femelle et par zone géographique ainsi que la dépose d’œufs correspondante par classe d’âge de mer. Ce modèle estime également les effectifs par sexe en plus des classes d’âge de mer. Il ne sera détaillé ici que les modifications apportées au modèle élaboré et décrit par Brun (2011).

Une erreur de modélisation a été corrigée. Lors du calcul du nombre d’œufs produits, la fécondité par classe d’âge de mer était appliquée aussi bien sur les mâles que les femelles. La fécondité considérée est de 4500 œufs par femelle âgée d’un hiver de mer et de 7200 œufs par femelle âgée de plusieurs hivers de mer.

La proportion en sexe et classe d’âge de mer a été regroupée dans une hiérarchie selon le principe exposé auparavant (voir p. 23) afin d’estimer les effectifs par catégories.

Le débit moyen pendant le pic de migration (voir [Tableau 1](#)) n’explique pas les variations des probabilités de capture à Uxondoa. Il n’a donc pas été inclus dans le modèle final.

Depuis 2012, l’effort de capture est diminué aux deux pièges. Afin de prendre en compte cette diminution, nous considérons le nombre de nuits de piégeage effectuées annuellement ([Tableau 4](#)) et utilisons le ratio du nombre de nuits de capture annuel et la moyenne du nombre de nuits de piégeage qui a été réalisé depuis le début du suivi (302 jours pour Uxondoa et 294 jours pour Olha). Pour le piège d’Uxondoa, cette moyenne est calculée pour la période 1984-2011 et pour le piège d’Olha sur la période 1994-2011 sans l’année 2000, le piège ayant très peu fonctionné cette année-là ([Tableau 4](#)). Les deux premières années de piégeage à Olha (1992 et 1993) ne sont également pas incluses dans ce calcul car les dates exactes d’ouverture de la passe à poisson ne sont pas connues.

Tableau 4 : Nombre de nuits de piégeage effectuées aux pièges d’Uxondoa et d’Olha depuis 2012.

La moyenne indiquée est calculée pour la période pendant laquelle le piégeage était effectué plus longtemps : entre 1984 et 2011 pour le piège d’Uxondoa ; entre 1994 et 2011 sans l’année 2000 pour le piège d’Olha.

Nombre de nuits de piégeage	Uxondoa	Olha
Moyenne sur la série	302	294
2000	 	9
2012	233	249
2013	262	262
2014	251	251

Rapport final

Pour le piège d'Uxondoa, ce ratio est considéré comme une décote (eff_{Ux_t}) de la probabilité de capture moyenne par catégories a de sexe et d'âge de mer (μ_{pUx_a}).

$$pUx_{dim_{t,a}} = \mu_{pUx_a} * eff_{Ux_t} \text{ où } \mu_{pUx_a} \sim Beta(1,1)$$

$$logit(pUx)_{t,a} = logit(pUx_{dim})_{t,a} + \varepsilon_{pUx_a} \text{ où } \varepsilon_{pUx_a} \sim Normal(0, \sigma_{pUx_a}^2) \text{ avec } \\ \sigma_{pUx_a} \sim Uniform(0.01,10)$$

Pour le piège d'Olha, la modélisation est différente. En effet, avant 2012, le piégeage était total ce qui signifiait que le nombre exact d'adultes par sexe et classes d'âge de mer migrant en amont d'Olha était connu chaque année et correspondait aux individus capturés au piège d'Olha (somme de $nm_{2_{t,a}}$ et $num_{2_{t,a}}$) : lorsque la passe à poisson était ouverte, le piège était en fonctionnement (probabilité de capture égale à un). Depuis 2012 (et l'année 2000 pendant laquelle le piège a très peu fonctionné), la passe à poisson est en libre circulation toute l'année mais le piège n'est pas toujours en fonctionnement. Le nombre d'individus migrant en amont d'Olha ($nm_{2_{t,a}}$ et $num_{2_{t,a}}$) est désormais une variable latente du modèle qui doit être estimé et le nombre d'adultes capturés à Olha ($Cm_{Ol_{t,a}}$ et $Cum_{Ol_{t,a}}$) est désormais une observation de cette variable latente avec une probabilité égale à l'effort de capture (eff_{Ol_t}). L'échappement (nombre d'adultes participant à la reproduction) pour la zone de la Haute-Nivelle est désormais la somme du nombre d'adultes marqués et non-marqués ayant migré en amont d'Olha et le bilan net par sexe et âge de mer des adultes qui ont été retirés de la population à fin d'expérimentation et des adultes qui sont relâchés en amont d'Olha une fois les expérimentations finies (cas de l'année 2000 où 7 mâles 1HM et 5 femelles 1HM ont été relâchés en amont d'Olha).

Avant 2012 : $nm_{2_{t,a}} \sim Binomial(Cm_{Ux_{t,a}}, p_{n12_{t,a}})$ où :

$nm_{2_{t,a}}$ est le nombre d'adultes marqués capturés à Olha et migrant en amont,

$Cm_{Ux_{t,a}}$ est le nombre d'individus qui ont été capturés et marqués à Uxondoa et susceptibles de migrer en amont, et $p_{n12_{t,a}}$ est la probabilité de migrer en amont d'Olha.

Et $num_{2_{t,a}} \sim Binomial(n_{um_{t,a}}, p_{n12_{t,a}})$ où :

$num_{2_{t,a}}$ est le nombre d'individus non-marqués capturés à Olha et migrant en amont et,

$n_{um_{t,a}}$ est le nombre d'individus non-marqués susceptibles de migrer en amont d'Olha.

Après 2012 (et année 2000) : $nm_{2_{t,a}} \sim Binomial(Cm_{Ux_{t,a}}, p_{n12_{t,a}})$ où :

$nm_{2_{t,a}}$ est le nombre d'adultes marqués migrant en amont d'Olha.

Et $num_{2_{t,a}} \sim Binomial(n_{um_{t,a}}, p_{n12_{t,a}})$ où :

$num_{2_{t,a}}$ est le nombre d'individus non-marqués migrant en amont d'Olha.

Rapport final

Avec $Cm_{Ol_{t,a}} \sim Binomial(nm_{2_{t,a}}, eff_{Ol_t})$ où :

$Cm_{Ol_{t,a}}$ est le nombre d'individus marqués capturés à Olha.

Et $Cum_{Ol_{t,a}} \sim Binomial(num_{2_{t,a}}, eff_{Ol_t})$ où :

$Cum_{Ol_{t,a}}$ est le nombre d'individus non-marqués capturés à Olha.

Il faut noter que pour le moment la diminution de l'efficacité du piège à Uxondoa est modélisée de façon très informative, il s'agit du ratio du nombre de nuits de capture effectuées annuellement sur le nombre moyen de nuits de capture sur la période 1983-2011, sans autre source de variation. Cela ne fait que trois ans que cette modification du protocole de capture a eu lieu et il n'est pas encore possible de modéliser de façon hiérarchique la diminution de la probabilité de capture (voir la modélisation de la diminution de la probabilité de capture des smolts sur le Scorff au piège du Leslé p. 64 pour un exemple). Ce choix de modélisation pourra être modifié d'ici trois à cinq ans.

3.2. Résultats

Toutes les estimations obtenues avec ce modèle ne seront pas présentées. Nous ne soulignerons ici que les résultats permettant d'établir une comparaison avec les sites de l'ORE DiaPFC (voir Brun 2011 pour une présentation plus détaillée des autres paramètres).

Processus d'observation : probabilités de capture

La probabilité de capture moyenne à Uxondoa est estimée à 0.88 (BCI95% : [0.84 ; 0.91]) pour les 1HM et à 0.82 (BCI95% : [0.77 ; 0.875]) pour les PHM ([Figure 6](#)). Ces probabilités sont élevées, l'incertitude associée aux estimations des effectifs sera donc faible. Les plus faibles probabilités de capture sont observées en 2002 pour les 1HM (0.76, BCI95% : [0.7 ; 0.81]) et en 1999 pour les PHM (0.75, BCI95% : [0.56 ; 0.86]). Les plus fortes probabilités de capture sont observées en 1997 pour les 1HM (0.94, BCI95% : [0.89 ; 0.98]) et en 2003 pour les PHM (0.875, BCI95% : [0.78 ; 0.97]).

Reconstitution de la série chronologique d'abondance

Tout comme la population de la Bresle, les effectifs entrants d'adultes anadromes ont beaucoup fluctué depuis le début du suivi ([Figure 7](#) ; [Annexe 4](#)). D'une manière générale, les 1HM sont plus nombreux avec un sexe-ratio légèrement en faveur des femelles : moyenne sur la série de 83.64 femelles pour 77.18 mâles. En revanche, les PHM montrent un sexe-ratio largement en faveur des femelles : moyenne de 30.71 femelles pour 7.23 mâles (rapport de 4.2). Les plus faibles effectifs sont observés en 2003 pour les 1HM (31.22, BCI95% : [27 ; 38]) et en 1997 pour les PHM (12.7, BCI95% : [10 ; 18]). Les plus forts effectifs sont observés en 1993 pour les 1HM (469.4, BCI95% : [439 ; 507]) et en 1989 pour les PHM (67.63, BCI95% : [53 ; 88]). L'année 2003 marque une césure dans les variations des effectifs avec une forte diminution de ceux-ci. Depuis cette année-là, les effectifs fluctuent autour d'une moyenne de 69.2 castillons et de 28 PHM et aucune tendance temporelle ne se dégage.

Rapport final

Figure 6 : Box plots des probabilités de capture à Uxondoa pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1984.

La ligne continue représente la moyenne entre 1984 et 2011 lorsque le piège fonctionnait plus souvent.

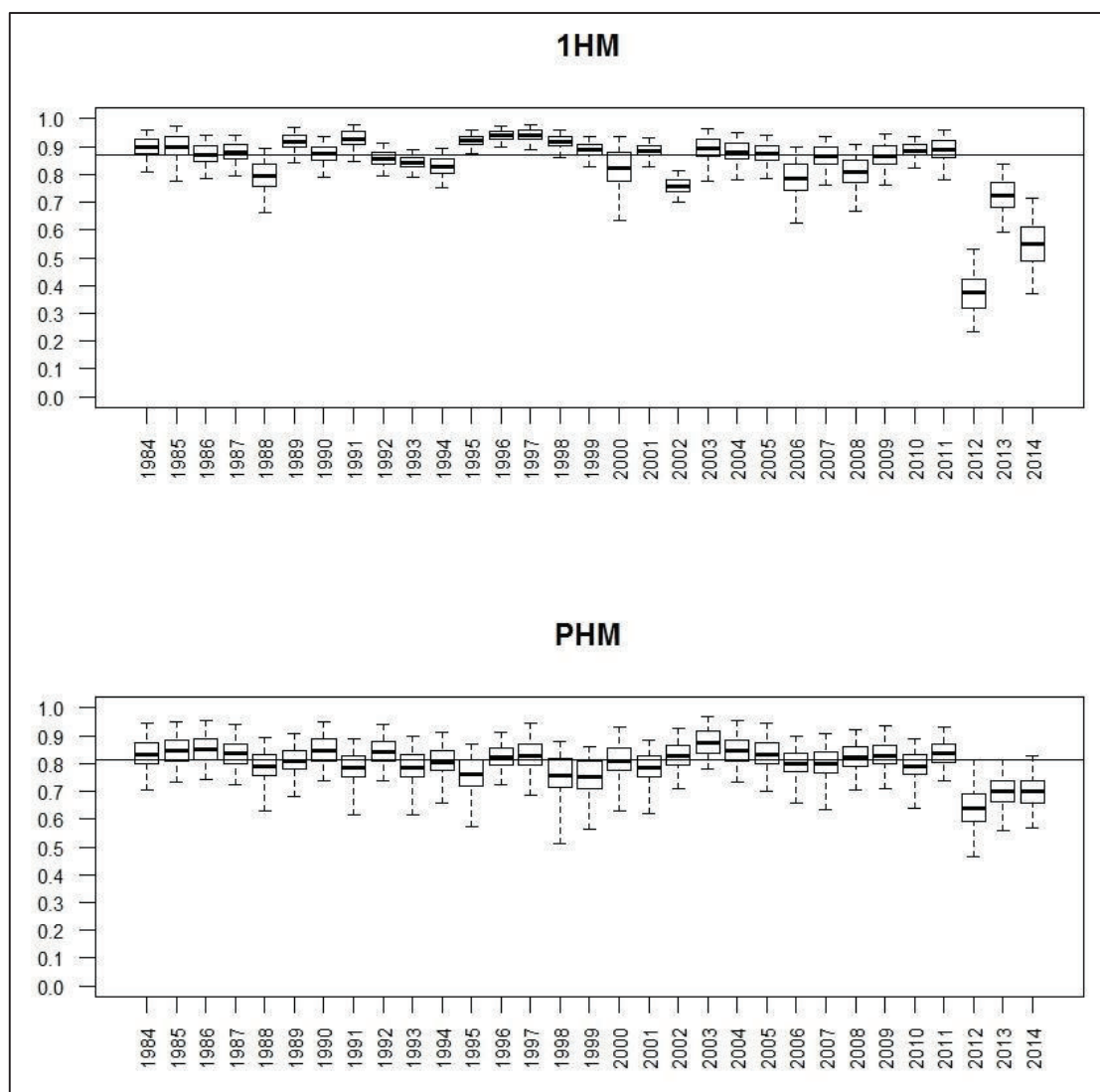
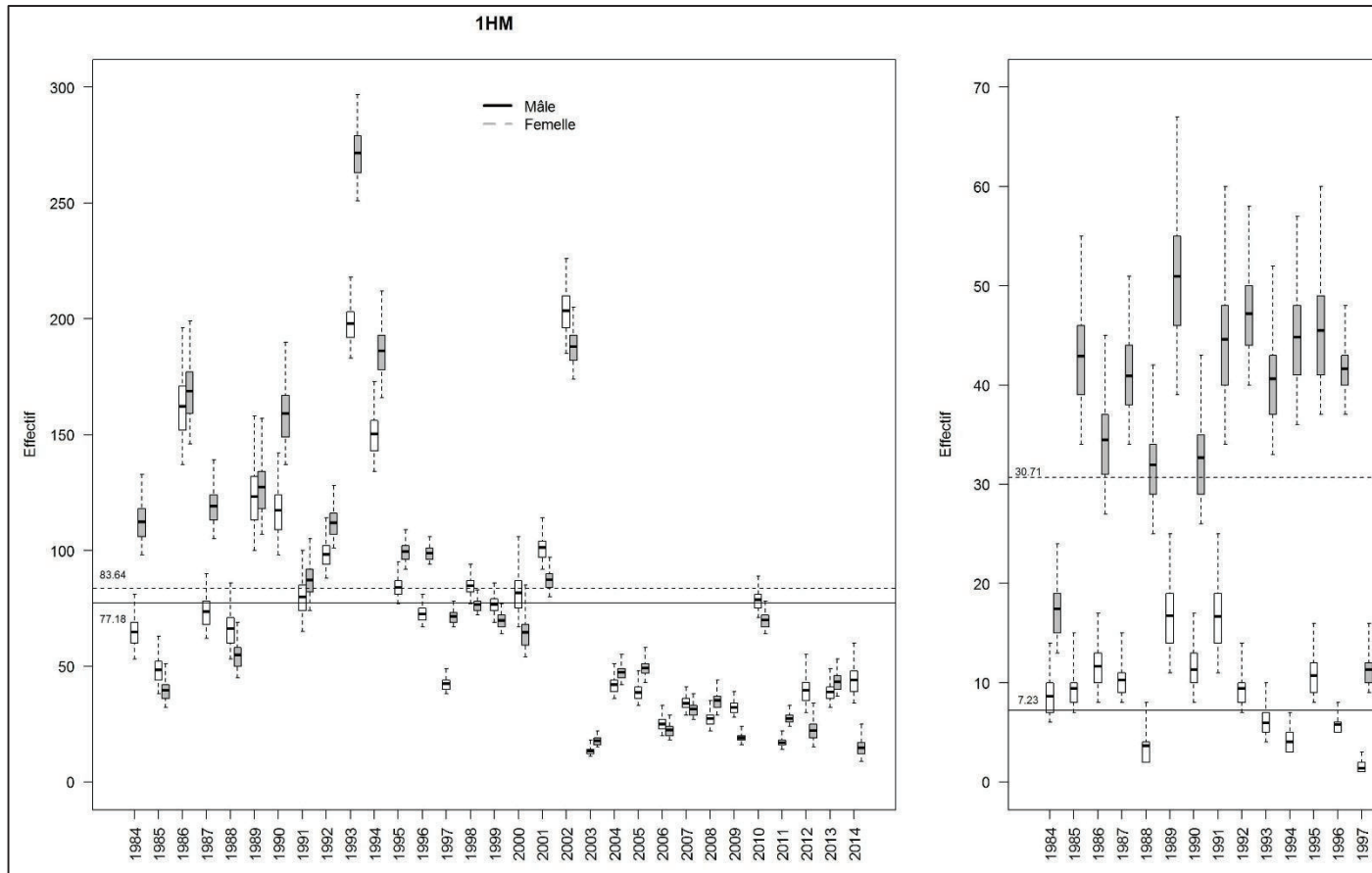


Figure 7 : Box plots des estimations annuelles des effectifs d'adultes anadromes entrant dans la Nivelles depuis 1984 (1HM et plusieurs hivers de mer, PHM) et par sexe.

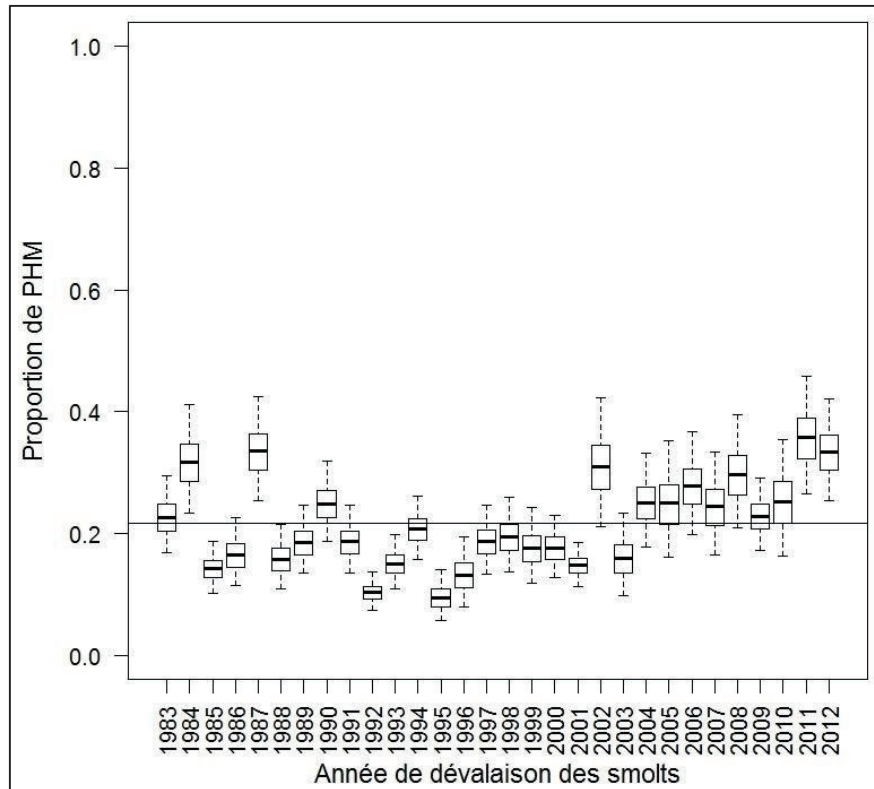
Les box plots transparents représentent les mâles alors que les box plots gris représentent les femelles. La ligne continue représente la série temporelle pour les mâles alors que la ligne en pointillée représente la moyenne observée pour les femelles.



Rapport final

La reconstitution de la proportion en PHM par année de dévalaison des smolts (Figure 8) semble montrer une tendance à l'augmentation ces dernières années. La proportion moyenne est estimée à 0.22 (BCI95% [0.19 ; 0.25]).

Figure 8 : Proportion de PHM par année de dévalaison des smolts sur la Nivelles.
La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.



4. Site du Scorff

4.1. Spécificités et données utilisées

Le modèle d'estimation des retours d'adultes anadromes au Scorff décrit des événements auxquels chaque classe d'âge de mer sera potentiellement confrontée de façon séquentielle et conditionnelle au cours d'une année : la possibilité d'être capturé au Moulin des Princes, d'être pêché à la ligne, d'être retrouvé mort dans la rivière d'une mort naturelle et enfin d'être capturé pendant ou après la reproduction (Tableau 5).

Capture au Moulin des Princes

Le piège du Moulin des Princes a été installé tardivement la première année et l'épi rocheux guidant les poissons vers le piège n'était pas encore installé. Nous considérons donc que la probabilité de capture cette année-là est diminuée d'une certaine proportion. Cette décote par classe d'âge de mer a (pMP_{1994_a}) est un paramètre libre pouvant varier entre 0 et 1.

Tableau 5 : Effectifs d'adultes anadromes capturés au piège du Moulin des Princes, pêchés à la ligne, retrouvés morts ou après la reproduction sur le Scorff par classe d'âge de mer (castillons, 1HM ou plusieurs hivers de mer, PHM) utilisés
 De 1994 à 2002, les saumons pêchés marqués ou non-marqués qui sont contrôlés au Moulin des Princes ne représentent

	Piège du Moulin des Princes						Pêche à la ligne						Mortalité naturelle		
	Capturés au piège		Marqués et relâchés		Non-marqués et relâchés		Total pêchés		Saumons marqués contrôlés		Saumons non-marqués contrôlés		Saumons marqués		Saumons non-marqués
	1HM	PHM	1HM	PHM	1HM	PHM	1HM	PHM	1HM	PHM	1HM	PHM	1HM	PHM	1HM
1994	157	7	156	7	0	0	41	20	3	0	14	20	0	0	0
1995	508	43	500	42	1	0	75	11	39	3	10	2	7	11	0
1996	507	31	502	30	0	0	92	11	25	0	8	6	2	1	2
1997	322	38	320	38	0	0	35	8	17	2	7	4	2	6	0
1998	442	9	442	9	0	0	70	5	50	2	5	3	0	0	0
1999	167	41	166	41	0	0	25	7	16	0	4	3	0	4	0
2000	151	11	151	11	0	0	41	10	18	1	19	4	0	2	0
2001	228	17	226	17	0	0	31	6	14	1	4	3	0	0	0
2002	420	7	420	7	0	0	24	1	7	0	5	1	0	0	0
2003	130	26	130	25	0	0	0	7	0	1	0	6	0	1	0
2004	761	33	761	33	0	0	86	10	60	1	26	9	1	0	1
2005	335	73	335	73	0	0	27	26	17	16	10	10	2	1	0
2006	662	39	661	39	0	0	70	30	45	5	25	25	0	0	0
2007	318	47	318	47	0	0	50	12	30	5	20	7	0	0	0
2008	190	29	190	29	0	0	12	14	8	2	4	12	0	0	0
2009	187	54	187	54	0	0	5	13	5	5	0	8	0	0	0
2010	533	34	533	34	0	0	58	3	32	0	26	3	1	0	1
2011	307	140	307	140	0	0	28	12	21	5	7	7	1	1	0
2012	227	56	227	56	0	0	34	26	18	5	16	21	0	1	0
2013	394	43	393	43	0	0	29	7	13	2	16	5	0	0	0
2014	433	76	433	76	0	0	56	12	38	4	18	8	0	0	0

Rapport final

$$pMP_{1994a} \sim Beta(1,1)$$

Le débit moyen pendant le pic de migration (voir Tableau 1) est utilisé comme covariable temporelle. En revanche, le débit moyen automnal n'explique pas une part significative des variations des probabilités de capture et il n'a donc pas été inclus dans le modèle final.

Mortalité liée à la pêche à la ligne

La pêche à la ligne peut commencer dans la rivière Scorff alors qu'aucun saumon n'a encore été capturé au Moulin des Princes. Dans ce cas, les seuls poissons qui peuvent être pêchés sont des saumons non-marqués. Par ailleurs, il est possible que les saumons capturés et marqués au Moulin des Princes aient un comportement modifié pendant les jours suivant la capture et qu'ils soient donc moins susceptibles à se faire prélever par la pêche à la ligne (le saumon est moins "mordeur").

La mortalité liée à la pêche à la ligne est donc estimée par classe d'âge de mer et selon le fait, u , qu'un individu soit marqué ou non-marqué ($(pF_{1HM})_{t,u}$ et $(pF_{PHM})_{t,u}$). Pour cela, nous considérons que la mortalité liée à la pêche par classe d'âge est issue d'une loi multinormale paramétrée avec une matrice de variance – covariance par classe d'âge de mer (Σ_{F_1} pour les 1HM et Σ_{F_2} pour les PHM). Les priors utilisés pour ces deux matrices sont mis sur les coefficients de corrélation entre les individus marqués et non-marqués et sur les écarts-types. Pour faciliter l'ajustement du modèle, un seul écart-type par classe d'âge de mer, α , a été considérée et non un par classe d'âge de mer et selon le fait qu'un individu soit marqué ou non-marqué.

$$\text{logit}(pF_{1HM})_{t,u} = \text{Normal}(\mu_{1,u}, \Sigma_{F_1}) \text{ et } \text{logit}(pF_{PHM})_{t,u} = \text{Normal}(\mu_{2,u}, \Sigma_{F_2}) \text{ où}$$

$$\text{logit}^{-1}(\mu_{a,u}) \sim \text{Beta}(1,1) \text{ et } \Sigma_{F_a} = \begin{pmatrix} \sigma_a^2 & \rho_a \times \sigma_a^2 \times \sigma_a^2 \\ \rho_a \times \sigma_a^2 \times \sigma_a^2 & \sigma_a^2 \end{pmatrix} \text{ avec} \\ \rho_a \sim \text{Uniform}(-1,1) \text{ et } \sigma_a \sim \text{Uniform}(0,20)$$

De 1994 à 2002, bien que le nombre total de 1HM et de PHM pêchés soit connu ($C_{F_{t,a}}$), seulement une partie est amenée au Moulin des Princes pour examiner si celui-ci est marqué ou pas ($Cm_{F_{t,a}}$ et $Cum_{F_{t,a}}$). Pour ces années-là, il existe donc une certaine probabilité que le pêcheur amène sa prise au Moulin des Princes pour examen du marquage (p_{oF_t}) et le nombre total de poissons pêchés marqués et pêchés non-marqués par classe d'âge de mer est une variable latente du modèle ($m_{F_{t,a}}$ et $um_{F_{t,a}}$). Nous considérons qu'il n'y a pas de différence dans la probabilité qu'un pêcheur amène un castillon ou un saumon de plusieurs hivers de mer pour examen. A partir de l'année 2003, nous considérons qu'il n'y a plus d'incertitude quant au fait qu'un poisson pêché soit marqué ou non et le nombre de poissons pêchés examinés est le nombre total de poissons pêchés sur le Scorff.

De 1994 à 2002 :

1/ Pêche à la ligne :

$m_{F_{t,a}} \sim \text{Binomial}(Cm_{MP_{t,a}}, (pF_a)_{t,1})$ où $m_{F_{t,a}}$ est le nombre de poissons marqués pêchés par classe d'âge de mer et $Cm_{MP_{t,a}}$ est le nombre de poissons capturés et relâchés marqués au Moulin des Princes par classe d'âge de mer.

Rapport final

$um_{F_{t,a}} \sim Binomial(n_{um_{t,a}}, (pF_a)_{t,2})$ où $um_{F_{t,a}}$ est le nombre de poissons non-marqués pêchés par classe d'âge de mer et $n_{um_{t,a}}$ est le nombre de poissons non-marqués au Moulin des Princes et susceptibles d'être pêchés.

$C_{F_{t,a}} = m_{F_{t,a}} + um_{F_{t,a}}$ est le nombre total de poissons pêchés sur la rivière Scorff par classe d'âge de mer.

2/ Possible examen des poissons pêchés au Moulin des Princes:

$Cm_{F_{t,a}} \sim Binomial(m_{F_{t,a}}, p_{oF_t})$ où $Cm_{F_{t,a}}$ est le nombre de poissons marqués qui ont été pêchés et montrés au Moulin des Princes par classe d'âge de mer.

et $Cum_{F_{t,a}} \sim Binomial(um_{F_{t,a}}, p_{oF_t})$ où $Cum_{F_{t,a}}$ est le nombre de poissons non-marqués qui ont été pêchés et montrés au Moulin des Princes par classe d'âge de mer.

Avec $logit(p_{oF})_t = \mu_{oF} + \varepsilon_{oF_t}$ où $\varepsilon_{oF_t} \sim Normal(0, \sigma_{oF}^2)$ avec $\sigma_{oF} \sim Uniform(0,20)$ et $logit^{-1}(\mu_{oF}) \sim Beta(1,1)$

A partir de 2003 :

$Cm_{F_{t,a}} \sim Binomial(m_{F_{t,a}}, (pF_a)_{t,1})$ où $Cm_{F_{t,a}}$ est le nombre de poissons marqués qui ont été pêchés par classe d'âge de mer.

et $Cum_{F_{t,a}} \sim Binomial(um_{F_{t,a}}, (pF_a)_{t,2})$ où $Cum_{F_{t,a}}$ est le nombre de poissons non-marqués qui ont été pêchés par classe d'âge de mer.

En 2003, la pêche aux castillons a été fermée en raison des très faibles débits estivaux (année de canicule). Cette année n'a donc pas été incluse dans la hiérarchie.

L'effet du débit sur la probabilité de pêcher un saumon a également été testé avec comme hypothèse sous-jacente que celle-ci est plus élevée lorsque le débit est plus fort. La fenêtre temporelle qui a été considérée va du 15 juillet au 5 octobre pour les 1HM et du 15 mars au 15 mai pour les PHM. Toutefois, cette covariable temporelle n'a pas été incluse dans le modèle final car son effet n'était pas significatif.

Mortalité naturelle

Pour la mortalité naturelle, il a été considéré un effet, u , du marquage en plus d'un effet de la classe d'âge de mer ($(pD_{1HM})_{t,u}$ et $(pD_{PHM})_{t,u}$). En effet, la population de saumon du Scorff a été sujette à des épisodes d'épizootie depuis le début du suivi, ce qui a potentiellement induit une surmortalité des individus marqués ces années-là. Le stress lié à la manipulation des saumons lors de la capture et du marquage au Moulin des Princes peut avoir un effet immunodépresseur et pourrait donc induire une surmortalité si ceux-ci sont déjà affectés par une maladie.

De la même manière que la mortalité par la pêche à la ligne, nous considérons que la mortalité naturelle en échelle logit est issue d'une loi multinormale paramétrée avec une matrice de variance – covariance ($\Sigma_{D_{1HM}}$ et $\Sigma_{D_{PHM}}$) avec le même type de priors sur les coefficients de corrélation et les écarts-types.

Rapport final

$m_{D_{t,a}} \sim \text{Binomial}(nv_{m_{t,a}}, (pD_a)_{t,1})$ où $m_{D_{t,a}}$ est le nombre de poissons marqués morts de mort naturelle par classe d'âge de mer et $nv_{m_{t,a}} = Cm_{MP_{t,a}} - Cm_{F_{t,a}}$ est le nombre de poissons marqués ayant échappé à la pêche à ligne et susceptibles de mourir de mort naturelle par classe d'âge de mer.

$um_{D_{t,a}} \sim \text{Binomial}(nv_{um_{t,a}}, (pD_a)_{t,2})$ où $um_{D_{t,a}}$ est le nombre de poissons non-marqués morts de mort naturelle par classe d'âge de mer et $nv_{um_{t,a}} = n_{um_{t,a}} - Cum_{F_{t,a}}$ est le nombre de poissons non-marqués ayant échappé à la pêche à ligne et susceptibles de mourir de mort naturelle par classe d'âge de mer.

En ce qui concerne, la probabilité d'observer un poisson mort de mort naturelle, un prior informatif a été utilisé (Caudal & Prévost 2004) : $p_{oD} \sim \text{Beta}(1,12)$. Nous considérons que celle-ci est la même quelle que soit la classe d'âge et ne diffère pas selon le fait qu'un individu soit marqué ou pas. Ce prior informatif provient des résultats d'une expérimentation où des individus avaient été équipés d'émetteurs radios et étaient suivis au cours de l'année. Parmi ces individus, 13 sont morts de mort naturelle mais seulement un a été retrouvé sans l'aide des émetteurs. Ainsi, ces informations peuvent servir à former une distribution *a priori* informative de la probabilité d'observer un saumon mort de mort naturelle : une loi Beta(1,12) dont la moyenne vaut 1/13 soit 0.077.

$Cm_{D_{t,a}} \sim \text{Binomial}(m_{D_{t,a}}, p_{oD})$ où $Cm_{D_{t,a}}$ est le nombre de poissons morts marqués qui ont été retrouvés par classe d'âge de mer.

et $Cum_{D_{t,a}} \sim \text{Binomial}(um_{D_{t,a}}, p_{oD})$ où $Cum_{D_{t,a}}$ est le nombre de poissons morts non-marqués qui ont été retrouvés par classe d'âge de mer.

Nous avons également testé un modèle de mélange de type Binomial (Pledger 2000, Pledger & Phillpot 2008) pour tester si la mortalité naturelle, par classe d'âge de mer et selon le fait qu'un individu soit marqué ou non, pouvait être différente selon des années avec ou sans épisode d'épizootie (mauvaises vs. bonnes années). Toutefois, ce modèle a rencontré de sérieux problèmes de mélange des chaînes MCMC ne permettant pas de produire des estimations *a posteriori* fiables. Il est possible que le patron d'observation ne soit pas suffisamment contrasté pour soutenir et permettre d'estimer deux niveaux moyens de mortalité naturelle selon l'année.

Capture pendant ou après la reproduction

Deux covariables temporelles ont été considérées pour expliquer une part des variations des probabilités de capture par classe d'âge de mer pendant ou après la reproduction ($pR_{t,a}$) : le débit moyen observé pendant la période des captures de nuit sur les sites de frai (25 novembre – 24 décembre, Q_t) et le nombre de nuits pendant lesquelles des sorties sur le terrain ont été effectuées (Eff_t , Tableau 6). Néanmoins, pour les deux premières années (1994 et 1995), seul le nombre de nuits de capture effectives (avec des captures d'individus) était connu et c'est donc cette donnée qui a été utilisée. Nous voulions considérer initialement le nombre d'heures annuelles passées sur le terrain pendant ces captures de nuit au lieu du nombre de nuits de capture mais l'information n'était pas disponible pour la série chronologique entière. Cette idée n'a donc pas été conservée.

Rapport final

$\text{logit}(pR)_{t,a} = \alpha 0_a + \alpha 1_a \times \text{std}Q_t + \alpha 2_a \times \text{std}Eff_t + \varepsilon_{R_a}$ où $\text{std}Q_t$ et $\text{std}Eff_t$ sont les covariables temporelles log transformées et centrées-réduites

et $\alpha 0_a \sim \text{Uniform}(-10,10)$, $\alpha 1_a \sim \text{Uniform}(-10,10)$, $\alpha 2_a \sim \text{Uniform}(-10,10)$,
 $\varepsilon_{R_a} \sim \text{Normal}(0, \sigma_R^2)$ avec $\sigma_R \sim \text{Uniform}(0,20)$

Tableau 6 : Nombre de nuits de capture effectuées pour capturer des adultes reproducteurs et débit moyen observé (m³/s) pour la période du 25 novembre au 24 décembre depuis 1994 sur le Scorff.

En 1994 et 1995, il s'agit du nombre de nuits de capture effectives (avec des adultes capturés) et non du nombre de nuits pendant lesquelles des sorties sur le terrain ont lieu (en italique dans le tableau). Ces deux covariables sont par la suite log transformé et standardisé (centré-réduit) dans le modèle : $\text{std}Eff_t$ et $\text{std}Q_t$.

	Nombre de nuits de capture pendant la reproduction	Débit moyen (m ³ /s)
1994	4	6.84667
1995	<i>14</i>	4.88567
1996	8	3.77267
1997	6	6.22967
1998	10	4.98133
1999	12	6.65867
2000	6	30.89000
2001	13	2.34100
2002	12	9.71167
2003	12	2.56800
2004	13	3.50900
2005	11	5.68333
2006	17	14.26133
2007	11	3.88000
2008	11	4.77333
2009	7	11.89033
2010	10	6.35300
2011	10	8.33727
2012	8	14.17867
2013	9	6.44333
2014	13	6.45667

Le nombre d'individus marqués ($Cm_{R_{t,a}}$) et non-marqués ($Cum_{R_{t,a}}$) capturés pendant ou après la reproduction par classe d'âge de mer sont issus d'un processus binomial.

$Cm_{R_{t,a}} \sim \text{Binomial}(e_{m_{t,a}}, p_{R_{t,a}})$ où $e_{m_{t,a}} = nv_{m_{t,a}} - m_{D_{t,a}}$ est le nombre d'adultes marqués participant à la reproduction par classe d'âge de mer.

Et $Cum_{R_{t,a}} \sim \text{Binomial}(e_{um_{t,a}}, p_{R_{t,a}})$ où $e_{um_{t,a}} = nv_{um_{t,a}} - um_{D_{t,a}}$ est le nombre d'adultes non-marqués participant à la reproduction par classe d'âge de mer.

Rapport final

Il est donc possible d'estimer l'échappement annuel par classe d'âge de mer :

$$e_{t,a} = e_{m_{t,a}} + e_{um_{t,a}}$$

4.2. Résultats

Probabilités de capture au Moulin des Princes et effet du débit

L'effet du débit pendant le pic de migration est négatif sur la probabilité de capture au Moulin des Princes et ce, quelle que soit la classe d'âge de mer : pente de -0.127 [-0.341 ; 0.082] pour les 1HM ($p(\text{pente} < 0) = 0.889$) et de -0.259 [-0.506 ; -0.012] pour les PHM ($p(\text{pente} < 0) = 0.979$) en échelle logit. L'examen des résidus standardisés des probabilités de capture par classe d'âge ne montre aucune tendance particulière ([Annexe 5](#)). Il faut toutefois noter que les années 1998, 2000 et 2003 chez les 1HM s'éloignent des prédictions des probabilités de capture pour le débit observé.

La probabilité de capture moyenne est estimée à 0.68 (BCI95% : [0.63 ; 0.73]) pour les 1HM et à 0.44 (BCI95% : [0.37 ; 0.51]) pour les PHM ([Figure 9](#)). En 1994, les probabilités de capture sont fortement réduites : 0.31 (BCI95% : [0.21 ; 0.43]) pour les 1HM et 0.10 (BCI95% : [0.035 ; 0.21]) pour les PHM.

Mortalité liée à la pêche à la ligne

Le retour d'information sur le marquage des saumons pêchés pour la période de 1994 à 2002 est important avec une moyenne de 0.643 (BCI95% [0.518 ; 0.758]). L'année 1996 est caractérisée par le plus faible retour d'information : 0.404 (BCI95% [0.310 ; 0.499]) et l'année 2000 par le plus fort retour : 0.787 (BCI95% [0.675 ; 0.884]).

L'exploitation par la pêche à la ligne est modérée sur la rivière Scorff : de l'ordre de 8% pour les 1HM et de 13% pour les PHM ([Figure 10](#)). Les pêcheurs recherchent donc plus les PHM, individus de plus grande taille que les 1HM. En moyenne, il n'y a pas de différence entre la mortalité pour les 1HM marqués et les 1HM non-marqués ([Tableau 7](#) ; $p(\mu_{1,2} > \mu_{1,1}) = 0.908$) alors qu'au contraire la mortalité pour les PHM non-marqués est plus élevée que celle des PHM marqués ([Tableau 7](#) ; $p(\mu_{2,2} > \mu_{2,1}) = 0.9998$). Ceci est lié au fait que des captures à la ligne sont enregistrées en début de saison alors qu'aucun poisson n'a encore été capturé et marqué au piège du Moulin des Princes. Les coefficients de corrélation positifs entre la mortalité par pêche des individus marqués et non-marqués par classe d'âge de mer indique que si la mortalité dans une des catégories augmente, la mortalité dans l'autre catégorie tendra à augmenter également ([Tableau 7](#)). Il faut néanmoins remarquer que ce coefficient est relativement faible, en particulier pour les 1HM, ce qui se reflète bien dans les variations annuelles ([Figure 10](#)).

Rapport final

Figure 9 : Box plots des probabilités de capture au Moulin des Princes pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1994.

La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.

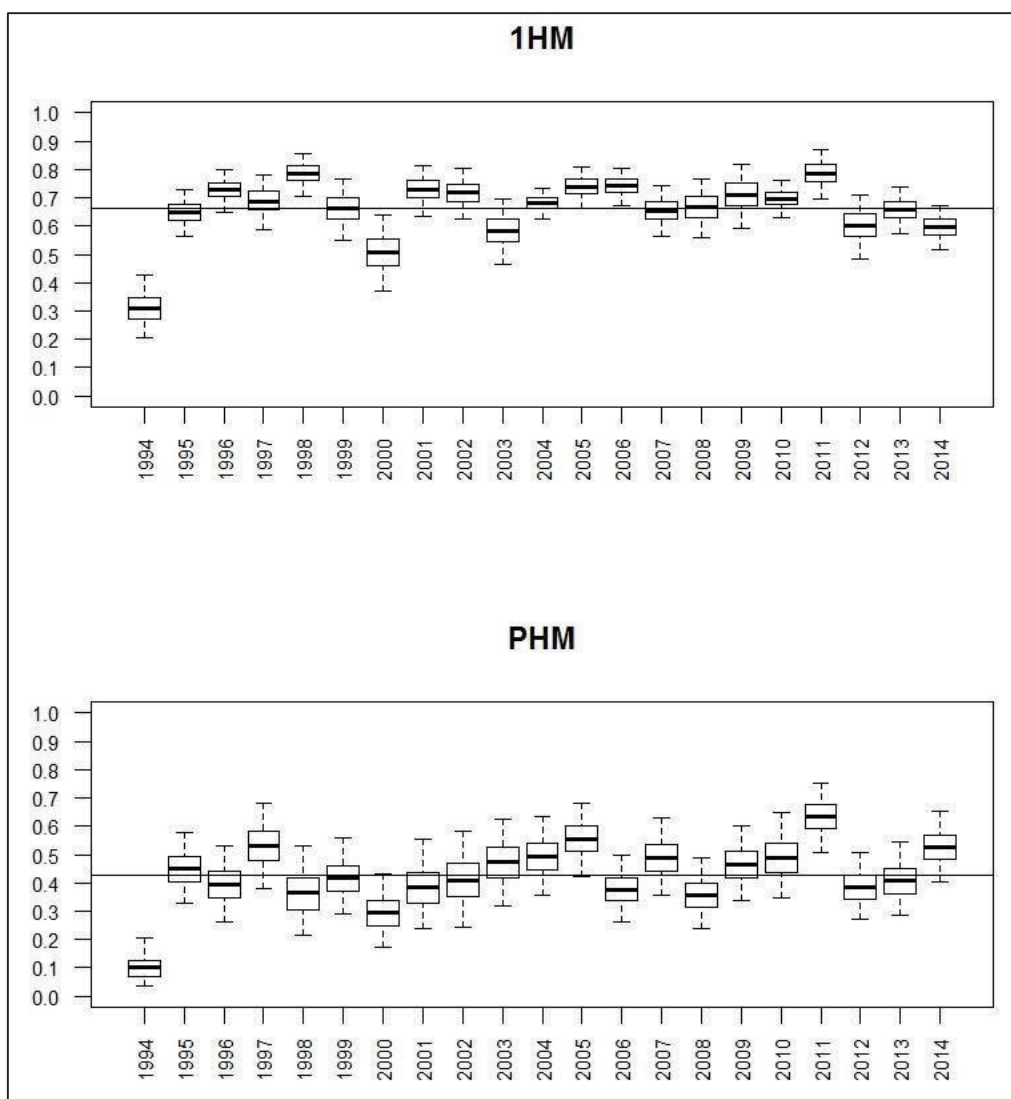


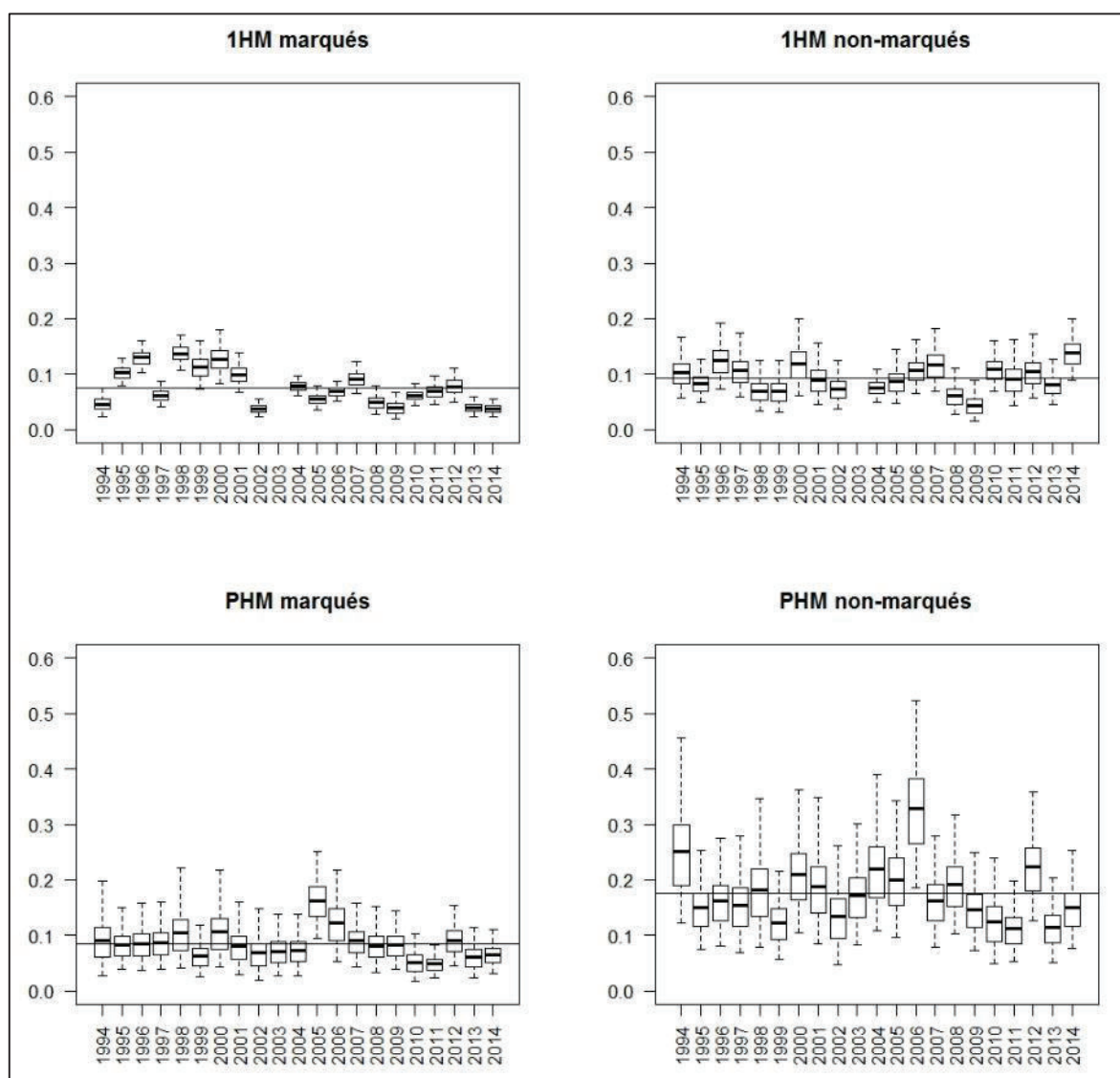
Tableau 7 : Exploitation moyenne estimée sur la rivière Scorff selon la classe d'âge de mer (1HM et PHM) et selon le fait que les saumons soient marqués ou non-marqués.

La corrélation indique le degré de dépendance entre la mortalité par pêche des individus marqués et non-marqués par classe d'âge de mer.

Pêche à la ligne	Marqué	Corrélation		Non-marqué
1HM	0.07 [0.055; 0.088]	0.12 [-0.497; 0.669]		0.088 [0.066; 0.113]
PHM	0.079 [0.0545; 0.107]	0.426 [-0.436; 0.968]		0.168 [0.119; 0.227]

Figure 10 : Exploitations annuelles par la pêche à la ligne sur la rivière Scorff des adultes anadromes par classe d'âge de mer (1HM et PHM) et selon le fait que les adultes soient marqués ou non depuis 1994.

Les lignes horizontales représentent les moyennes sur la série chronologique.



Mortalité naturelle

Le prior informatif utilisé pour décrire la probabilité d'observer un poisson mort de mort naturelle a été mis à jour *a posteriori*. Après assimilation des données, celle-ci est plus élevée que ce que le retour d'expérience avec les poissons équipés d'émetteurs le laissait croire : 0.204 en moyenne (BCI95% : [0.122 ; 0.312]) au lieu de 0.077.

La mortalité naturelle est très faible pour les 1HM (de l'ordre de 1%) tandis qu'elle est plus élevée pour les PHM (de l'ordre de 10%). En moyenne, il n'y a ni différence entre la mortalité pour les 1HM marqués et les 1HM non-marqués (Tableau 8 ; $p(\mu D_{1,2} > \mu D_{1,1}) = 0.777$), ni entre celle des PHM marqués et non-marqués (Tableau 8 ; $p(\mu D_{2,2} > \mu D_{2,1}) = 0.932$). Le marquage n'induit donc pas en moyenne une surmortalité. Toutefois, il existe bien une mortalité différentielle entre les individus marqués et non-marqués en 1995 ($p(pD_{1995_{1,2}} > pD_{1995_{1,1}}) = 0.988$ pour les 1HM et $p(pD_{1995_{2,2}} > pD_{1995_{2,1}}) = 0.9996$ pour les PHM) et en 1997 pour les PHM ($p(pD_{1997_{2,2}} > pD_{1997_{2,1}}) = 0.985$;

Rapport final

Annexe 6). Il faut remarquer que l'année 1995 avait été signalée comme une année caractérisée par une épizootie qui semblait n'avoir affecté que les PHM d'avril à juin (Prévost 1997). Il semblerait que cet épisode de maladie ait également affecté les 1HM (Figure 11 ; Annexe 6). En revanche, l'année 1997 signalée également comme une année avec une épizootie touchant les PHM d'avril à mai (Prévost 1998) semble bien avoir affecté principalement les PHM (Figure 11 ; Annexe 6). Ainsi, le marquage pourrait effectivement induire, certaines années, une surmortalité des individus potentiellement déjà affectés qui sont manipulés et marqués au Moulin des Princes.

Les estimations annuelles de la mortalité naturelle permettent également de confirmer qu'il y a bien eu une plus forte mortalité en 1999 et en 2000 pour les PHM (Figure 11). Ces deux années, des épisodes endémiques avaient été suspectés mais n'avaient pas pu être confirmés (Prévost 2000, Caudal & Prévost 2003). De même en 1998, une épizootie avait été signalée dans d'autres cours d'eau bretons mais elle n'avait pas été confirmée sur la rivière Scorff (Prévost 1999). Il semblerait que celle-ci n'ait effectivement pas affecté la population de saumon du Scorff dans la mesure où les mortalités naturelles restent dans la gamme de variation des années sans épizootie. Depuis 2004, aucun épisode d'épizootie n'a été signalé et les mortalités naturelles sont plus faibles (Figure 11).

Tableau 8 : Mortalité naturelle moyenne estimée sur la rivière Scorff selon la classe d'âge de mer (1HM et PHM) et selon le fait que les saumons soient marqués ou non-marqués.

La corrélation indique le degré de dépendance entre la mortalité des individus marqués et non-marqués par classe d'âge de mer.

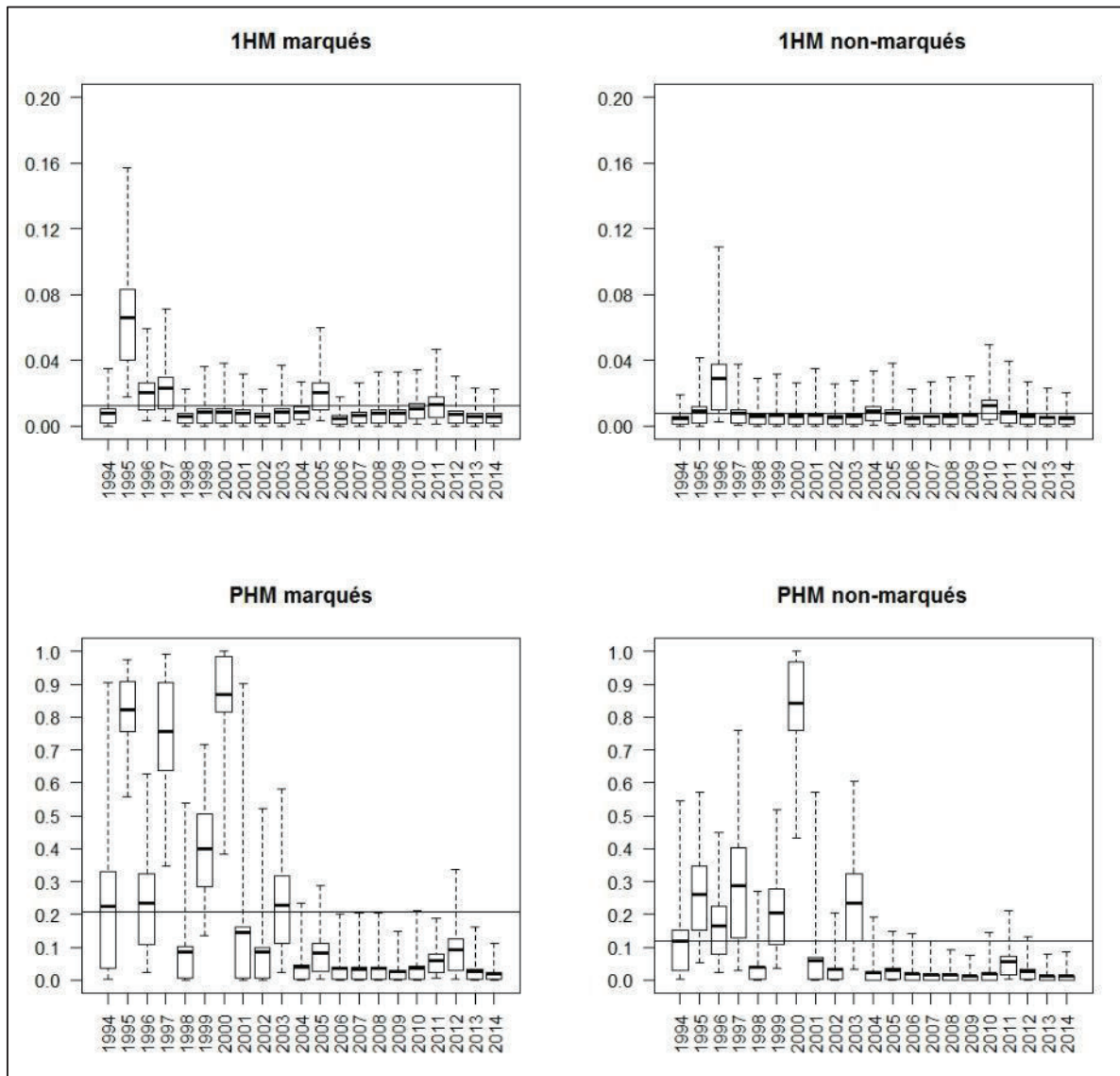
Mortalité naturelle	Marqué	Corrélation	Non-marqué
1HM	0.0075 [0.002; 0.018]	0.253 [-0.782; 0.946]	0.005 [0.0008; 0.013]
PHM	0.1405 [0.0238; 0.411]	0.807 [0.394; 0.986]	0.0575 [0.0076; 0.194]

Les coefficients de corrélation positifs entre la mortalité des individus marqués et non-marqués par classe d'âge de mer indique que si la mortalité dans une des catégories augmente, la mortalité dans l'autre catégorie augmentera également (Tableau 8). Il faut néanmoins remarquer que ce coefficient est relativement faible pour les 1HM et au contraire élevé pour les PHM, ce qui se reflète dans les variations annuelles (Figure 11).

Figure 11 : Mortalités naturelles sur la rivière Scorff des adultes anadromes par classe d'âge de mer (1HM et PHM) et selon le fait que les adultes soient marqués ou non depuis 1994.

Les lignes horizontales représentent les moyennes sur la série chronologique.

Il faut remarquer que l'échelle de l'axe des ordonnées n'est pas la même selon la classe d'âge de mer.



Capture pendant ou après la reproduction

L'effet du débit est négatif sur la probabilité de capture pendant ou après la reproduction mais l'effet est beaucoup plus marqué pour les 1HM : pente de -0.267 $[-0.449 ; -0.082]$ pour les 1HM ($p(\text{pente} < 0) = 0.9965$) et de -0.046 $[-0.366 ; 0.270]$ pour les PHM ($p(\text{pente} < 0) = 0.612$) en échelle logit. En revanche, plus le nombre de nuits de capture est élevé, plus la probabilité de capture est élevée et ceci est plus marqué pour les PHM: pente de 0.249 $[0.068 ; 0.438]$ pour les 1HM ($p(\text{pente} < 0) = 0.9955$) et de 0.325 $[-0.005 ; 0.653]$ pour les PHM ($p(\text{pente} < 0) = 0.973$) en échelle logit.

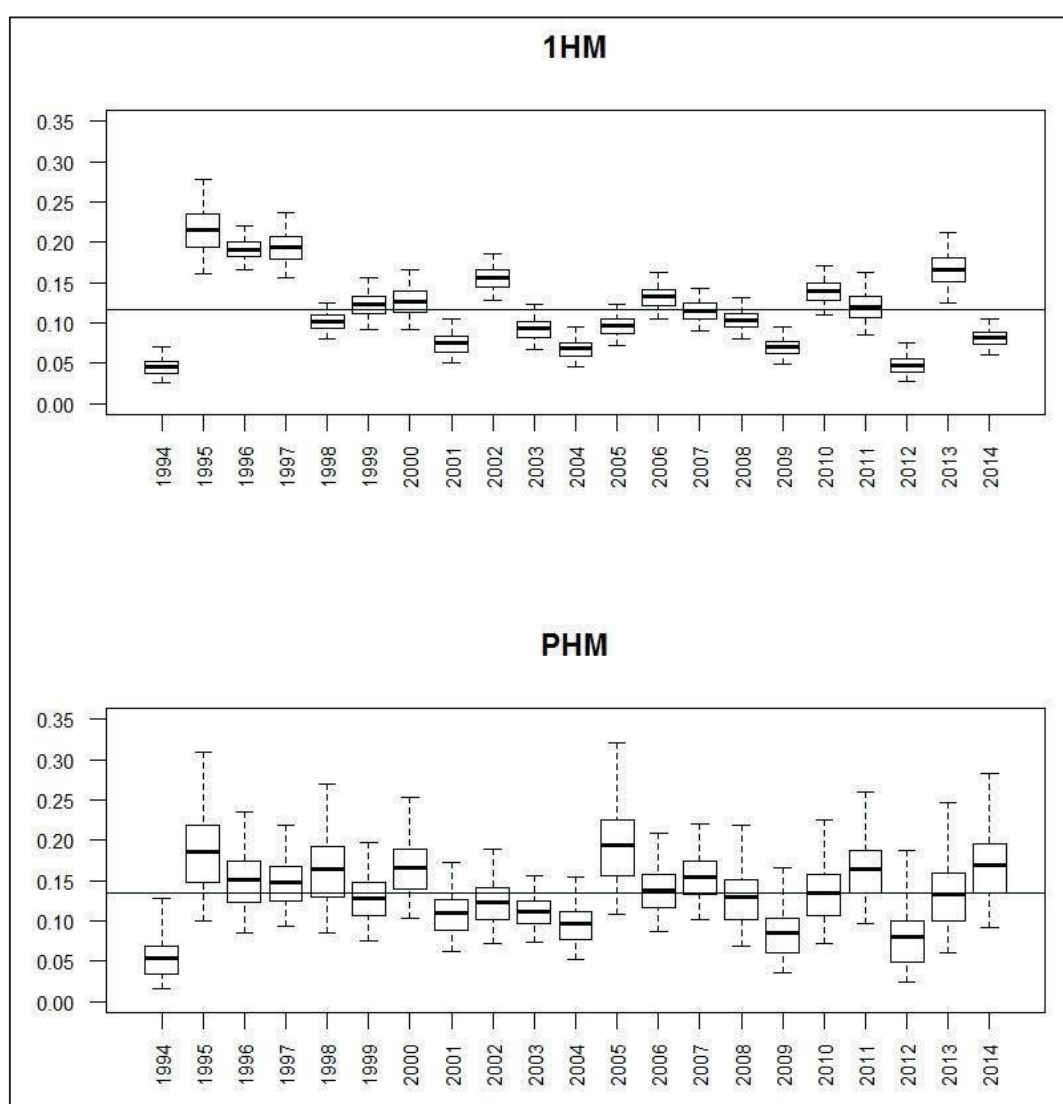
L'examen des résidus standardisés des probabilités de capture semble montrer qu'il y a eu une certaine amélioration entre 1994 et 2005 pour les 1HM tandis qu'aucune tendance particulière n'est révélée pour les PHM ([Annexe 7](#)).

Rapport final

La probabilité de capture moyenne sur la série est estimée à 0.11 (BCI95% : [0.09 ; 0.12]) pour les 1HM et à 0.12 (BCI95% : [0.095 ; 0.16]) pour les PHM (Figure 12). Une probabilité de capture d'environ 10% est la valeur seuil qui a été arrêtée comme objectif de travail lors de la mise en place de cette méthode de recapture (Nicolas Jeannot, INRA Rennes, Comm. Pers.). L'objectif est donc bien réalisé en moyenne sur la série. Les plus faibles probabilités sont observées la première année du suivi pour les deux classes d'âge de mer (Figure 12): 0.03 (BCI95% : [0.01 ; 0.07]) pour les 1HM et 0.03 (BCI95% : [0.004 ; 0.07]) pour les PHM. Ceci est lié à la mise en place de cette méthode de capture qui a été améliorée par la suite. Les plus fortes probabilités de capture sont observées en 2003 pour les 1HM (0.215, BCI95% : [0.16 ; 0.28]) et en 1995 pour les PHM (0.19, BCI95% : [0.11 ; 0.32]).

Figure 12 : Box plots des probabilités de capture pendant ou après la reproduction des castillons (1HM) et des saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1994.

La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.



Reconstitution de la série chronologique d'abondance

L'utilisation d'un modèle MBH analysant simultanément les 1HM avec les PHM permet d'améliorer grandement la précision des estimations des effectifs entrants (Annexe 8) et de l'échappement (Figure 14 ; Annexe 9) par rapport à celles produites précédemment selon des modèles

Rapport final

traitant chaque année individuellement (voir Tableau 2 dans Caudal & Prévost 2014 pour un comparatif). Ceci est particulièrement vrai pour les premières années du suivi.

Comme sur les autres sites, les effectifs entrants d'adultes anadromes ont beaucoup fluctué depuis le début du suivi (Annexe 8). D'une manière générale, les 1HM sont plus nombreux que les PHM et l'échappement moyen est estimé à 480 pour les 1HM vs. 69.6 pour les PHM depuis le début du suivi (rapport de 6.9, Figure 14 ; Annexe 9). Les plus faibles effectifs sont observés en 1999 pour les 1HM (227, BCI95% : [192 ; 276]) et en 2000 pour les PHM (5.2, BCI95% : [0 ; 22]). Les plus forts effectifs sont observés en 2004 pour les 1HM (1025, BCI95% : [952 ; 1111]) et en 2011 pour les PHM (195.4, BCI95% : [157 ; 245]). Aucune tendance à l'augmentation ou à la diminution de la population ne se dégage.

Tout comme sur la Nivelles, la reconstitution de la proportion en PHM par année de dévalaison des smolts (Figure 13) semble aussi montrer une tendance à l'augmentation ces dernières années. La proportion moyenne est estimée à 0.16 (BCI95% : [0.13 ; 0.21]).

Figure 13 : Proportion de PHM par année de dévalaison des smolts sur le Scorff.

La ligne continue représente la moyenne sur la série.

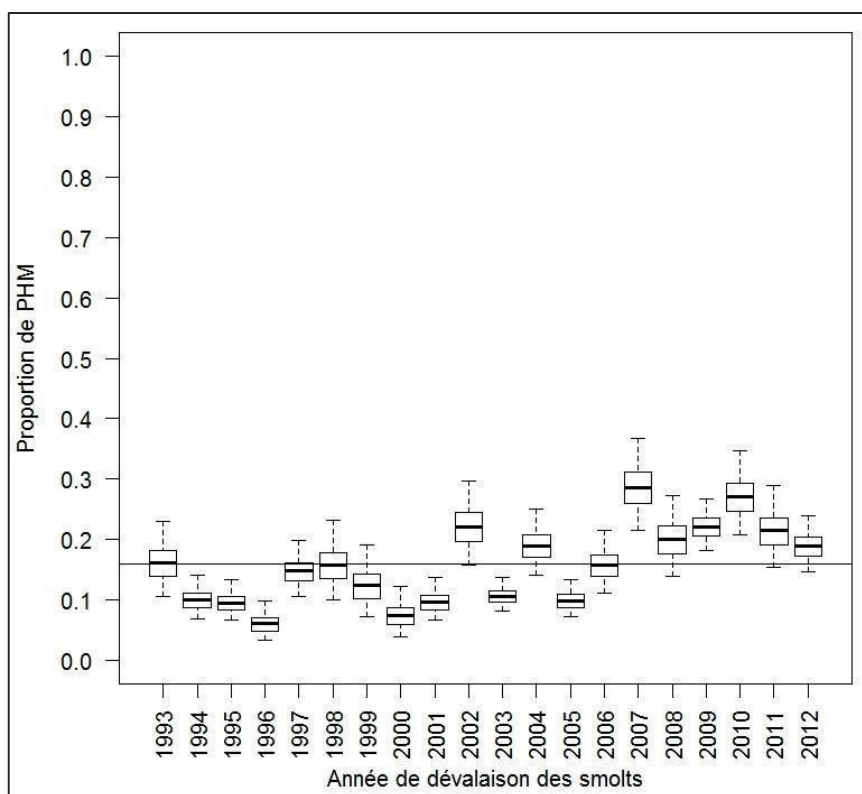
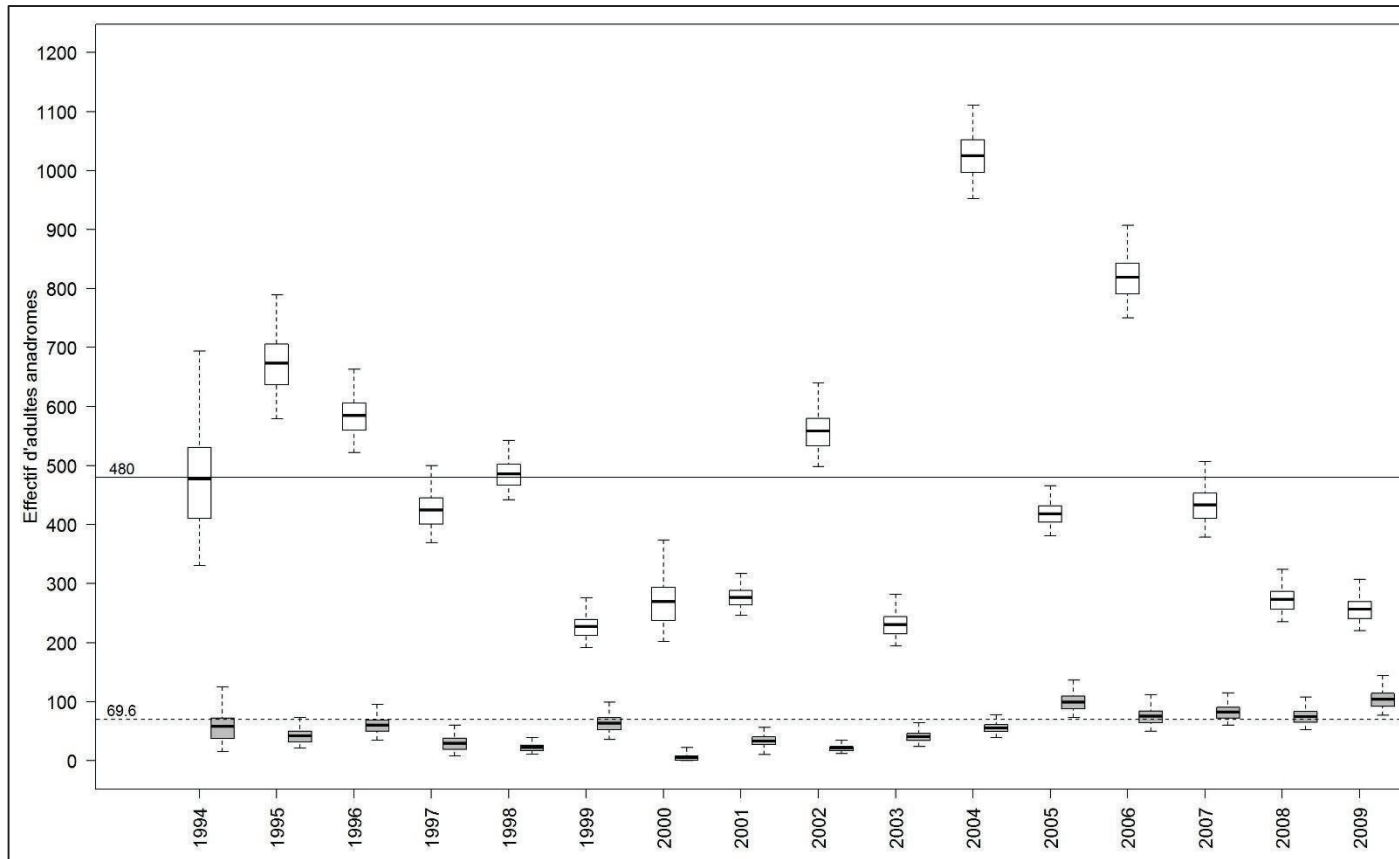


Figure 14 : Box plots des estimations annuelles de l'échappement reproducteur (adultes anadromes participant à la par classe d'âge de mer (castillons, 1HM et plusieurs hivers de mer, PHM)).

Les box plots transparents représentent les 1HM alors que les box plots gris représentent les PHM. La ligne continue en noir est la moyenne estimée pour les 1HM alors que la ligne en pointillée représente la moyenne observée pour les PHM.



5. Site de l'Oir

5.1. Spécificités et données utilisées

Le modèle utilisé précédemment (Rivot & Prévost 2002) reposait sur une loi hypergéométrique pour définir la distribution des captures et des recaptures. Cette loi caractérise des tirages aléatoires non ordonnés et sans remises, ce qui ne correspond pas au processus d'observation des captures et recaptures. De la même manière que les autres sites, les captures et recaptures ont donc été définies comme une succession de tirage binomiaux emboîtés.

Comme pour le site de la Nivelle, le sexe, en plus de l'âge de mer, a pu être considéré. Cette caractérisation des individus a été effectuée par Frédéric Marchand (INRA Rennes U3E, [Tableau 9](#)). Quarante-cinq individus n'ont pas pu être caractérisés sur un total de 3689 individus capturés. Au total, cinq niveaux de non-identification sont possibles : l'individu peut avoir été sexé mais pas âgé, il peut avoir été âgé mais pas sexé et enfin, il peut avoir été ni sexé, ni âgé. Il a été considéré dans un premier temps un modèle de mélange de type multinomial (Pledger 2000, Pledger & Phillpot 2008) pour essayer de réattribuer les individus non identifiés mais le nombre d'individus concernés étant très faible par rapport au jeu de données total, nous avons rencontré de gros problèmes de convergence des chaînes MCMC ne permettant pas d'obtenir des estimations fiables. Pour cette raison, la réattribution de ces individus dans une catégorie de sexe et d'âge a été faite préalablement selon la proportion observée dans les captures les autres années en lien avec le nombre d'individus capturés et totalement identifiés au Moulin de Cerisel lors de la montaison l'année concernée ([Tableau 9](#)). En effet, la majorité des individus non-identifiés sont capturés soit lors des pêches électriques en amont du piège, soit lors de la recapture lors de la dévalaison.

Les probabilités de capture à la montaison ont été estimées par classe d'âge de mer uniquement tandis que les probabilités de recapture ont été estimées par classe d'âge de mer et par sexe.

En 1990, le piégeage n'a commencé qu'au mois de novembre. Nous considérons donc que la probabilité de capture est diminuée d'une certaine proportion cette année-là. Cette décote par classe d'âge est un paramètre libre pouvant varier entre 0 et 1.

$$pMC_{1990\alpha} \sim Beta(1,1)$$

Rapport final

Tableau 9 : Effectifs d'adultes anadromes capturés au piège du Moulin de Cerisel lors de la montaison et de la dév par classe d'âge de mer (castillons, 1HM ou plusieurs hivers de mer, PHM) et par sexe (♂, ♀) utilisés pour les estima
La réattribution des individus non-identifiés est indiquée dans le tableau.

Abréviations : *i.*, individu ni sexé, ni âgé ; *i. 1HM*, individu âgé d'un hiver de mer ; *i. PHM*, individu âgé de plusieurs hivers étant un mâle et *i. ♀* individu sexé comme étant une femelle ; $\overline{i. 1HM}$, individu mort âgé d'un hiver de mer.

	Piège du Moulin de Cerisel (montée)								Piège du Moulin			
	Capturés au piège				Marqués et relâchés				Recapturés marqués			
	1HM		PHM		1HM		PHM		1HM		PHM	
	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀
1984	102	40	5	21	100	36	5	17	0	10	0	2
1985	132+1 (<i>i.</i>)	66	17	46	123	51	15	38	2	13	0	6
1986	59	12	30	25	44	8	55	15	0	5	0	0
1987	14	2	0	0	11	1	0	0	2	0	0	0
1988	120	31	12	63	108	13	11	53	2	9	0	1
1989	132	64	18	21	123	52	13	11	25	11	5	3
1990	6	3	2	4	3	3	0	1	0	1	0	1
1991	30	13	1	1	30	13	1	1	11	10	0	1
1992	17	11	1	2	13	8	0	0	3	1	0	0
1993	71	22	4	3	65	12	4	0	3	1	0	0
1994	12	18	0	3	8	10	0	1	0	1 (<i>i.</i>)	0	0
1995	63	45	0	3	60	41	0	2	17+1 (<i>i. 1HM</i>) +1 (<i>i. ♂</i>) + 2(<i>i.</i>)	15	0	0
1996	40	27	0	3	39	26	0	3	11+2 (<i>i. ♂</i>)	4+2 (<i>i. ♀</i>)	0	0
1997	34	21	0	1	23	9	0	1	7	4	0	0
1998	23	10	0	1	22	8	0	0	5	1	0	0
1999	93	43	5	13	91	42	5	10+1 (<i>i. PHM</i>)	15+1 (<i>i.</i>)	6	1	0
2000	24	27	1	2	24	26	1	2	1	3	0	0

Rapport final

	Piège du Moulin de Cerisel (montée)								Piège du Moulin			
	Capturés au piège				Marqués et relâchés				Recapturés marqués			
	1HM		PHM		1HM		PHM		1HM		PHM	
	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀
2001	100	50	4	5	99	50	4	5	23	5	1	1
2002	53	40	7	8+1 (i. PHM)	53	39	6+1 (i. PHM)	8	8+2 (i. ♂)	3	1	1
2003	103	60	1	24	103	58	1	24	51+1 (i. ♂)	23+3 (i. ♀)	1	9
2004	112	10 0	6	28	111	100	6	28	30+1 (i. ♂)	30	1	7
2005	58	23	2	5	58	22	2	5	12+10 (i. ♂)	10+1 (i. ♀)	1 i. ♂	2
2006	61	41	0	19	61	41	0	19	18	17	0	7
2007	112	56	1	9	112	56	1	9	55	20	0	3
2008	12	16	1	3	12	15	1	3	3	6	0	3
2009	10	3	0	7	10	3	0	7	2	1	0	2
2010	41	26	0	3	41-3 (♂ i. 1HM)	25-1 (♂ i. 1HM)	0	2	12	8	0	0
2011	47	35	2	20	46	35	2	20	19	3	1	6
2012	18	4	3	6	18	4	3	6	6	1	0	1
2013	41	14	4	13	38	13	4	13	13 + 1 (i. ♂)	1	1	0

Rapport final

Nous avons également voulu intégrer l'effort de piégeage dans la probabilité de capture et de recapture. Dans un premier temps, nous avons considéré le nombre de jours de fonctionnement du piège sur la période de mars l'année t au mois de février l'année $t+1$ pour les captures de montaison et la période de décembre l'année t au mois d'avril l'année $t+1$ pour les captures de dévalaison post-reproduction. La période d'octobre à décembre a été considérée dans un deuxième temps pour les captures de montaison tout en conservant la même période pour les captures de dévalaison. Dans les deux cas, ces covariables temporelles ne se sont pas révélées significatives et n'ont donc pas été incluses dans le modèle final. Ceci est lié au fait que les variations de l'effort de piégeage sont très faibles d'une année sur l'autre. En effet, seules deux années sont caractérisées par une réelle diminution de l'effort de piégeage : l'année 1990 où le piégeage a commencé en novembre et l'année 2000 où le piégeage a été interrompu certains jours à cause des débits trop importants (il s'agit de l'année avec le plus fort débit moyen observé, voir [Tableau 2](#)). Le débit moyen étant intégré comme une covariable temporelle dans la probabilité de capture (voir **Traits communs de la modélisation**) et la probabilité de capture en 1990 étant déjà considérée comme différente des autres années, nous n'avons donc pas intégré *in fine* l'effort de piégeage dans la modélisation.

5.2. Résultats

Processus d'observation : probabilités de capture et effet du débit, probabilité de recapture

L'effet du débit pendant le pic de migration est négatif sur la probabilité de capture au Moulin de Cerisel et ce, quelle que soit la classe d'âge de mer : pente de -0.898 [-1.59 ; -0.229] pour les 1HM ($p(\text{pente} < 0) = 0.995$) et de -1.138 [-1.808 ; -0.510] pour les PHM ($p(\text{pente} < 0) = 0.999$) en échelle logit. L'examen des résidus standardisés des probabilités de capture par classe d'âge indiquent que depuis 2008, les probabilités de capture sont systématiquement plus faibles que celles attendues, notamment pour les 1HM ([Annexe 10](#)). Cette diminution pourrait être liée à un mauvais fonctionnement de la barrière électrique qui guide les poissons vers le piège (Frédéric Marchand, INRA Rennes U3E, Comm. Pers.).

La probabilité de capture moyenne est estimée à 0.61 (BCI95% : [0.45 ; 0.76]) pour les 1HM et à 0.47 pour les PHM (BCI95% : [0.31 ; 0.63]) ; ([Figure 15](#)). Les plus fortes probabilités de capture sont observées en 1989 pour les 1HM (0.98, BCI95% : [0.93 ; 0.999]) et les PHM (0.875, BCI95% : [0.77 ; 0.99]). Les plus faibles probabilités de capture sont observées en 2009 pour les 1HM (0.03, BCI95% : [0.045 ; 0.2]) et en 2000 pour les PHM (0.11, BCI95% : [0.02 ; 0.285]). Les probabilités de capture estimées pour l'année 1990 sont plus fortes que ces dernières : 0.12 (BCI95% : [0.04 ; 0.26]) pour les 1HM et 0.34 (BCI95% : [0.04 ; 0.26]) pour les PHM.

En moyenne, la probabilité de recapture des femelles castillons est plus forte que celles des mâles et des PHM ([Tableau 10](#)). Ce résultat semble indiquer que la survie des femelles castillons est meilleure comparativement aux autres catégories.

Rapport final

Figure 15 : Box plots des probabilités de capture au Moulin de Cerisel des castillons (1HM) et des saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) depuis 1984.

La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.

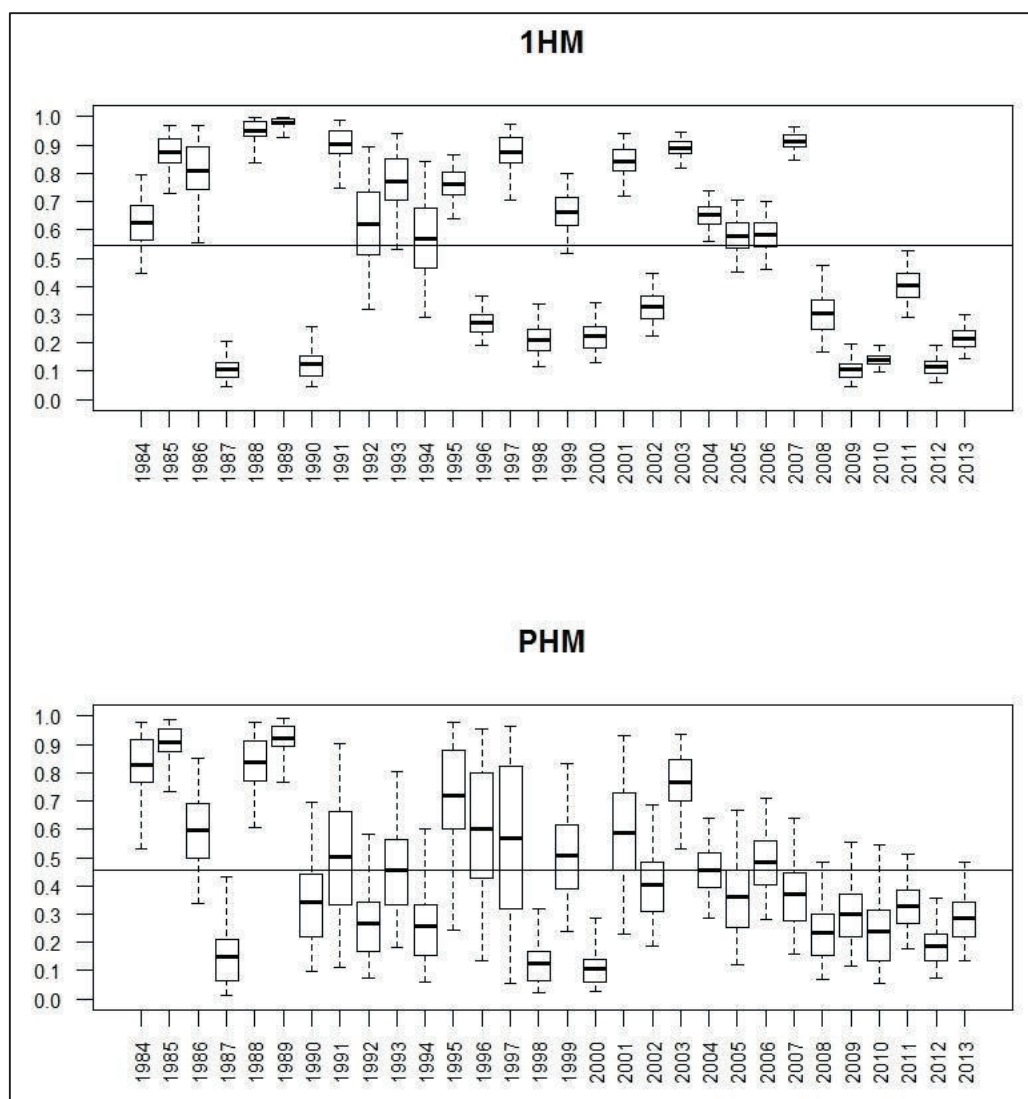


Tableau 10 : Probabilité de recapture moyenne estimée sur la rivière Oir selon la classe d'âge de mer (1HM et PHM) et le sexe.

Seule la moyenne des femelles castillons est significativement différente.

	1HM	PHM
Mâle	0.175 [0.109; 0.253]	0.111 [0.045; 0.223]
Femelle	0.295 [0.239; 0.357]	0.19 [0.12; 0.276]

Rapport final

Reconstitution de la série chronologique d'abondance

Tout comme sur les autres sites, les effectifs entrants d'adultes anadromes ont beaucoup fluctué depuis le début du suivi (Figure 17 ; Annexe 11). D'une manière générale, les 1HM sont plus nombreux avec un sexe-ratio en faveur des femelles : moyenne sur la série de 115.09 femelles pour 64.84 mâles (rapport de 1.8). Les PHM montrent un sexe-ratio largement en faveur des femelles : moyenne de 25.73 femelles pour 8.685 mâles (rapport de 3). Les plus faibles effectifs sont observés en 1991 pour les 1HM (47.06, BCI95% : [44 ; 55]) et en 1995 pour les PHM (4.84, BCI95% : [3 ; 12]). Les plus forts effectifs sont observés en 2010 pour les 1HM (491.1, BCI95% : [387 ; 637]) et en 1986 pour les PHM (94.56, BCI95% : [64 ; 152]). Aucune tendance à l'augmentation ou à la diminution de la population ne se dégage.

La reconstitution de la proportion en PHM par année de dévalaison des smolts ne montre aucune tendance particulière (Figure 16). La proportion moyenne est estimée à 0.16 (BCI95% : [0.13 ; 0.20]).

Figure 16 : Proportion de PHM par année de dévalaison des smolts sur l'Oir.

La ligne continue représente la moyenne sur la série.

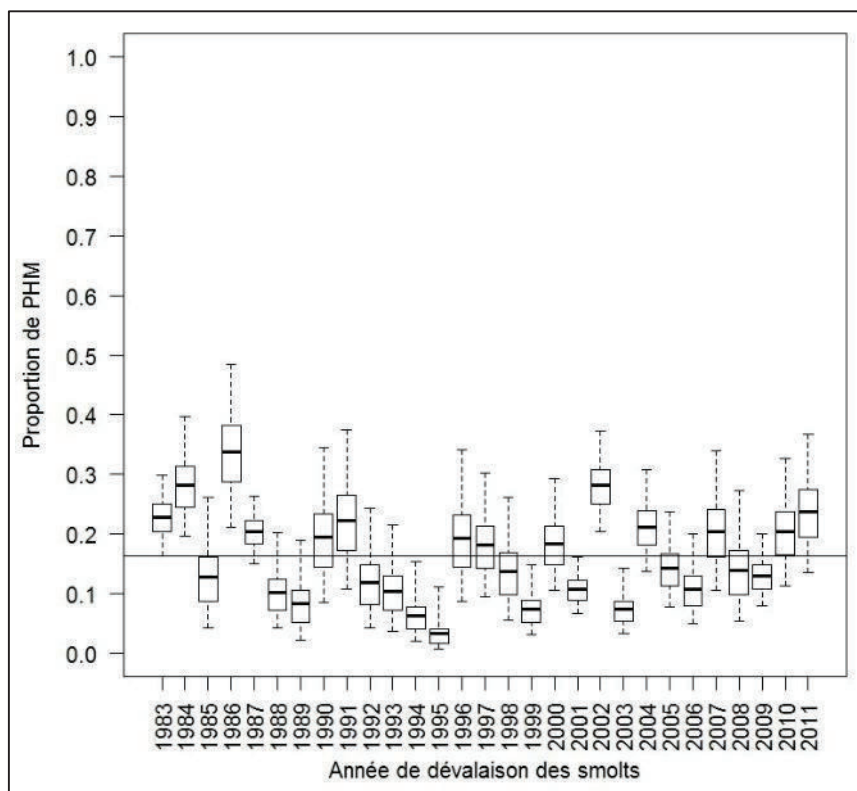
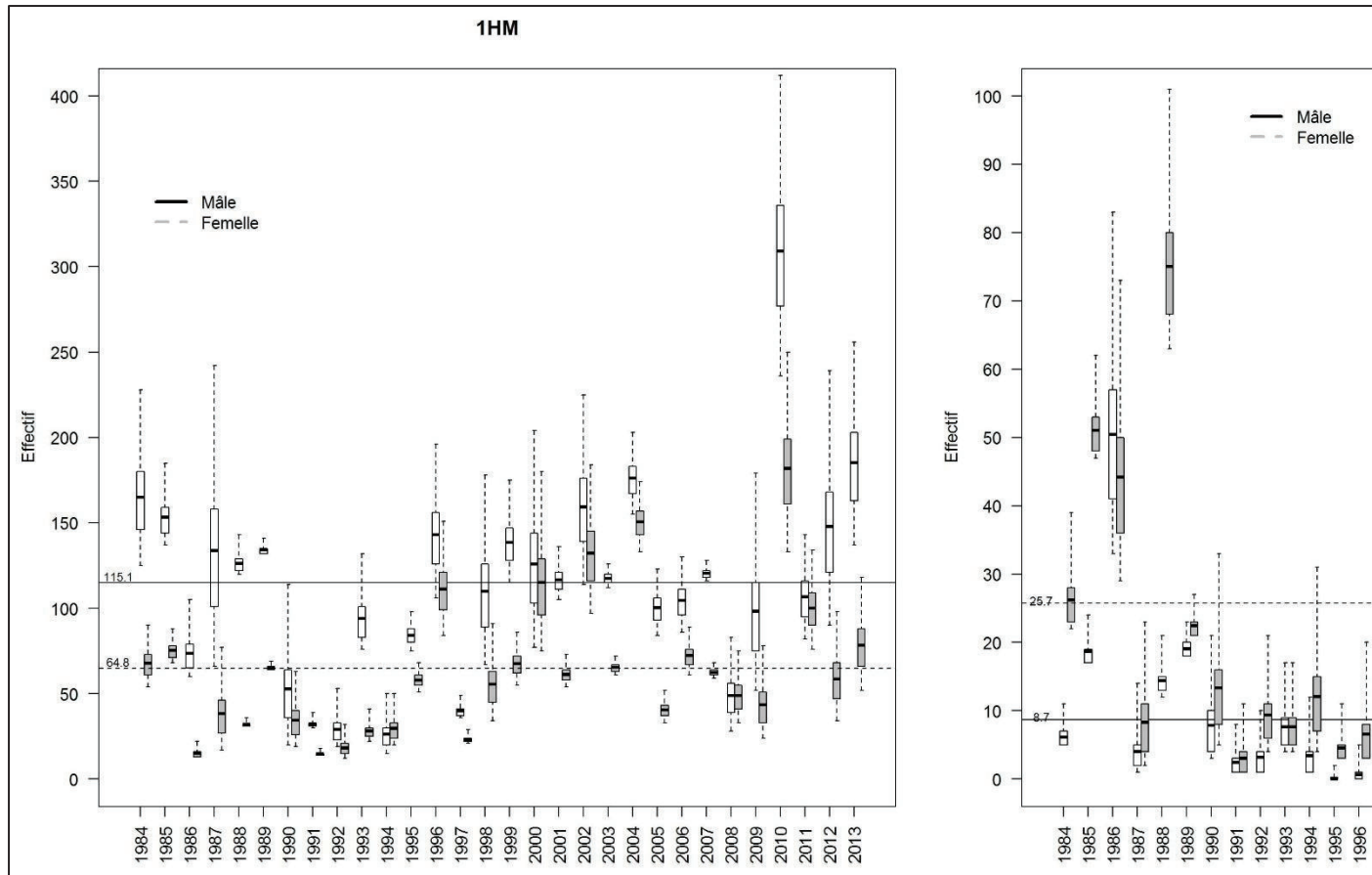


Figure 17 : Box plots des estimations annuelles des effectifs d'adultes anadromes entrant dans l'Oir depuis 1984 par saison (1HM et plusieurs hivers de mer, PHM) et par sexe.

Les box plots transparents représentent les mâles alors que les box plots gris représentent les femelles. La ligne continue représente la série chronologique pour les mâles alors que la ligne en pointillée représente la moyenne observée pour les femelles.



Séries chronologiques d'abondance des juvéniles dévalants (smolts)

1. Traits communs de la modélisation

Le principe général de l'analyse est le même quel que soit le site d'étude et est similaire à celui utilisé pour estimer les chroniques d'abondance des adultes anadromes ([Figure 1](#)). Cette analyse a pour objectif d'estimer l'abondance des juvéniles dévalants âgés quasi exclusivement d'un ou deux ans de rivière, ces classes d'âge étant considérées conjointement.

Afin d'expliquer les fluctuations interannuelles des probabilités de capture et de recapture, l'effet du débit a été considéré. Le rythme de migration au piège a donc été pris en compte afin de déterminer pour chaque site, une fenêtre temporelle préférentielle de migration ([Tableau 11](#)). Le débit moyen annuel a ensuite été calculé sur chaque période ([Tableau 11](#), voir p. 25 pour les stations hydrométriques utilisées). Ce débit moyen annuel est par la suite log transformé et standardisé (centré-réduit) dans le modèle.

Rapport final

Tableau 11 : Fenêtres temporelles sélectionnées correspondant aux périodes de migration préférentielle des smolts selon le site d'étude et débit moyen calculé.

Le débit moyen est calculé sur la période indiquée et pour le site du Scorff, pour les jours où les pièges étaient en fonctionnement (voir p. 64 pour plus de détails). Ce débit moyen est ensuite log transformé et standardisé pour être utilisé comme une covariable temporelle pour caractériser la probabilité de capture moyenne aux pièges.

Les données de débit pour le piège de Beauchamps sur la Bresle ne sont pas présentées car cette covariable temporelle n'a finalement pas été retenue dans la modélisation finale (effet non significatif). La donnée marquée d'une étoile sur le site de l'Oir n'est pas issue de la station hydrométrique de Ducey dans la mesure où elle n'était pas disponible. Pour plus de détails quant à la méthode de calcul du débit pour la période considérée, se référer à l'Annexe 1.

	Scorff (m ³ /s)		Bresle (m ³ /s)	Oir (m ³ /s)
	1 avril - 10 mai		1 avril - 10 mai	1 avril - 30 avril
	Moulin du Leslé	Moulin des Princes		
1982			8.35000	
1983			9.41785	
1984			7.59458	
1985			8.09187	
1986			7.76845	1.23678*
1987			8.59542	1.03033
1988			11.42981	1.13633
1989			8.30708	1.12410
1990			6.11407	0.56820
1991			6.16687	0.66353
1992			5.39305	0.64337
1993			6.64299	0.69507
1994			11.41024	1.77667
1995		4.93025	11.80588	1.19507
1996		3.95475	4.40484	0.51513
1997	3.41075	3.41075	4.64964	0.47103
1998	7.71700	7.71700	5.34259	1.01723
1999	8.41871	9.44700	9.20198	1.39567
2000	7.10432	7.52925	10.01250	1.97700
2001	10.31686	11.26475	16.07750	3.80900
2002	3.97675	3.97675	11.74500	1.12233
2003	2.63850	2.63850	8.34250	1.04057
2004	4.53025	4.53025	5.74725	0.62023
2005	3.05500	3.05500	5.51175	0.89880
2006	7.55789	8.19250	5.56950	1.22780
2007	4.46450	4.46450	6.39950	1.19723
2008	4.79050	4.79050	10.09875	1.43733
2009	4.35475	4.35475	7.41075	0.84103
2010	6.57075	6.57075	7.94975	0.82117
2011	2.88925	2.88925	5.68200	0.50614
2012	4.86147	6.73475	7.67750	0.79760
2013	7.87053	8.42950	9.03925	1.59720
2014	5.70250	5.70250	9.64125	1.20100

2. Site de la Bresle

2.1. Spécificités et données utilisées.

Le piège de Beauchamps (situé en amont) a fonctionné sur l'ensemble de la période tandis que le piège d'Eu a été mis en service en 1997 en complément du premier piège. De plus, avant 1997, aucun smolt n'était marqué. Après 1997, le marquage est effectué à Beauchamps et les recaptures à Eu ([Tableau 12](#)). Par ailleurs, le piège de Beauchamps a eu de gros problème de fonctionnement en 1995, 2000 et 2002. Nous considérons donc que la probabilité de capture est diminuée d'une certaine proportion ces années-là. Ces décotes sont des paramètres libres pouvant varier entre 0 et 1.

$$pB_{1995} \sim \text{Beta}(1,1), pB_{2000} \sim \text{Beta}(1,1) \text{ et } pB_{2002} \sim \text{Beta}(1,1)$$

Nous avons voulu considérer une covariable catégorielle caractérisant les conditions de piégeage pendant la fenêtre préférentielle de migration (1^{ier} avril – 10 mai). Françoise Fournel (ONEMA DAST, Eu) a donc caractérisé les conditions de piégeage journalières selon si le piège était en service, si les conditions étaient très perturbées, perturbées, satisfaisantes ou optimales. Toutefois, il n'a pas été possible de retrouver les conditions de piégeage pour les premières années du suivi (de 1982 à 1986), ni même pour la totalité de la période considérée pour les années 1997, 1998, 1999 et 2005. Cette covariable catégorielle étant fortement corrélée au débit observé les années où les conditions de piégeage étaient disponibles pour la période complète, nous avons finalement considéré uniquement la covariable de débit.

2.2. Résultats

Processus d'observation : probabilités de capture, effet du débit

L'effet du débit a tendance à être négatif sur la probabilité de capture à Eu: pente de -0.069 [-0.235 ; 0.091] ($p(\text{pente} < 0) = 0.807$) en échelle logit. Bien que cette covariable temporelle explique peu de variance de la probabilité de capture à Eu, nous avons néanmoins décidé de la conserver dans le modèle final en raisons de sa pertinence *a priori* par rapport à la connaissance d'expert disponible concernant le processus de capture. L'examen des résidus standardisés des probabilités de capture et de recapture permet de mettre en évidence que le piège de Beauchamps a une probabilité de capture en 1996 plus faible que ce qui est attendu. Il en est de même pour l'année 2010 au piège d'Eu ([Annexe 12](#)).

La probabilité de capture moyenne au piège de Beauchamps est estimée à 0.29 (BCI95% : [0.21 ; 0.37]). En 1995, 2000 et 2002, les probabilités de capture sont fortement réduites : 0.04 (BCI95% : [0.01 ; 0.17]) en 1995 ; 0.15 (BCI95% : [0.10 ; 0.21]) en 2000 ; 0.05 (BCI95% : [0.01 ; 0.19]) en 2002 ([Figure 18](#)).

La probabilité de recapture moyenne pour le piège d'Eu est estimée à 0.08 (BCI95% : [0.07 ; 0.09]). La plus faible probabilité de recapture est observée en 2010 (0.04, BCI95% : [0.03 ; 0.05]) et la plus forte en 1993 (0.10, BCI95% : [0.08 ; 0.13] ; [Figure 18](#)).

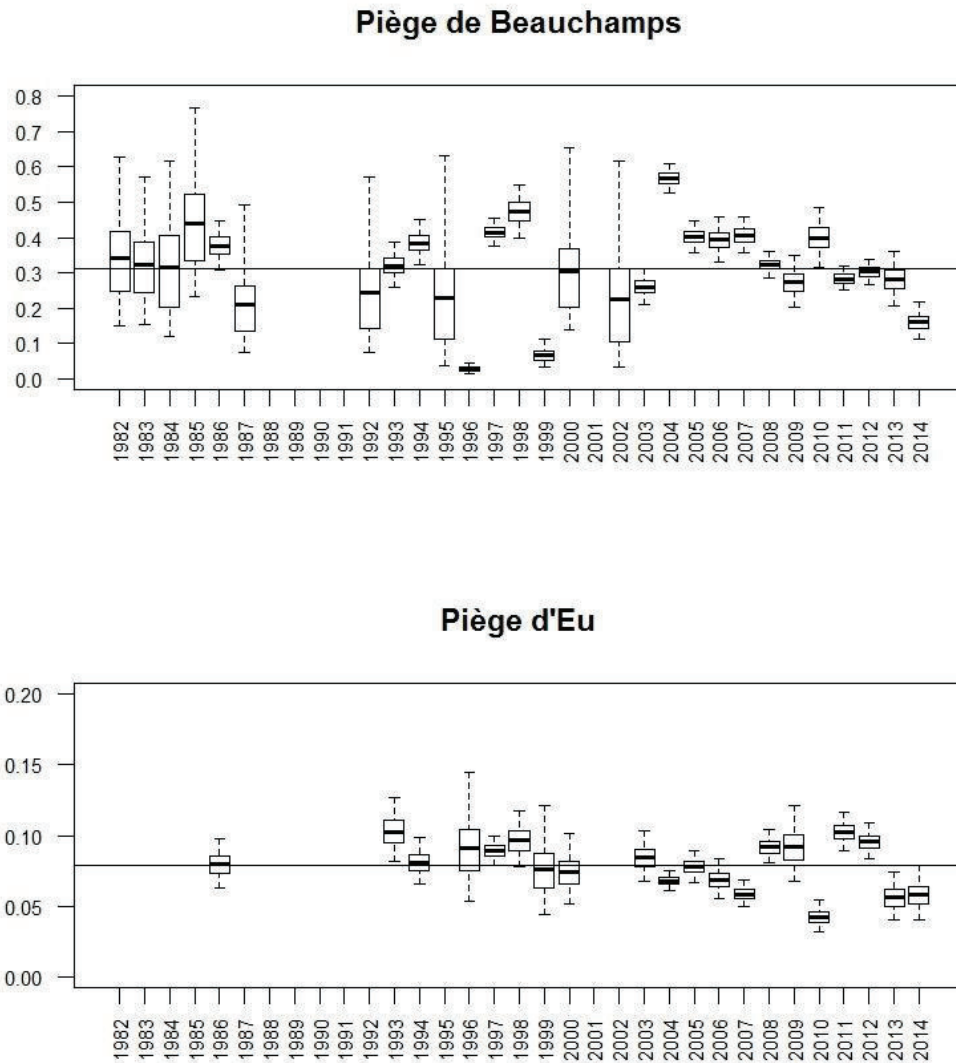
Rapport final

Tableau 12 : Effectifs de smolts capturés aux pièges de Beauchamps et d'Eu sur la Bresle utilisés pour les estimations.

	Piège de Beauchamps (capture)				Piège d'Eu (recapture)	
	<i>Capturés au piège</i>	<i>Morts</i>	<i>Marqués et relâchés</i>	<i>Non-marqués relâchés</i>	<i>Capturés marqués</i>	<i>Capturés non-marqués</i>
1982	1 115	0				
1983	1 128	0				
1984	750	0				
1985	1 530	0				
1986	747	0	745	2	61	97
1987	400	0				
1988						
1989						
1990						
1991						
1992	415	0				
1993	565	15	550	0	61	122
1994	941	20	920	1	77	121
1995	50	0				
1996	42	2	40	0	2	153
1997	2 594	6	2 588	0	230	327
1998	800	30	770	0	78	84
1999	40	0	40	0	3	47
2000	263	9	253	1	20	109
2001						
2002	63	0				
2003	774	10	764	0	66	186
2004	4 321	54	4 267	0	287	222
2005	2 110	60	2 050	0	158	244
2006	1 074	32	1 040	2	70	113
2007	2 215	30	2 175	10	123	190
2008	2 155	60	2 090	5	194	417
2009	317	7	310	0	32	77
2010	1 135	10	1 120	5	41	72
2011	1 829	29	1 800	0	186	476
2012	1 938	28	1 910	0	184	430
2013	523	10	513	0	26	74
2014	424	4	420	0	21	130

Figure 18 : Box plots des probabilités de capture des smolts à Beauchamps et des probabilités de recapture à Eu.

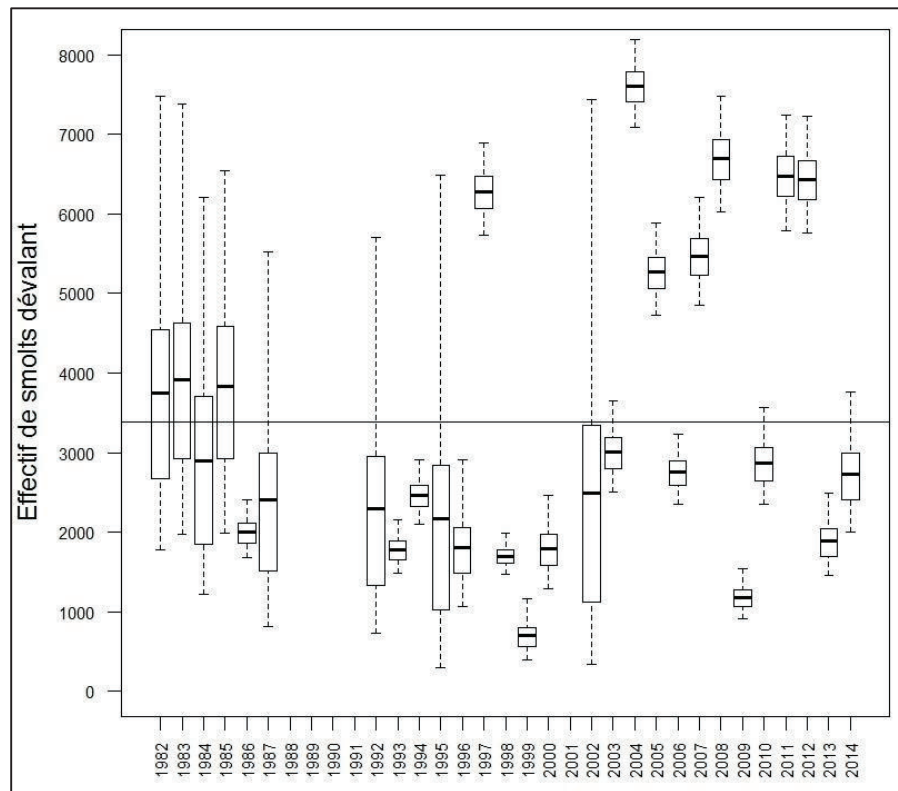
La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle. Noter que l'échelle de l'axe des ordonnées n'est pas la même selon le piège.



Reconstitution de la série chronologique d'abondance

L'utilisation d'un MBH permet d'obtenir des estimations pour les années où seul le piège de Beauchamps était en fonctionnement et pour les années où les deux pièges ont très peu fonctionné. Ces estimations sont, sans surprise, associées à une très forte incertitude (Figure 19). La reconstitution de la série chronologique montre que la Bresle est caractérisée soit par de bonnes années avec des effectifs de smolts dévalants supérieurs à 5 000, soit par des années avec des effectifs inférieurs ou égaux à 3 000 (Figure 19 ; Annexe 13). Le plus faible effectif est observé en 1999 (695, BCI95% : [398 ; 1159]) et le plus fort en 2004 (7 605, BCI95% : [7 095 ; 8 190]).

Figure 19 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de smolts dévalant la Bresle depuis 1982. La ligne continue indique la moyenne observée sur la série chronologique.



3. Site du Scorff

3.1. Spécificités et données utilisées

Les deux premières années du suivi (1995 & 1996), avant l'installation du piège au Moulin du Leslé, les smolts capturés au Moulin des Princes étaient marqués et relâchés en amont afin d'être potentiellement recapturés au Moulin des Princes. Il en a été de même en 2001 et 2001, lorsque le piègeage au Moulin du Leslé a été interrompu en raison des débits trop importants.

La covariable débit a été calculée pour les jours où les pièges étaient en fonctionnement pour la période du 1 avril au 10 mai ([Tableau 11](#)). Alors que le piège du Moulin des Princes n'a eu aucun jour de fermeture pendant cette période depuis le début du suivi de la dévalaison des smolts, le piège du Moulin du Leslé n'a pas fonctionné en continu certaines années du fait des débits trop importants ([Tableau 13](#)). De plus, en 1997, le piège du Moulin du Leslé a été installé alors que la dévalaison avait déjà commencé. Nous avons donc considéré que la probabilité de capture au Moulin du Leslé était diminuée d'une certaine proportion (p_{MLdim}) les sept années où il a subi des interruptions de fonctionnement. Ces années ont été modélisées de façon hiérarchique selon une loi normale de moyenne (μ_{MLdim}) et d'écart-type (σ_{MLdim}).

Rapport final

$\text{logit}(p_{MLdim})_{1:7} \sim \text{Normal}(\mu_{MLdim}, \sigma_{MLdim})$ avec $\mu_{MLdim} \sim \text{Student}(\mu, \sigma, \nu)$ et

$\sigma_{MLdim} \sim \text{Cauchy}^+(0,1)$ où $\mu = 0, \sigma = 1.566$ et $\nu = 7.763$.

Le prior utilisé sur le logit de la diminution moyenne induit une loi de probabilité uniforme entre 0 et 1 en échelle naturelle (Coggins Jr *et al.* 2014) tandis que l'utilisation d'une loi de Cauchy restreinte aux valeurs positives pour l'écart-type induit une distribution avec un pic pour des valeurs proches de zéro tout en n'excluant pas les trop fortes valeurs (Gelman 2006).

Tableau 13 : Jours de fermeture du piège du Moulin du Leslé sur la période du 1^{er} avril au 10 mai depuis son installation en 1997.

	Nombre de jours de fermeture	Dates de fermeture
1999	9	Du 20 avril au 28 avril inclus
2000	3	Du 20 avril au 22 avril inclus
2001	5	Du 5 avril au 9 avril inclus
2006	2	Du 1 avril au 2 avril
2012	6	Du 25 avril au 26 avril inclus Du 30 avril au 2 mai inclus 10 mai
2013	2	11 avril 14 avril

Les captures aux deux pièges se déroulant en simultanément pendant la dévalaison des smolts, nous avons considéré que le fonctionnement des deux pièges était lié avec l'hypothèse sous-jacente que si un des pièges ne capture pas de façon optimale, l'autre piège a aussi une probabilité de capture plus faible. Pour cela, nous avons considéré que les probabilités de capture et de recapture en échelle logit ($\text{logit}(p)_{t,u}$) sont issues d'une loi multinormale paramétrée avec une matrice de variance – covariance (Σ_P). Les priors utilisés pour cette matrice sont mis sur le coefficient de corrélation (ρ) et sur les écarts-types (σ_{MP} et σ_{ML}). La corrélation concerne les résidus des probabilités de capture et de recapture, c'est-à-dire une fois l'effet du débit ($\text{std}Q_{t,u}$) pris en compte dans les probabilités de capture et de recapture moyennes en échelle logit ($\mu_{p_{t,u}}$). La corrélation est donc celle qui existerait entre les deux pièges si le débit était constant toutes les années.

$\text{logit}(p)_{t,u} = \text{Normal}(\mu_{p_{t,u}}, \Sigma_P)$ où $\text{logit}(\mu_{p_{t,u}}) = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{std}Q_{t,u}$ et
 $\alpha_0 \sim \text{Uniform}(-10,10), \alpha_1 \sim \text{Uniform}(-10,10)$

et $\Sigma_P = \begin{pmatrix} \sigma_{MP}^2 & \rho \times \sigma_{MP}^2 \times \sigma_{ML}^2 \\ \rho \times \sigma_{MP}^2 \times \sigma_{ML}^2 & \sigma_{ML}^2 \end{pmatrix}$ avec $\rho \sim \text{Uniform}(-1,1)$ et
 $\sigma_{MP} \sim \text{Uniform}(0,30), \sigma_{ML} \sim \text{Uniform}(0,30)$

Rapport final

Les données brutes utilisées dans la modélisation ont été obtenues à partir des rapports annuels sur l'évaluation de la population de saumon du Scorff et elles ont été vérifiées et complétées à l'aide des fichiers de données brutes individuelles récapitulant les captures et recaptures (Tableau 14).

Tableau 14 : Effectifs de smolts capturés sur le Scorff aux pièges du Moulin des Princes et du Moulin du Leslé utilisés pour les estimations.

En 2000 et 2001, lorsque le piège du Moulin du Leslé ne fonctionnait pas, les smolts capturés au Moulin des Princes étaient marqués et relâchés au niveau du Moulin du Leslé pour être potentiellement recapturés au Moulin des Princes. Ces individus sont donc considérés comme étant marqués au Moulin du Leslé et ajoutés à l'effectif de smolts marqués et relâchés au Moulin du Leslé lorsque celui-ci était en fonctionnement (en gras dans le tableau).

	Capture (Moulin des Princes)				Recapture (Moulin des Princes)		
	Capturés au piège	Morts	Marqués et relâchés	Non-marqués relâchés	Capturés marqués	Capturés non-marqués	Morts
1995	594	4	458		43		
1996	336	12	279		50		
	Capture (Moulin du Leslé)				Recapture (Moulin des Princes)		
1997	4 974	6	3 318	1 656	706	1 415	22
1998	950	3	923	27	130	549	110
1999	405	1	379	26	97	547	20
2000	645	2	633+ 131	12	106	327	15
2001	1 253	2	1 139+ 292	114	210	1 582	179
2002	469	1	465	4	120	195	10
2003	5 109	28	4 226	883	1 027	1 433	8
2004	4 210	33	3 944	266	861	848	19
2005	3 684	26	3 428	256	904	1 933	5
2006	1 365	6	1 336	29	199	863	25
2007	2 504	13	2 476	28	403	824	6
2008	1 700	4	1 692	8	196	1 040	23
2009	2 592	7	2 582	10	330	1 439	26
2010	3 638	23	3 519	119	321	642	8
2011	1 807	14	1 787	20	118	484	1
2012	1 015	67	947	68	77	608	36
2013	393	1	365	28	29	698	1
2014	2 372	17	2 351	21	225	766	25

3.2. Résultats

Processus d'observation : probabilités de capture et de recapture, effet du débit

L'effet du débit est négatif sur les probabilités de capture au Moulin du Leslé : pente de -0.41 (BCI95% : [-0.78 ; -0.02], $p(\text{pente} < 0) = 0.980$) en échelle logit. Cette relation est moins marquée pour les probabilités de capture au Moulin des Princes : pente de -0.12 (BCI95% [-0.36 ; 0.135], $p(\text{pente} < 0) = 0.833$) en échelle logit.

L'examen des résidus standardisés des probabilités de capture et de recapture permet de mettre en évidence que les probabilités de capture au Moulin du Leslé ont été plus faibles qu'attendues de 2011 à 2013 (Annexe 14). Ceci serait dû à l'agrandissement d'une brèche dans le déversoir du Moulin

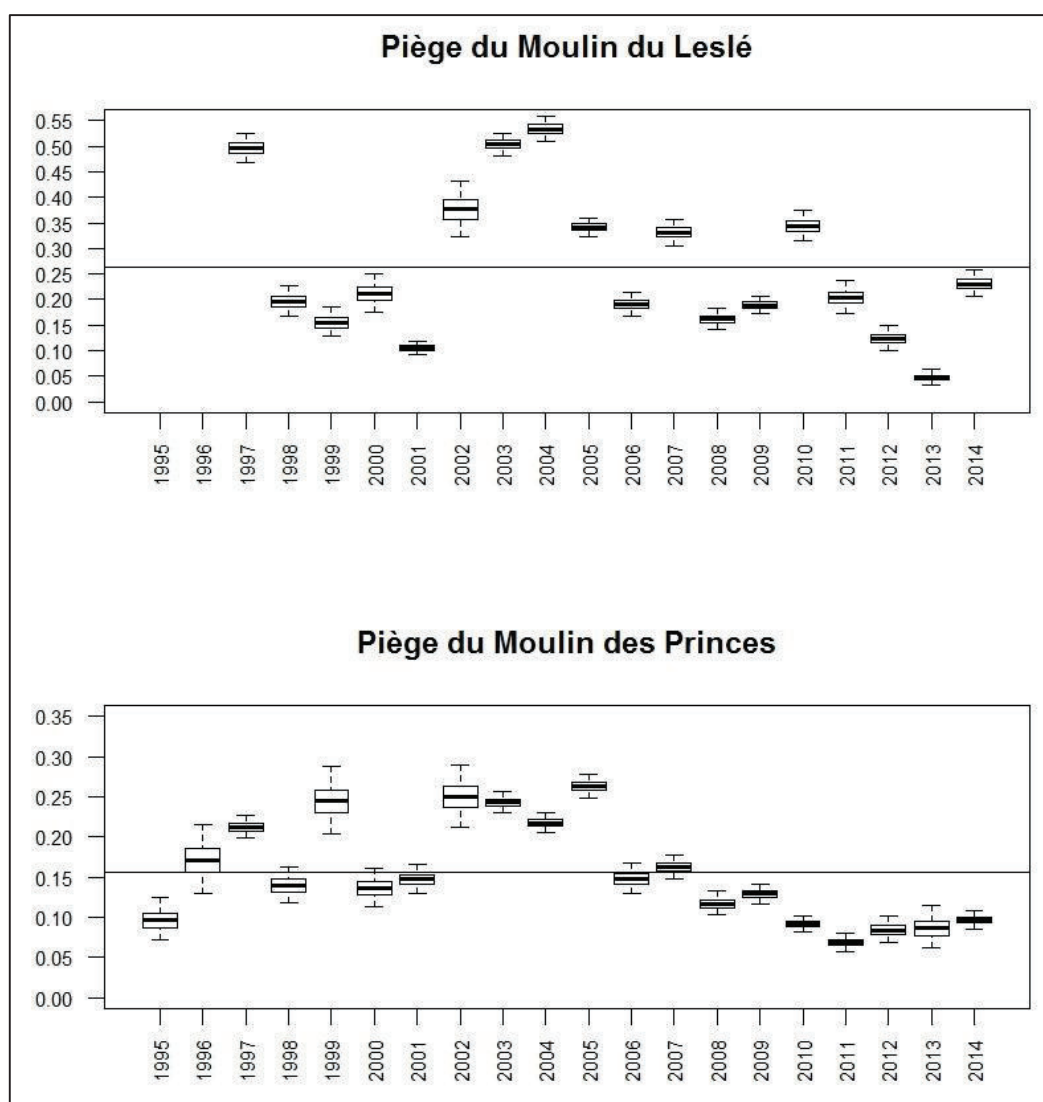
Rapport final

(Nicolas Jeannot, INRA U3E, Comm. Pers.). Depuis 2008 les probabilités de capture au Moulin des Princes sont systématiquement plus faibles qu'attendues pour le débit observé ([Annexe 14](#)). Il semblerait que cela soit lié à l'ensablement progressif observé à l'amont direct du dispositif de capture des smolts (Nicolas Jeannot, INRA U3E, Comm. Pers.). Une fois le débit pris en compte, la corrélation entre les deux pièges est de 0.53 (BCI95% [0.002 ; 0.8195]).

Les probabilités de capture estimées au piège du Moulin du Leslé sont très variables. Deux types d'années ressortent ([Figure 20](#)): des années avec une probabilité de capture comprise entre 0.33 (BCI95% [0.305 ; 0.36], cas de l'année 2007) et 0.53 (BCI95% [0.51 ; 0.56], cas de l'année 2004) ou des années avec une probabilité de capture comprise entre 0.05 (BCI95% [0.03 ; 0.06], cas de l'année 2013) et 0.23 (BCI95% [0.205 ; 0.26], cas de l'année 2014).

Figure 20 : Box plots des probabilités de capture des smolts au Moulin du Leslé et des probabilités de recapture au Moulin des Princes depuis 1995.

La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle. Noter que l'échelle de l'axe des ordonnées n'est pas la même selon le piège.



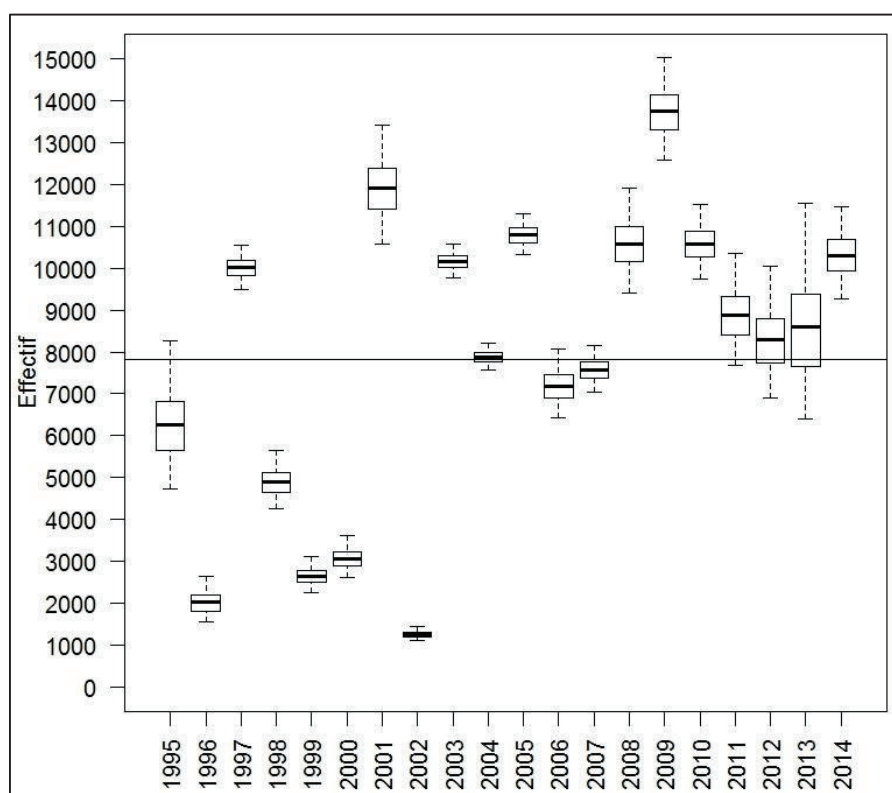
Rapport final

La probabilité de recapture moyenne au Moulin des Princes est estimée à 0.145 (BCI95% : [0.12 ; 0.18] ; [Figure 20](#)). Les plus faibles probabilités de recapture sont observées en 2011 (0.07, BCI95% : [0.06 ; 0.08]) et les plus fortes en 2005 (0.26, BCI95% : [0.25 ; 0.28]).

Reconstitution de la série chronologique d'abondance

La reconstitution de la série chronologique montre que, depuis 2003, les effectifs sont plus importants et moins variables par rapport aux premières années du suivi ([Figure 21](#) ; [Annexe 15](#)). Le plus faible effectif est observé en 2002 (1254, BCI95% : [1111 ; 1426]) et le plus fort en 2009 (13750, BCI95% : [12580 ; 15040]).

Figure 21 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de smolts dévalant le Scorff depuis 1995. La ligne continue indique la moyenne observée sur la série chronologique.



4. Site de l'Oir

4.1. Spécificités et données utilisées

Le nombre de sessions de marquage (pour remise en amont et recapture ultérieure) varie chaque année et est compris entre un et 22 ([Tableau 15](#)). Les probabilités de capture annuelles au piège du Moulin de Cerisel (p_{MC_t}) doivent donc rendre compte de ces variations, notamment dans l'incertitude qui leur est associée. Nous avons considéré qu'elles suivaient une loi Béta reparamétrée en terme de moyenne et de taille d'échantillon (ou précision). La probabilité de capture moyenne annuelle en échelle logit ($\text{logit}(\mu_{MC_t})$) est fonction du débit observé pendant le mois d'avril ($\text{std}Q_t$) tandis que la précision annuelle (ν_{MC_t}) est proportionnelle au nombre de sessions de marquage annuelles (N_{C_t}).

Rapport final

$$pMC_t \sim \text{Beta}(\alpha_t, \beta_t) \text{ où } \alpha_t = \mu_{MC_t} \times v_{MC_t} \text{ et } \beta_t = (1 - \mu_{MC_t}) \times v_{MC_t}$$

$$\text{avec } \text{logit}(\mu_{MC_t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{std}Q_t \text{ et } \alpha_0 \sim \text{Uniform}(-10,10), \alpha_1 \sim \text{Uniform}(-10,10)$$

$$\text{et avec } \log(v_{MC_t}) = \log(Nc_t) + \alpha_3 \text{ et } \alpha_3 \sim \text{Uniform}(-10,10)$$

Les données brutes utilisées dans la modélisation ont été fournies par Frédéric Marchand (INRA U3E, Rennes ; [Tableau 15](#)).

Tableau 15 : Effectifs de smolts capturés et recapturés sur l’Oir au piège du Moulin de Cerisel avec le nombre de sessions de marquage utilisés pour les estimations.

	<i>Capturés au piège</i>	<i>Marqués et relâchés</i>	<i>Recapturés marqués</i>	<i>Morts</i>	<i>Sessions de marquage</i>
1986	508	89	61	1	1
1987	275	31	24	6	1
1988	296	59	43	0	3
1989	541	65	43	2	4
1990	742	38	35	6	2
1991	150	35	27	0	2
1992	574	50	43	0	2
1993	208	26	24	0	1
1994	327	17	10	13	2
1995	618	63	53	1	3
1996	764	76	58	7	3
1997	202	68	27	5	12
1998	520	92	44	1	5
1999	195	59	45	2	6
2000	1 837	287	246	4	12
2001	681	227	113	0	12
2002	1 868	442	352	1	21
2003	840	326	222	9	22
2004	848	269	186	1	21
2005	658	252	198	1	13
2006	887	340	223	0	18
2007	727	183	141	1	11
2008	1 242	331	189	4	17
2009	1 828	344	182	0	16
2010	686	169	81	0	7
2011	999	377	207	1	11
2012	972	187	134	0	8
2013	572	268	117	0	12
2014	739	264	122	0	13

4.2. Résultats

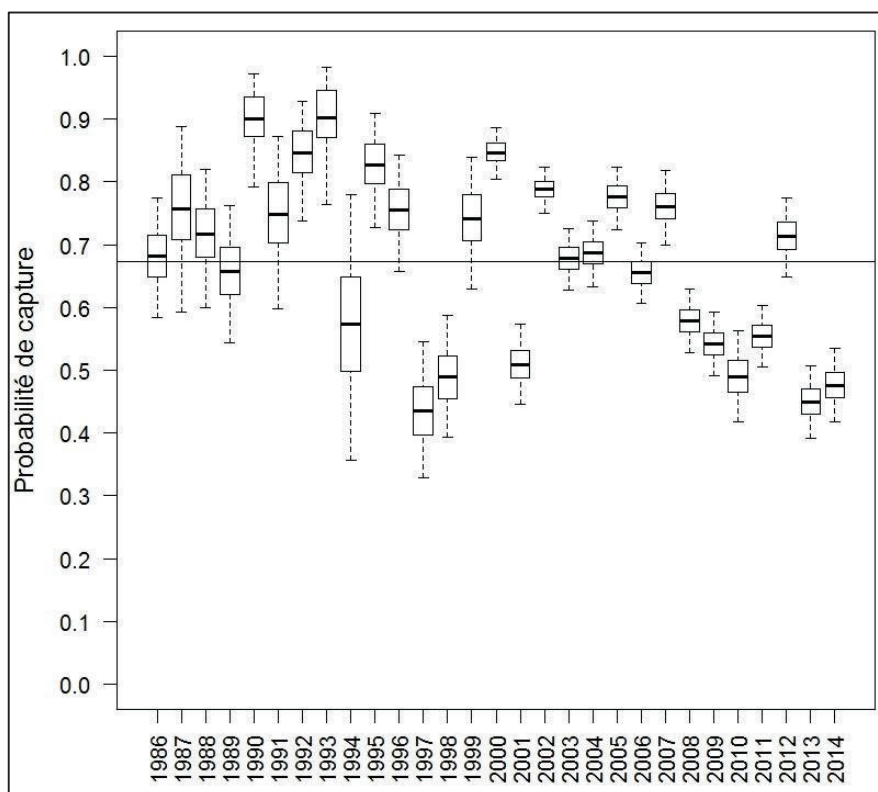
Processus d'observation : probabilités de capture, effet du débit

Bien que l'effet du débit ne soit pas significatif sur la probabilité de capture moyenne (pente de 0.0125 ; BCI95% [-0.215 ; 0.246]), nous avons néanmoins décidé d'inclure celui-ci dans le modèle final par souci de cohérence avec les autres modèles utilisés pour le Scorff et la Bresle. La moyenne de la probabilité de capture est estimée à 0.64 (BCI95% [0.59 ; 0.69]). La plus faible probabilité de capture est observée en 1997 (0.435, BCI95% [0.33 ; 0.54]) et la plus forte probabilité en 1993 (0.90, BCI95% [0.76 ; 0.98]).

Depuis 2008, les probabilités de capture sont plus faibles que la moyenne sur la série temporelle (Figure 22). Ceci serait lié à une détérioration progressive des barrières guidant les smolts vers le piège. Un système de grille pendante a été testé en 2012. Depuis la dévalaison de 2014, de nouvelles grilles ont été installées afin d'améliorer les probabilités de capture (Frédéric Marchand, INRA U3E, Rennes, Comm. Pers.).

Figure 22 : Probabilités de capture des smolts dévalant au piège du Moulin de Cerisel sur l'Oir depuis 1986.

La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.



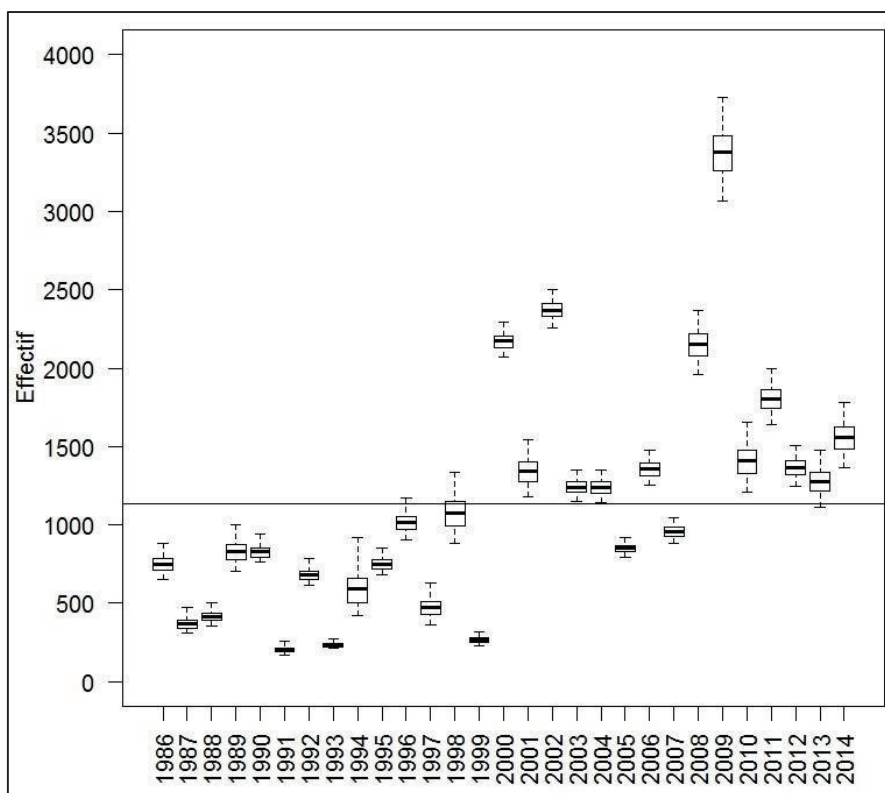
Rapport final

Reconstitution de la série chronologique d'abondance

La reconstitution de la série chronologique montre que, depuis 2001, les effectifs sont plus importants par rapport au début du suivi (Figure 23, Annexe 15). Le plus faible effectif est observé en 1991 (203, BCI95% [170 ; 256]) et le plus fort en 2009 (3377, BCI95% [3068 ; 3730]).

Figure 23 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de smolts dévalant l'Oir depuis 1986.

La ligne continue indique la moyenne observée sur la série chronologique.



Séries chronologiques d'abondance des juvéniles en place (tacons 0+)

1. Traits communs de la modélisation

Le principe général de la modélisation est le même quel que soit le site d'étude et reprend la modélisation proposée par Brun *et al.* (2011). Il se résume en trois étapes : une période pendant laquelle l'abondance annuelle en tacons (0+) est estimée par enlèvements successifs (ES), une période de transition pendant laquelle l'abondance annuelle en tacons est estimée à la fois par enlèvements successifs et par indices d'abondance récoltés par CPUE (IA) et enfin, une période pendant laquelle l'abondance annuelle en tacons est estimée uniquement par CPUE. Ainsi pour une densité locale annuelle donnée, une station d'échantillonnage peut générer des données d'enlèvements successifs, un indice d'abondance ou les deux.

À partir des estimations locales de l'abondance annuelle en tacons estimée localement au niveau des stations d'échantillonnage, une extrapolation à l'ensemble de la rivière est conduite, en incluant les affluents colonisés. Dans la suite des analyses, seuls les juvéniles de l'année sont conservés dans la mesure où les tacons âgés d'un an (ou plus) ne représentent qu'une partie de leurs cohortes (l'autre partie ayant smoltifié et migré en mer à l'âge d'un an).

1.1. Modélisation des opérations d'enlèvements successifs

Le principe est similaire aux opérations de CMR (Figure 24). Chaque année, un nombre N_i de tacons est potentiellement capturable au niveau d'une station d'échantillonnage i caractérisée par deux types d'habitat h_i (radiers-rapides : h_{1i} ou plats : h_{2i}) avec leurs surfaces respectives ($S_{h_{1i}}$ et $S_{h_{2i}}$). Lors du premier passage dans la station i , un nombre C_{1i} de tacons va être capturé avec une probabilité p_{C_1} . A la fin du premier passage, le nombre de tacons qui est encore potentiellement capturable est égal à N_{2i} .

$$N_{2i} = N_i - C_{1i}$$

Lors du second passage sur la station i , un nombre C_{2i} de tacons va être capturé avec une probabilité p_{C_2} . Nous considérons que cette seconde probabilité de capture est plus faible que la première et qu'elle est donc diminuée d'une certaine quantité (ε_p) en échelle logit (Dauphin *et al.* 2009). A la fin du second passage, le nombre de tacons qui est encore potentiellement capturable est égal à N_{3i} .

$$N_{3i} = N_{2i} - C_{2i}$$

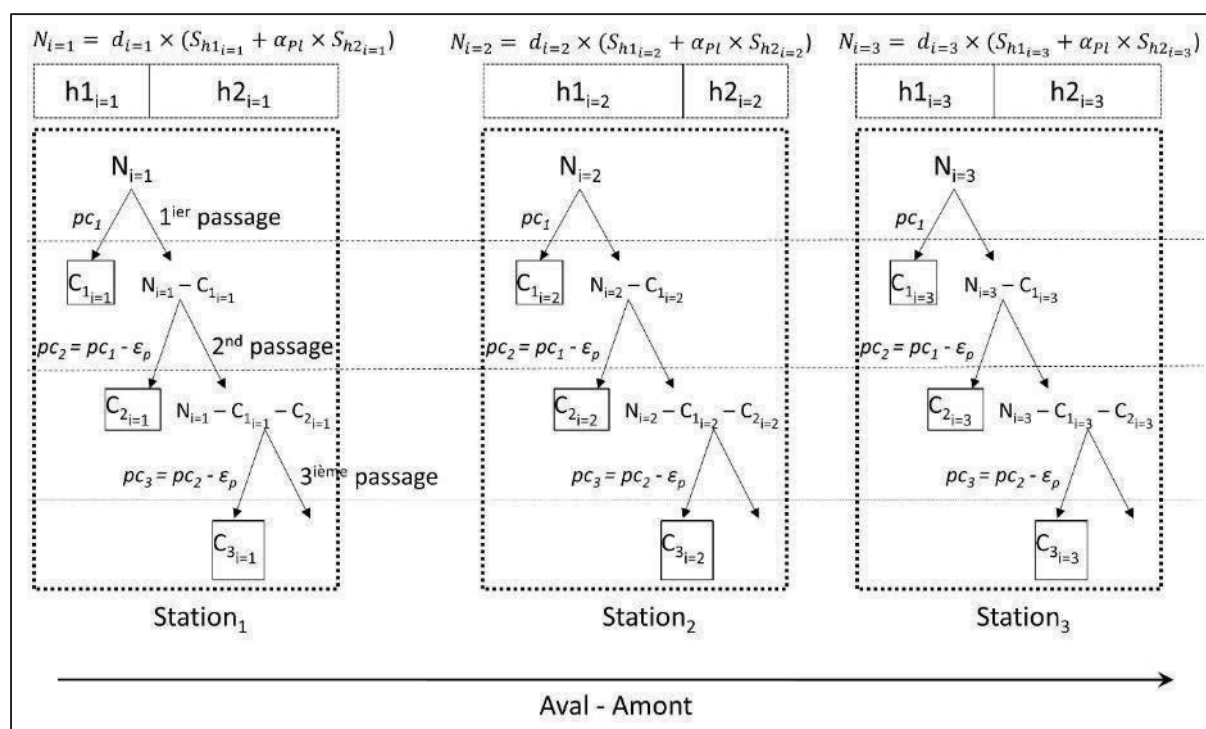
Lors du troisième passage sur la station i , un nombre C_{3i} de tacons va être capturé avec une probabilité p_{C_3} . De la même manière, nous considérons que celle-ci est plus faible que p_{C_2} et qu'elle est diminuée de la même quantité ε_p en échelle logit. Dans cet exemple simple, nous avons considéré que la probabilité de capture était la même quelle que soit la station échantillonnée mais il est possible

Rapport final

de considérer une probabilité de capture différente selon la station échantillonnée ou encore une probabilité de capture différente selon des secteurs regroupant plusieurs stations.

Figure 24 : Représentation schématique des pêches électriques par enlèvements successifs au niveau de 3 stations hypothétiques le long d'un gradient aval – amont.

Abréviations utilisées : i correspond à l'indice de la station (de 1 à 3 dans cet exemple), pc pour probabilité de capture, N pour le nombre de tacons, C pour le nombre capturés, h pour habitat avec $h1$ pour les radiers-rapides et $h2$ pour les plats, d pour la densité, $Sh1$ et $Sh2$ pour la surface de chaque habitat. Les paramètres encadrés au sein de chaque station et les surfaces d'habitats associées représentent les données récoltées sur le terrain. Les autres paramètres étant ceux dont nous voulons une estimation.



De la même manière que pour les estimations d'effectifs des adultes anadromes et des smolts dévalants, nous utilisons des modèles N-mixture (Royle 2004) afin d'estimer simultanément une abondance locale et des probabilités de capture. Nous considérons que le nombre $N_{i,t}$ de tacons à une station i , une année t est issu d'une loi de Poisson.

$$N_{i,t} \sim \text{Poisson}(\lambda_{i,t})$$

La moyenne de l'abondance à une station i , une année t ($\lambda_{i,t}$) est le produit de la densité locale ($d_{i,t}$) par la surface en habitat radiers-rapides (S_{h1i}) et plats de la station (S_{h2i}). Trois types d'habitats, radier-rapide, plat et profond, sont classiquement distingués en fonction de leur valeur pour la production de juvéniles de saumon (Prévost & Porcher 1996). Les habitats profonds à écoulement lent ne sont pas considérés dans cette analyse car ils sont essentiellement improductifs pour les juvéniles de saumon (Baglinière & Champigneulle 1982). Les radiers-rapides étant les habitats préférentiels des

Rapport final

juvéniles de saumons, leur proportion peut expliquer une part de la variabilité de la densité entre les stations. Nous considérons, pour chaque station, sa surface standardisée selon sa composition en habitat en affectant la surface de plat d'un coefficient de pondération (α_{pl}) permettant de transformer une surface de plats en son équivalent radier-rapide (Prévost & Porcher 1996).

$$\lambda_{i,t} = d_{i,t} \times (S_{h1_i} + \alpha_{pl} \times S_{h2_i}) \text{ avec } \alpha_{pl} \sim Uniform(0,1)$$

Dans cette formulation, la densité locale au niveau d'une station i , une année t ($d_{i,t}$), est dite en équivalent radier-rapide car elle représente la densité que l'on aurait pu observer si la station avait été constitué uniquement de radier-rapide. Cette densité locale est issue d'une loi log-normale et est constitué, dans ce cas simple, d'un effet aléatoire annuel en échelle log ($\log(Y)_t$) et d'une variance résiduelle (σ_d^2). La moyenne μ_d est la densité moyenne observée sur la rivière quelle que soit l'année ou la station échantillonnée (hyper-paramètre).

$$\log(d)_{i,t} = \log(Y)_t + \varepsilon_d \text{ où } \log(Y)_t \sim Normal(\mu_d, \sigma_{dt}^2) \text{ et } \varepsilon_d \sim Normal(0, \sigma_d^2)$$

$$\text{avec } \mu_d \sim Uniform(-10,10), \sigma_{dt} \sim Uniform(0,10) \text{ et } \sigma_d \sim Uniform(0,10)$$

Il est possible de prendre en compte d'autres effets aléatoires dans l'estimation de la densité locale afin d'améliorer les estimations comme par exemple, un effet aléatoire selon la station échantillonnée ou encore d'inclure l'effet d'une covariable.

Les processus de capture au cours des enlèvements successifs sont modélisés comme des distributions binomiales emboîtées. Le nombre d'individus capturés au cours des différents passages sur une station i , une année t ($C_{1_{i,t}}, C_{2_{i,t}}, C_{3_{i,t}}$) résulte d'une distribution binomiale avec une probabilité de succès égale à la probabilité de capture du passage (pc_1, pc_2, pc_3). La diminution de la probabilité de capture au cours des passages (ε_p) en échelle logit est issue d'une loi normale restreinte aux valeurs positives (Dauphin *et al.* 2009). Le prior utilisé est non-informatif avec une moyenne nulle et une forte variance.

Premier passage : $C_{1_{i,t}} \sim Binomial(N_{i,t}, pc_1)$ où

$$\text{logit}(pc_1) \sim Normal(\mu_p, \sigma_p^2) \text{ avec } \text{logit}^{-1}(\mu_p) \sim Beta(1,1) \text{ et } \sigma_p \sim Uniform(0,10)$$

Deuxième passage : $C_{2_{i,t}} \sim Binomial(N_{2_{i,t}}, pc_2)$ où

$$\text{logit}(pc_2) = \text{logit}(pc_1) - \varepsilon_p \text{ avec } \varepsilon_p > 0 \text{ et } \varepsilon_p \sim Normal(0,100)$$

Troisième passage : $C_{3_{i,t}} \sim Binomial(N_{3_{i,t}}, pc_3)$ où

$$\text{logit}(pc_3) = \text{logit}(pc_2) - \varepsilon_p \text{ avec } \varepsilon_p > 0 \text{ et } \varepsilon_p \sim Normal(0,100)$$

1.2. Modélisation des indices d'abondance de type CPUE

Alors que les estimations d'abondance par ES permettent d'obtenir une mesure absolue de la taille de population, les IA fournissent un indice proportionnel à la densité locale. Cette relation de proportionnalité entre l'IA et la densité locale doit être estimée pour fournir des estimations des densités et permettre une comparaison avec les densités obtenues lorsque les ES étaient la seule méthode d'estimation des abondances en tacons.

Pour cela, un nombre i de stations est généralement échantillonné pendant plusieurs années par les deux méthodes : ES et IA. Sur le même principe que Prévost & Nihouarn (1999), il est possible d'établir une relation entre la moyenne du nombre de poissons pêchés en 5min par IA et l'estimation de la densité. Prévost & Nihouarn (1999) ayant montré que la relation de proportionnalité était différente selon la largeur de la rivière, nous considérons donc qu'il existe une relation linéaire en échelle log entre le coefficient de proportionnalité (k_{cpue}) estimé pour la station i et la largeur de la rivière au niveau de celle-ci (W_i).

$$\log(k_{cpue})_i = \alpha_0 + \alpha_1 \times \log(W)_i$$

$$\text{avec } \alpha_0 \sim \text{Uniform}(-10,10) \text{ et } \alpha_1 \sim \text{Uniform}(-10,10)$$

Le nombre moyen de tacons potentiellement capturables par IA au niveau de la station i ($\mu_{\lambda_{IA_i}}$) est le produit entre le coefficient de proportionnalité estimé selon la largeur de la station i (k_{cpue_i}) et la densité de la station i estimée par ES (d_i).

$$\mu_{\lambda_{IA_i}} = k_{cpue_i} \times d_i$$

Le processus d'observation est modélisé par une loi Gamma-Poisson. À savoir, le nombre de poissons capturés par IA sur une station i ($CPUE_i$) résulte d'une loi de Poisson de paramètre λ_{IA_i} issue d'une loi Gamma de moyenne $\mu_{\lambda_{IA_i}}$ et de paramètre d'intensité $r_{\lambda_{IA}}$.

$$CPUE_i \sim \text{Poisson}(\lambda_{IA_i})$$

$$\text{avec } \lambda_{IA_i} \sim \text{Gamma}(s_{\lambda_{IA}}, r_{\lambda_{IA}}) \text{ où } s_{\lambda_{IA}} = \mu_{\lambda_{IA_i}} \times r_{\lambda_{IA}} \text{ et } r_{\lambda_{IA}} \sim \text{Gamma}(0.01, 0.01)$$

La modélisation du processus d'observation concernant les stations uniquement suivies par ES ($C_{1_{i,t}}, C_{2_{i,t}}, C_{3_{i,t}}$) et de l'abondance annuelle ($N_{i,t}$) n'est en rien modifiée.

1.3. Extrapolation de l'abondance et de la densité pour la totalité du cours d'eau

L'abondance annuelle totale du cours d'eau (Nf_t) est obtenue en sommant les abondances annuelles locales estimées au niveau des stations d'échantillonnage ($N_{i,t}$) et les abondances annuelles prédites pour les secteurs qui n'ont pas été échantillonnés ($N_{p,t}$).

$$Nf_t = \sum_i N_{i,t} + \sum_p N_{p,t}$$

Les $N_{p,t}$ sont issus d'une loi de Poisson dont le paramètre est le produit des densités prédites pour ces secteurs non échantillonnés ($d_{p,t}$) par leurs surfaces en rades-rapides et en plats (S_{h1p} et S_{h2p}).

Rapport final

$N_{p,t} \sim \text{Poisson}(\lambda_{p,t})$ avec $\lambda_{p,t} = d_{p,t} \times (S_{h1p} + \alpha_{pl} \times S_{h2p})$ où α_{pl} est le facteur de conversion en équivalent radier-rapide estimé auparavant

De la même manière que pour les densités locales ($d_{i,t}$), les densités prédites ($d_{p,t}$) sont issues de la loi log-normale (Y_t) dont les paramètres de moyenne et d'écart-type sont μ_d et σ_{dt} (voir p.76). Tout ce qui vient d'être présenté fait référence au cas simple où les surfaces d'habitat ne varient pas au cours du temps mais il est possible de considérer que les données d'habitat sont mesurées plus régulièrement, voire annuellement.

2. Site de la Nivelle

2.1. Spécificités et données utilisées

Les effectifs et les densités moyennes de tacons 0+ ont été estimés à partir des données de pêches électriques de 1985 à 2014 et du modèle de Brun *et al.* (2011). Par rapport à celui-ci, des modules complémentaires avaient été ajoutés afin de distinguer les productions de différents types de tacons 0+ : ceux issus de la reproduction naturelle et ceux issus des lâchers de "compensation" (dans les zones accessibles aux géniteurs) ou de repeuplement (dans les zones non accessibles ; Lange *et al.* 2010 ; Brun 2011). Le modèle final qui était utilisé n'a donc pas été modifié mais commenté de manière à faciliter son utilisation future.

Ces modules complémentaires estiment les deux derniers types de production en prenant en compte les effectifs relâchés, leur survie et les effets pouvant affecter celle-ci comme la densité dépendance et/ou l'effet de la zone et/ou de l'habitat. Seules les zones de production et échantillonnées sont prises en compte : la Basse Nivelle, entre la limite de balancement des marées jusqu'au barrage d'Olha ; la Haute Nivelle, entre le barrage d'Olha et le barrage d'Urrutienea ; la Très Haute Nivelle, d'Urrutienea jusqu'à la jonction avec l'affluent le Lapitxuri ; le Lapitxuri ; le Lurgorrieta de sa confluence avec la Nivelle jusqu'au barrage d'Arrieta. L'abondance totale résulte de la somme des effectifs estimés sur les sites échantillonnés par enlèvements successifs (1985-2005) et des effectifs prédits par le modèle sur les sites non échantillonnés et ceux échantillonnés par IA.

La densité moyenne, par unité de surface en équivalent radier-rapide, à l'échelle du bassin de la Nivelle est calculée via les densités estimées par le modèle sur les sites échantillonnés. Elle est pondérée par la surface des sites échantillonnés et par la surface des différentes zones de production qu'elles soient accessibles ou non aux adultes (Lange *et al.* 2010).

$$\text{densité moyenne} = \frac{\sum_z \left(\frac{\sum_{l \in (z,t)} d(l) \times S(l)}{\sum_{l \in (z,t)} S(l) \times \beta(h(l))} \right) \times S_{rr}(z)}{\sum_z S_{rr}(z)}$$

Avec :

- l : site échantillonné dans la rivière,

Rapport final

- z : zone. La Très Haute Nivelles est exclue du calcul pour les années 1989 et 1990 alors que des lâchers de repeuplement ont eu lieu : pas de pêches électriques dans cette zone en 1989 et en 1990.

- t : année,

- $d(l)$: densité estimée sur le site l ,

- $S(l)$: surface du site l en m^2 ,

- $\beta(h(l))$: facteur de conversion en équivalent radier-rapide.

- $S_{rr}(z)$: surface totale de la zone en équivalent radier-rapide.

2.2. Résultats

Processus d'observation et coefficients de proportionnalité

La probabilité de capture moyenne par enlèvements successifs lors du premier passage est estimée à 0.52 (BCI95% : [0.45 ; 0.59]). La diminution de celle-ci pour le deuxième passage est estimée à 0.56 (BCI95% : [0.44 ; 0.66]) en échelle logit. La probabilité de capture au cours du deuxième passage est donc égale en moyenne à 0.38, à 0.26 au troisième passage et 0.17 au quatrième passage.

Le facteur de conversion en équivalent radier-rapide est estimé à 0.21 (BCI95% : [0.18 ; 0.24]) et est donc équivalent à celui estimé par Prévost & Porcher (1996).

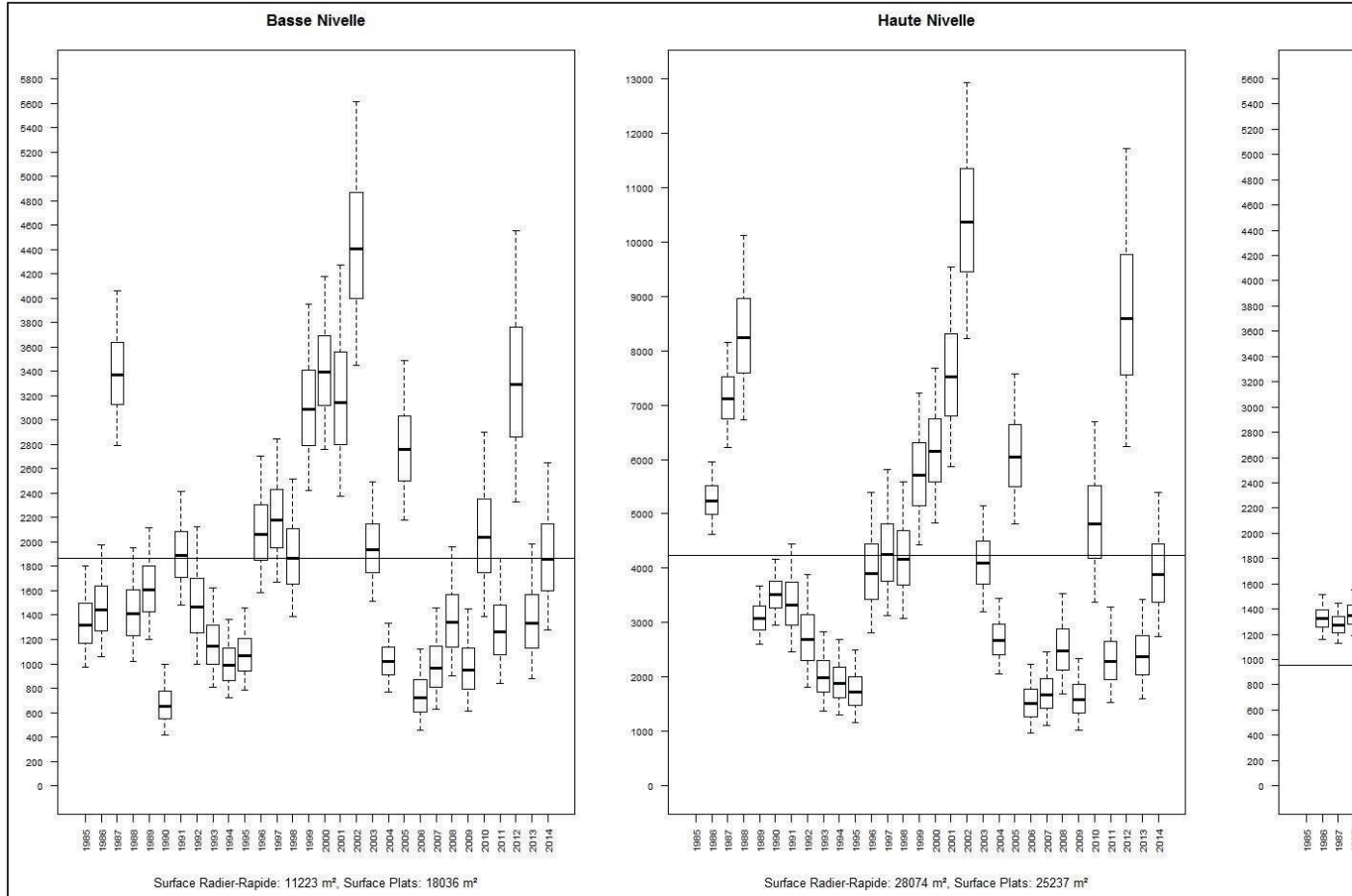
A la différence des autres sites, le coefficient de proportionnalité entre IA et densité exprimée en nombre d'individus par m^2 n'est pas dépendant de la largeur de la station et est égal à 123.9 (BCI95% : [106.1 ; 142.6]).

Reconstitution de la série chronologique d'abondance

La reconstitution de la série chronologique selon les 3 zones principales distinguées au sein de la Nivelles (voir p. 33 pour plus de détails) montre que les effectifs ont fortement augmenté entre 1996 et 2002 sur la zone de la Basse et Haute Nivelles, ce qui n'est pas le cas sur le Lurgorrieta ([Figure 25](#)). L'année 2012 sur le Lurgorrieta se détache avec un effectif en tacons près de trois fois supérieurs à la moyenne observée sur la série temporelle pour cette zone. Cet effectif est également associé à une forte incertitude comparativement aux autres années. Les effectifs observés ces dernières années sont similaires à ceux observés au début des années 1990 ([Figure 25](#)).

Figure 25 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur les zones principales de la Nivelles en 1985 : Basse Nivelles, Haute Nivelles et Lurgorrieta.

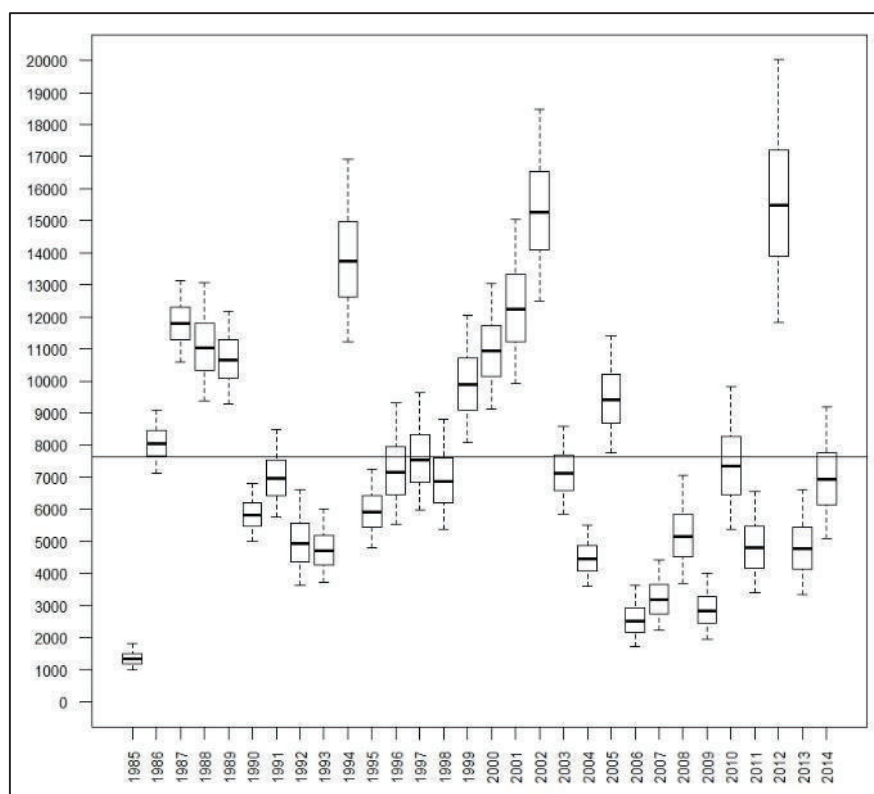
Les box plots représentent ici l'intervalle de crédibilité à 90% (quantiles à 5 et 95%) et la médiane. Les lignes continues temporelle. La surface en radier-rapide et en plats (en m²) de chaque zone est également indiquée. Noter que l'échelle est la même selon la zone.



Rapport final

La reconstitution de la série chronologique pour la Nivelles dans sa globalité montre que l'année 1985 est celle caractérisée par le plus faible effectif (médiane : 1321, BCI90% [971 ; 1800]) et l'année 2012 par le plus fort (médiane : 15491, BCI90% [11816 ; 20049]) ; Figure 26, Annexe 17.

Figure 26 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur la Nivelles depuis 1985. Les box plots représentent ici l'intervalle de crédibilité à 90% (quantiles à 5 et 95%) et la médiane. La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.



3. Site du Scorff

3.1. Spécificités et données utilisées

Calibration des IA de type CPUE avec les estimations des densités de population par ES

La population de juvéniles de saumon atlantique est échantillonnée uniquement par CPUE depuis 1993. Il n'existe donc pas de période de recouvrement de stations échantillonnées par ES et CPUE. La relation de proportionnalité entre IA et les densités estimées par ES est donc obtenue à partir de stations échantillonnées selon les deux méthodes en Bretagne et Basse Normandie entre 1992 et 1997 (Tableau 16). Ces données, analysées précédemment par Prévost & Nihouarn (1999), ont été ré-analysées en intégrant l'effet de la largeur de la rivière au niveau des stations échantillonnées dans la relation de proportionnalité et en considérant une diminution de la probabilité de capture au cours des passages lors des ES (ε_p).

Rapport final

Tableau 16 : Effectifs de tacons (0+) capturés par pêche électrique par CPUE (IA) et par enlèvements successifs (C1, construire la relation de proportionnalité en fonction de la largeur de la station (L en mètre) sur le Scorff. [Tableau
 Abréviations : *Srr*, Surface en équivalent radier-rapide (m²) ; *E.*, Ellé ; *C.*, Couesnon ; *Sé.*, Sélune ; *Q.*, Quimper ; *Sc.*, Odet ; *St.*, Steir ; *M.*, Moulin ; *P.*, Pont.

Bassin	Rivière	Station	1992					1993					1994					1995					Srr
			Srr	L	C1	C2	IA	Srr	L	C1	C2	IA	Srr	L	C1	C2	IA	Srr	L	C1	C2	IA	
E.	Aer	M. Pontannet									744	8	5	1	2								
E.	Aer	Stérou									935	8.5	6	0	5								
C.	C.	Romazy					1508	13	0	0	0					1599	13	62	17	16			
Sé.	G.	La Noé Roger					200	2	30	12	21												
Q.	Jet	Cosqueric										756.25	6.25	25	8	21	475.8	6.1	41	8	28		
Q.	Jet	Kerdevot										493.5	7.05	52	21	47	517.5	6.9	54	19	25		
Q.	Jet	P. neuf										665.6	5.2	3	0	4	563.64	4.27	19	3	11	601.6	
C.	L.	Ardennes																				894.2	
C.	L.	M. Burgot					858.4	5.92	3	2	4						858.4	5.92	49	28	23		
C.	L.	M. neuf					532	3.8	3	2	6						532	3.8	66	16	37		
Q.	O.	P. Tissivinou										939.8	6.35	28	8	22	742.95	6.35	50	12	19		
Q.	O.	Stangala										1332	12	44	3	27	1225.5	12.9	170	50	55		
Sé.	Oir	Butte Pichon					355	4.65	2	1	1	355	4.65	9	1	3	355	4.65	23	6	18	355	
Sé.	Oir	La Roche 11					219	1.5	61	9	40	219	1.5	48	6	39	219	1.5	8	0	1	219	
Sé.	Oir	M. du Buat										164	2.86	3	0	2						164	
Sé.	Oir	Planche jumelle										340	3.9	5	1	4						340	
Sé.	Oir	P. d'Oir										172	3.36	2	0	8	172	3.36	17	2	38	172	
Sc.	Sc.	Locorion	678	11.3	74	15	20	678	11.3	15	8	16	694.4	12.4	50	8	22	684	12	70	10	42	660.8
Sc.	Sc.	Lomener	1547	17	66	15	9					1331.1	15.3	45	4	8							
Sée	Sée	P. CD 55																				323.2	

Rapport final

Bassin	Rivière	Station	1992					1993					1994					1995					Srr
			Srr	L	C1	C2	IA	Srr	L	C1	C2	IA	Srr	L	C1	C2	IA	Srr	L	C1	C2	IA	
Q.	St.	Kerzu										1306.2	8.65	8	5	8	576	9	15	7	24		
Q.	St.	M. Kerrefren										924	7.7	109	40	95	780	7.8	180	58	100		

Rapport final

Nous avons également voulu inclure l'effet de la largeur de la station comme covariable sur la probabilité de capture mais un examen préliminaire des données montrait que seules les stations à faible largeur semblaient avoir une efficacité plus faible. Cette covariable n'a donc pas été considérée dans le modèle final.

Estimation de l'abondance et de la densité locale par indice d'abondance

Depuis 1993, les données d'IA par CPUE sont récoltées sur 40 stations le long du Scorff ([Tableau 17](#)). Les surfaces d'habitat favorable aux juvéniles sur le Scorff, exprimées en équivalent radier-rapide (SeqRR), ont été mesurées en 1995 (Claude 1996) et ré-estimées en 2010 (Saget 2011) par section inter-barrage. Afin de calculer une SeqRR dont chaque station serait représentative, nous avons divisé la SeqRR de chaque section inter-barrage par le nombre de stations constituant celle-ci. La largeur au niveau des stations d'échantillonnage ont été mesurées au télémètre par Nicolas Jeannot (INRA U3E, Pont-Scorff) les 16, 18 et 19 juin 2015.

Tableau 17 : Caractéristiques des stations échantillonnées par IA de type CPUE sur le Scorff (cours principal) depuis 1993. [Tableau sur deux pages].

Les surfaces en équivalent radier-rapide (SeqRR) sont exprimées en m². La largeur des stations est exprimée en mètre.

Abréviations : *St.*, station ; *A.*, aval ; *M.*, moulin ; *P.*, Pont ; *mo.*, moyen ; *am.*, amont.

St.	Lieu-dit	Section inter-barrage	SeqRR de la section 1993-2009	SeqRR de la station 1993-2009	SeqRR de la section depuis 2010	SeqRR de la station depuis 2010	Largeur
S1	Maison rivière	A. M. Leslé + A. M. des Princes	5618	5618	3055.592	3055.592	20.57
S2	M. Saint Yves	A. St Yves	475	475	727	727	16.39
S3	Lomener	A. M. Roch	18257	4564.25	23957.7	5989.425	27.43
S4	Gourdeau	A. M. Roch	18257	4564.25	23957.7	5989.425	21.63
S5	Trou de gaz	A. M. Roch	18257	4564.25	23957.7	5989.425	24.38
S6	M. Roch	A. M. Roch	18257	4564.25	23957.7	5989.425	26.98
S7	P. Kerlo A.	A. P. Kerlo	7115	2371.67	5617	1872.333	22.88
S8	P. Kerlo mo.	A. P. Kerlo	7115	2371.67	5617	1872.333	21.86
S9	P. Kerlo pisciculture	A. P. Kerlo	7115	2371.67	5617	1872.333	18.89
S10	Fanguiguo	A. M. Papier	22907	4581.4	21534.1	4306.82	19.31
S11	Saint Inifer	A. M. Papier	22907	4581.4	21534.1	4306.82	21.42
S12	Kerlégan	A. M. Papier	22907	4581.4	21534.1	4306.82	32.67
S13	M. papier A.	A. M. Papier	22907	4581.4	21534.1	4306.82	27.12
S14	M. papier	A. M. Papier	22907	4581.4	21534.1	4306.82	21.58
S15	Stang A.	A. M. Paou + A. M. Stang	9436	4718	9404	4702	25.42
S16	M. du Stang	A. M. Paou + A. M. Stang	9436	4718	9404	4702	21.25
S17	Kervinel A.	A. Poulhibet	18694	6231.33	26346.6	8782.2	25.85
S18	Kervinel mo.	A. Poulhibet	18694	6231.33	26346.6	8782.2	18.22
S19	Kervinel am.	A. Poulhibet	18694	6231.33	26346.6	8782.2	18.24

Rapport final

St.	Lieu-dit	Section inter-barrage	SeqRR de la section 1993-2009	SeqRR de la station 1993-2009	SeqRR de la section depuis 2010	SeqRR de la station depuis 2010	Largeur
S20	Pontulaire	A. M. Coet-Cren	25282	5056.4	20549.3	4109.86	13.62
S21	Pontulaire am.	A. M. Coet-Cren	25282	5056.4	20549.3	4109.86	14.2
S22	Maison forestière	A. M. Coet-Cren	25282	5056.4	20549.3	4109.86	20.1
S23	P. Neuf am.	A. M. Coet-Cren	25282	5056.4	20549.3	4109.86	18.28
S24	Coat Cren	A. M. Coet-Cren	25282	5056.4	20549.3	4109.86	18.4
S25	Coat Cren am.	A. P. Callec	32875	10958.33	24665.6	8221.867	14.75
S26	P. Callec A.	A. P. Callec	32875	10958.33	24665.6	8221.867	16.2
S27	P. Callec pisciculture	A. P. Callec	32875	10958.33	24665.6	8221.867	19.65
S28	P. Callec am.	A. M. Neuf	16968	4242	13424.7	3356.175	12.89
S29	Coscodo	A. M. Neuf	16968	4242	13424.7	3356.175	11.65
S30	Locorion	A. M. Neuf	16968	4242	13424.7	3356.175	20.32
S31	M. neuf	A. M. Neuf	16968	4242	13424.7	3356.175	7.53
S32	Mané	A. M. Herven	2392	1196	6294.673	3147.337	16.58
S33	M. Hervéno	A. M. Herven	2392	1196	6294.673	3147.337	6.665
S34	M. Brodimont	A. M. Brondimont	3816	3816	5388.5	5388.5	12.74
S35	Le Stume	A. M. Penvern	8194	2731.33	9424.8	3141.6	12.69
S36	Saint Connet	A. M. Penvern	8194	2731.33	9424.8	3141.6	19.32
S37	M. Penvern	A. M. Penvern	8194	2731.33	9424.8	3141.6	9.07
S38	Cabreno	A. P. Kervegan	8947	4473.5	12259.4	6129.7	7.26
S39	Guéméné	A. P. Kervegan	8947	4473.5	12259.4	6129.7	6
SA82	Bras P. Callec am.	Bras de P. Callec	7115	7115	5329.2	5329.2	12.76

A ces 40 stations du cours principal, s'ajoutent des stations situées sur les affluents principaux (Tableau 18). Les SeqRR totales de chaque affluent ont été évaluées une seule fois soit en 1995 ou en 1996 (Claude 1996). Pour calculer une SeqRR par station, nous avons distingué les affluents contribuant peu dans l'abondance totale du fleuve (SeqRR < 3700 m² ; le Penlan, le Kernec et le Kerlégan) de ceux contribuant plus (SeqRR > 7100 m² ; le Saint Sauveur, le Pont Ar-Belec, le Kergustan et le Kerusten). Pour les affluents contribuant peu à l'abondance, nous avons considéré que lorsque plusieurs stations étaient échantillonnées sur un de ces affluents, elles pouvaient être regroupées en une seule station. Les données d'IA correspondantes ont donc été moyennées afin d'obtenir une seule valeur d'IA par affluent. Ce fut principalement le cas au début du suivi, entre 1993 et 1996 où certains petits affluents étaient "sur-échantillonnés". Pour les affluents contribuant plus à l'abondance, nous avons considéré toutes les stations qui ont été échantillonnées au cours du suivi et divisé la SeqRR de l'affluent par le nombre de stations le constituant. Nous avons également considéré que lorsque l'affluent n'était pas colonisé de façon naturelle, la station ne contribuait pas dans l'estimation de l'abondance locale et avait donc une SeqRR égale à zéro (Tableau 18).

Rapport final

Tableau 18 : Caractéristiques des stations échantillonnées par IA de type CPUE sur les affluents du Scorff depuis 1993.

Les surfaces en équivalent radier-rapide (SeqRR) sont exprimées en m².

Penlan global peut être constitué de 3 stations selon les années : Penlan aval (SA21), Penlan moyen (SA22) et Penlan amont (SA23). Kernec global peut aussi être constitué de 3 stations : Kernec aval (SA31), Kernec moyen (SA32) et Kernec amont (SA33). De même pour Kerlégan global : Kerlégan aval (SA41), Kerlégan moyen (SA42) et Kerlégan amont (SA43).

Station	Lieu-dit	Localisation	Année de colonisation	SeqRR
S40	Moulin à tan	Aval Moulin Tronscorff	Pas encore colonisé	0
S41	Tronscorff	Aval Moulin Tronscorff	Pas encore colonisé	0
SA11	Saint Sauveur	Saint Sauveur	2003 & 2012	4298
SA12	Saint Sauveur Moustoir	Saint Sauveur	2003 & 2012	4298
SA23	Penlan (global)	Penlan	1993	3637
SA32	Kernec (global)	Kernec	1993	2442
SA41	Kerlégan (global)	Kerlégan	1993	3485
SA71	Pont Ar Belec amont	Pont Ar Belec	2004	4793
SA72	Pont Ar Belec aval	Pont Ar Belec	2004	4793
SA811	Ruisseau Lignol	Kergustan	2012	9371.65 jusqu'en 2014 5427.65 à partir de 2015
SA83	Kerlautre	Kergustan	2012	9371.65 jusqu'en 2014 5427.65 à partir de 2015
SA812	Ruisseau Saint Caradec	Kerusten	2015	3944
SA812B	Ruisseau Saint Caradec (FUTUR)	Kerusten	2015	3944

Du fait du regroupement de certaines stations sur les petits affluents et du fait que le nombre de stations échantillonnées sur un petit affluent n'est pas constant au cours du temps, la largeur moyenne de la rivière utilisée dans la relation de proportionnalité va varier selon les années ([Tableau 19](#)). Deux stations sur le ruisseau de Saint Caradec, ruisseau colonisé en 2015, ont déjà été intégrées dans la modélisation mais leur largeur n'a pas encore été mesurée. Une largeur de 3 mètres a pour le moment été considérée mais pour la mise à jour incluant l'année 2015, il sera nécessaire d'aller mesurer la largeur de la rivière au niveau de ces deux stations.

Un travail important de vérification des données d'IA a été effectué avec la collaboration de Nicolas Jeannot (INRA U3E, Rennes) notamment pour les affluents où il s'agissait de faire la distinction entre des données absentes (pas d'échantillonnage de la station) et des données d'IA égales à zéro. Ainsi, au total, 53 stations sont considérées dans la modélisation ([Tableau 20](#)).

Tableau 19 : Largeur moyenne considérée (m) pour les stations échantillonnées par IA de type CPUE sur les affluents

Les largeurs des stations SA812 et SA812B n'ont pas encore été mesurées. La station SA812 a été échantillonnée pour être incluse dans la modélisation (et la station SA812B n'a encore jamais été échantillonnée mais il est prévu à court terme) donc déjà été incluses dans la modélisation pour permettre une mise à jour rapide dans les années à venir avec une la

Station	Lieu-dit	Localisation	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
SA82	Bras de Pont Callec amont	Bras de Pont Callec	14.5	13.63	13.63	13.63	12.76	12.76	12.76	12.76	12.76	12.76	12.76	12.76	12.76	12.76	12.76
S40	Moulin à tan	Aval Moulin Tronscorff	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1
S41	Tronscorff	Aval Moulin Tronscorff	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25	6.25
SA11	Saint Sauveur	Saint Sauveur	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04
SA12	Saint Sauveur Moustoir	Saint Sauveur	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82	5.82
SA23	Penlan (global)	Penlan	2.163	2.63	2.163	2.163	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23
SA32	Kernec (global)	Kernec	3.25	3.27	3.205	3.275	3.34	3.34	3.34	3.34	3.34	3.34	3.34	3.34	3.34	3.34	3.34
SA41	Kerlégan (global)	Kerlégan	3.567	3.567	3.567	3.567	3.51	3.510	3.51	3.510	3.51	3.510	3.51	3.510	3.51	3.510	3.51
SA71	Pont Ar Belec amont	Pont Ar Belec	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56	4.56
SA72	Pont Ar Belec aval	Pont Ar Belec	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54	4.54
SA811	Ruisseau Lignol	Kergustan	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84	5.84
SA83	Kerlautre	Kergustan	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22	6.22
SA812	Ruisseau Saint Caradec	Kerusten	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?
SA812B	Ruisseau Saint Caradec (FUTUR)	Kerusten	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?	?

Tableau 20 : Effectifs en tacons (0+) capturés sur les stations échantillonnées par IA de type CPUE sur le Scorff et ses affluents [Tableau sur deux pages].

Les stations qui ne sont pas encore colonisées par le saumon atlantique mais sur lesquelles un échantillonnage est effectué (S40 et S41) en prévision de leur future colonisation. Il en est de même pour les stations du ruisseau de Saint-Jacques (SA812 et SA812B).

Station	Lieu-dit	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
S1	Maison rivière	8	22	25	26	9	13	5	9	14	16	38	24	18	4	7
S2	Moulin Saint Yves	11	14	1	14	18	8	23	33	3	28	29	14	35	11	24
S3	Lomener	11	8	12	40	86	26	28	28	7	64	91	47	86	25	49
S4	Gourdeau	18	16	25	17	59	16	21	27	4	50	70	65	76	48	56
S5	Trou de gaz	4	13	12	19	40	9	12	34	2	54	94	46	73	28	27
S6	Moulin Roch	7	11	3	8	32	5	7	39	8	40	105	12	74	37	36
S7	Pont Kerlo aval	2	2	0	13	9	3	3	16	3	30	54	26	62	28	25
S8	Pont Kerlo moyen	0	4	0	8	8	4	1	9	2	27	61	26	79	19	20
S9	Pont Kerlo pisciculture	6	14	0	25	7	13	6	25	13	55	64	28	36	32	26
S10	Fanguiguo	2	8	3	41	41	4	11	29	4	36	50	19	60	25	6
S11	Saint Inifer	15	34	7	70	56	11	24	52	4	68	69	42	77	71	31
S12	Kerlégan	8	26	7	52	62	17	31	32	13	58	78	44	67	74	22
S13	Moulin papier aval	12	16	17	51	57	19	20	34	9	48	74	39	68	36	13
S14	Moulin papier	22	30	14	63	74	27	39	64	10	111	101	91	65	75	66
S15	Stang aval	8	11	11	97	106	28	10	33	3	78	48	40	47	76	61
S16	Moulin du Stang	13	15	2	72	35	19	6	27	9	50	78	69	39	97	63
S17	Kervinel aval	6	23	0	47	31	29	0	30	4	35	35	50	57	53	35
S18	Kervinel moyen	8	12	2	70	66	20	7	68	2	36	77	36	47	47	35
S19	Kervinel amont	8	25	11	58	70	11	8	70	11	76	85	50	52	34	31
S20	Pontulaire	15	14	6	59	34	7	7	31	4	32	72	47	65	18	20
S21	Pontulaire amont	13	15	7	48	34	7	15	56	0	25	102	38	49	39	29
S22	Maison forestière	10	9	4	43	40	5	5	62	1	28	50	35	20	36	25
S23	Pont Neuf amont	7	6	2	20	15	0	7	7	0	12	32	20	10	20	9
S24	Coat Cren	3	11	3	18	11	0	1	20	1	7	22	16	20	9	8
S25	Coat Cren amont	11	19	2	14	9	0	1	19	0	5	36	5	11	15	17

Rapport final

Station	Lieu-dit	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
S26	Pont Callec aval	12	35	10	7	3	0	7	20	0	21	60	24	38	18	18
S27	Pont Callec pisciculture	6	27	1	6	0	0	10	27	0	37	78	37	45	45	63
S28	Pont Callec amont	12	18	12	20	4	2	3	12	0	36	40	18	18	30	15
S29	Coscodo	11	14	15	31	10	2	2	10	2	44	72	42	59	41	23
S30	Locorion	16	22	42	67	38	1	1	13	4	63	66	66	71	93	22
S31	Moulin neuf	9	17	19	30	9	0	1	9	5	54	39	53	49	46	20
S32	Mané	1	8	30	26	14	1	0	11	4	44	39	26	35	47	22
S33	Moulin Hervéno	9	18	22	16	8	1	2	23	6	55	67	21	40	30	39
S34	Moulin Brodimont	6	26	36	11	10	2	0	7	8	40	47	22	29	30	17
S35	Le Stume	18	29	37	12	39	6	6	9	9	32	34	28	71	42	24
S36	Saint Connet	10	19	42	20	30	0	0	7	12	6	45	27	51	18	10
S37	Moulin Penvern	9	28	29	10	12	0	2	0	2	13	45	21	27	21	16
S38	Cabreno	2	27	4	2	0	1	0	0	0	12	19	2	9	11	3
S39	Guéméné	13	0	12	7	0	0	0	0	0	0	23	0	23	15	6
SA82	Bras de Pont Callec amont	0	6	33	20	41	0	0	3	0	5	43	5	4	17	35
S40	Moulin à tan															
S41	Tronscorff															
SA11	Saint Sauveur											7				
SA12	Saint Sauveur Moustoir											32				
SA23	Penlan (global)	1	3	4	4	0	21	0	0	0	0	2	0	0	0	7
SA32	Kernec (global)	9	0	4	2	0	3	0	0	0	0	0	1	3	1	23
SA41	Kerlégan (global)	9	3	0	4	4	0	3	9	10	1	14	7	8	12	18
SA71	Pont Ar Belec amont												0	0	0	0
SA72	Pont Ar Belec aval												0	0	0	0
SA811	Ruisseau Lignol															
SA83	Kerlautre															
SA812	Ruisseau Saint Caradec															
SA812B	Ruisseau Saint Caradec: Futur															

Rapport final

L'effet du débit lors des échantillonnages par IA a été inclus comme covariable pour expliquer une partie des variations de la densité locale annuelle en échelle log. Le débit moyen annuel a été calculé à partir des débits quotidiens observés les jours de pêche sur les 40 stations du cours principal, pondéré par le nombre de stations échantillonnées un jour donné (Tableau 21). De même, nous avons considéré que la densité locale annuelle en échelle log ($\log(d)_{i,t}$) résultait d'un effet aléatoire selon la station échantillonnée ($\log(S)_i$) en plus d'un effet aléatoire annuel ($\log(Y)_t$) et d'un effet résiduel de variance (σ_d^2).

$$\log(d)_{i,t} = \log(Y)_t + \log(S)_i + \varepsilon_d$$

$$\text{où } \log(Y)_t \sim \text{Normal}(\mu_{dt}, \sigma_{dt}^2), \log(S)_i \sim \text{Normal}(0, \sigma_{di}^2) \text{ et } \varepsilon_d \sim \text{Normal}(0, \sigma_d^2)$$

$$\text{où } \mu_{dt} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{std}Q_t \text{ avec } \text{std}Q_t \text{ la covariable de débit log transformée et centrée-} \\ \text{réduite et } \alpha_0 \sim \text{Normal}(0,100), \alpha_1 \sim \text{Normal}(0,100),$$

$$\text{et où } \sigma_{di} \sim \text{Uniform}(0,10), \sigma_{dt} \sim \text{Uniform}(0,10), \sigma_d \sim \text{Uniform}(0,10)$$

Tableau 21 : Débit moyen (m³/s) calculé selon les jours d'échantillonnage par IA de type CPUE sur le cours principal du Scorff et pondéré par le nombre de stations échantillonnées un jour donné.

Ce débit moyen est log transformé et standardisé (centré-réduit) dans le modèle pour être utilisé comme covariable temporelle pour expliquer les variations de la densité locale annuelle.

Année	Débit moyen (m ³ /s)
1993	2.178947
1994	2.362564
1995	1.540769
1996	0.722641
1997	0.490923
1998	1.622051
1999	2.773590
2000	1.51
2001	1.15754
2002	0.85315
2003	0.33185
2004	1.39359
2005	0.50674
2006	0.72051
2007	1.75
2008	1.27949
2009	0.77728
2010	0.59405
2011	0.62097
2012	1.12256
2013	0.61531
2014	0.75269

Rapport final

Une fois les estimations annuelles des densités locales obtenues, il est possible d'effectuer des regroupements pour les stations localisées sur le Scorff (39 stations au total) selon les profils temporels observés. Pour cela, nous utilisons des méthodes de regroupement hiérarchique utilisant une procédure ascendante et des méthodes dites d'agglomération ([Annexe 18](#)).

Extrapolation de l'abondance et de la densité pour la totalité du Scorff

Pour extrapoler la densité et l'abondance pour la totalité du Scorff, nous avons dans un premier temps réajusté les estimations de la densité locale en corrigeant l'effet annuel ($\log(Y)_t$) selon le débit moyen observé lorsque les relevés d'habitat ont été effectués par Anthony Claude en 1995 ou 1996 (cas uniquement du Kergustan, du Kerusten et de Saint-Sauveur Moustoir ; Claude 1996) et par Camille Saget en 2010 (pour le cours principal uniquement ; Saget 2011). Ce débit moyen (Q_{hab}) a été calculé à partir des débits quotidiens observés les jours où des relevés ont été effectués ([Tableau 22](#)). Il est par la suite log transformé et centré-réduit selon la moyenne et l'écart-type des débits moyens annuels qui ont été observés les jours d'échantillonnage par IA de type CPUE ($stdQ_{hab_t}$).

$$\log(Ypred)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times stdQ_{hab_t} + \varepsilon_t$$

où $\varepsilon_t = \log(Y)_t - \mu_{d_t}$ et correspond aux résidus de l'effet aléatoire annuel. Les autres paramètres sont issus de l'estimation de la densité locale.

La densité prédite à un site i , une année t résulte donc de cet effet aléatoire annuel ajusté ($\log(Ypred)_t$) et également de l'effet aléatoire selon la station échantillonnée ($\log(S)_i$) et de l'effet résiduel (ε_d), qui ont été précédemment estimés lors de l'estimation de la densité locale.

$$\log(dpred)_{i,t} = \log(Ypred)_t + \log(S)_i + \varepsilon_d$$

Tableau 22 : Débit moyen observé (m³/s) les années où des relevés d'habitat ont été effectués par Anthony Claude (1996) et Camille Saget (2011).

Ce débit moyen est par la suite log transformé et centré-réduit selon la moyenne et l'écart-type des débits moyens annuels qui ont été observés les jours d'échantillonnage par IA de type CPUE ([Tableau 21](#)).

	Débit moyen (m ³ /s)
1995	1.197947368
1996	0.794666667
2010	0.670285714

3.2. Résultats

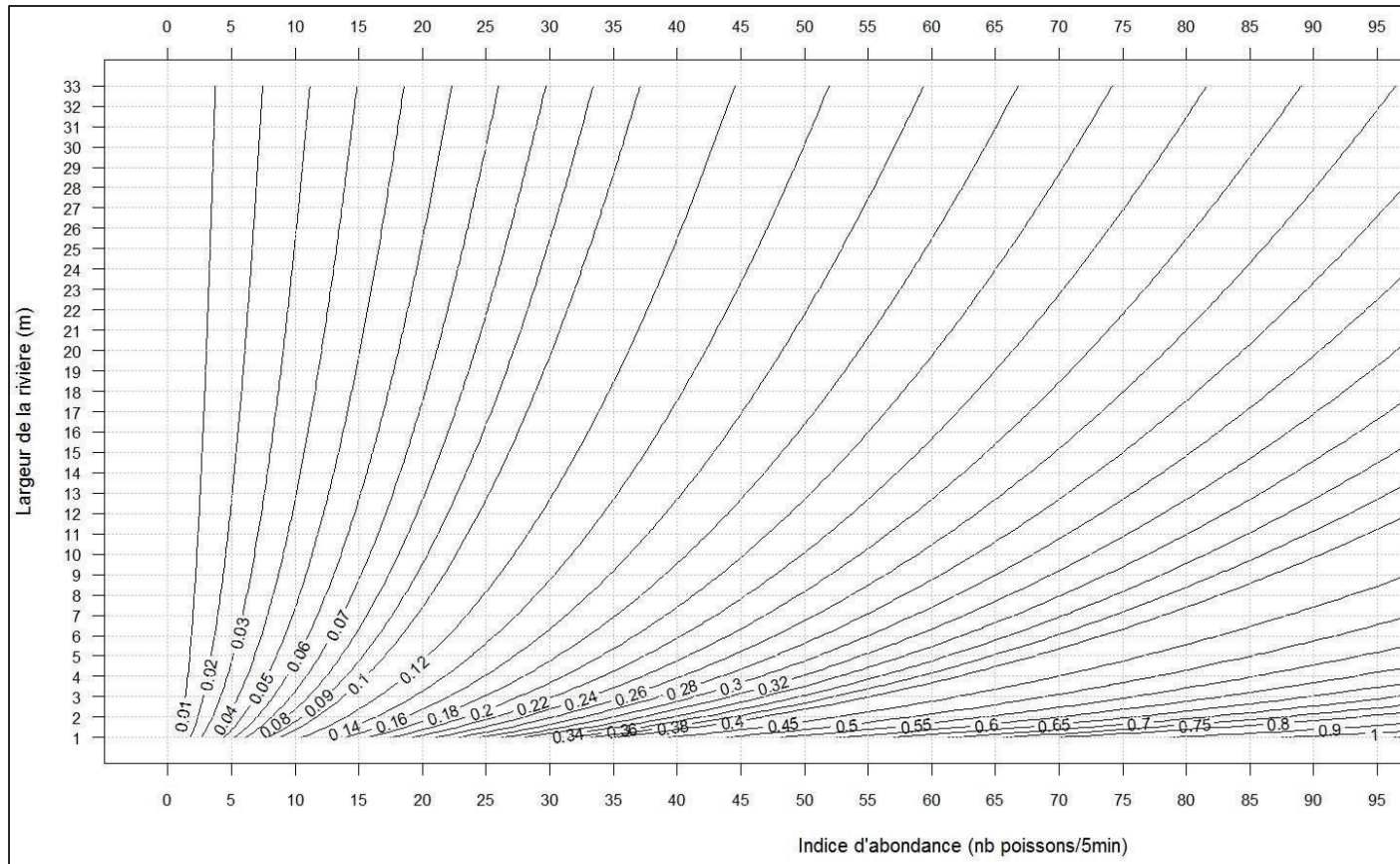
Calibration des IA de type CPUE avec les estimations de densités

La probabilité de capture moyenne par enlèvements successifs lors du premier passage est estimée à 0.53 (BCI95% : [0.4 ; 0.67]). La diminution de celle-ci pour le deuxième passage est estimée à 0.92 (BCI95% : [0.65 ; 1.13]) en échelle logit. La probabilité de capture au cours du deuxième passage est donc égale en moyenne à 0.31.

La relation de proportionnalité estimée selon la largeur de la rivière est la suivante :

Figure 27 : Représentation graphique de la relation de proportionnalité entre la densité (poissons/m²) et les valeurs au niveau de la station d'échantillonnage, établie pour le site du Scorff.

Les lignes de contour représentent la valeur médiane de la densité qui est estimée à partir de la relation de proportionnalité. Les valeurs de densité inférieures à 0,01 et supérieures à 1,00 ne sont pas représentées.



Rapport final

$$\log(k_{cpue}) = \alpha_0 + \alpha_1 \times \log(W) \text{ avec } \alpha_0 = -0.153 \text{ (BCI95\% [-0.567; 0.223]) et } \alpha_1 = 0.420 \text{ (BCI95\% [0.228; 0.617])}$$

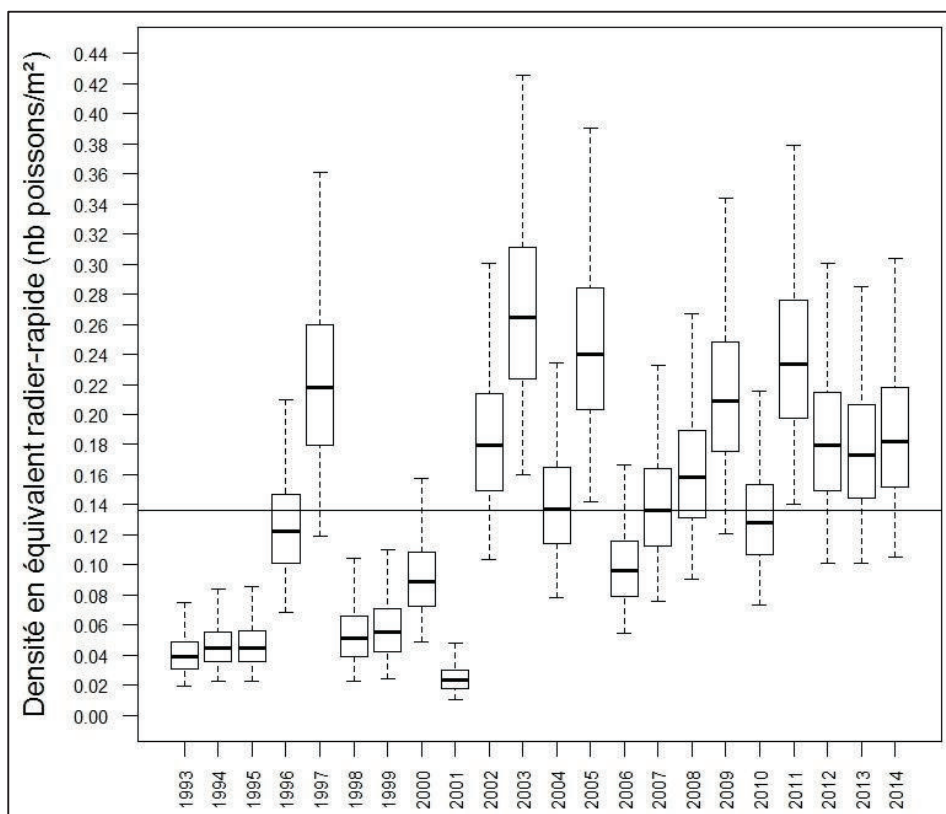
Ainsi, la densité locale pour une valeur d'IA donnée augmente avec la largeur de la rivière. La représentation graphique de cette relation permet de prédire quelle densité moyenne peut être attendue selon l'IA observé à une station d'échantillonnage et la largeur de la rivière au niveau de celle-ci (Figure 27) ou de prédire l'IA moyen à une station selon la densité estimée à cette station et sa largeur (Annexe 19).

Estimation de l'abondance et de la densité locale par indice d'abondance

La modélisation nous permet d'obtenir les estimations annuelles de densités locales. Nous ne présentons pas ici toutes ces estimations locales (au total 53 stations) mais présentons, à titre d'exemple, la station de Lomener (station S3 ; Figure 28). Nous pouvons noter de plus fortes densités à partir de l'année 2002. Les résultats concernant le regroupement hiérarchique avec contrainte de contiguïté spatiale effectué pour les stations situées sur le Scorff sont présentés en Annexe 18.

Figure 28 : Box plots des densités annuelles (en m² équivalent radier-rapide) de tacons (0+) sur la station de Lomener sur le Scorff.

Les box plots représentent ici l'intervalle de crédibilité à 95% et la médiane. La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.

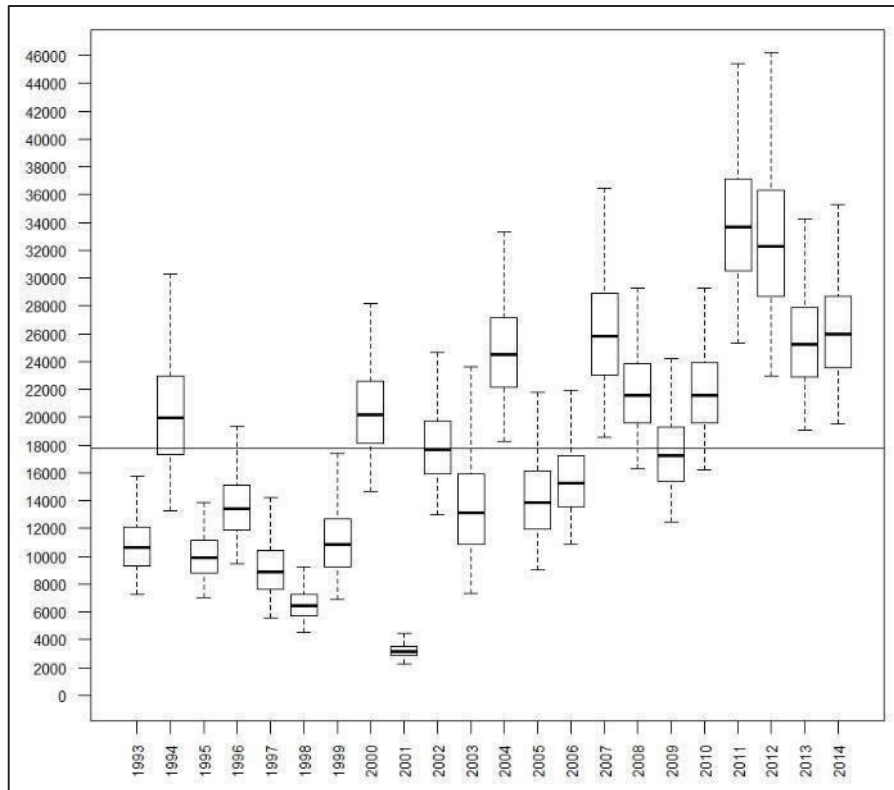


Reconstitution de la série chronologique d'abondance

La reconstitution de la série chronologique pour le Scorff dans sa globalité montre bien l'augmentation de la population en tacons ces dernières années (Figure 29). L'année 2001 est celle caractérisée par le plus faible effectif (médiane : 3169, BCI95% [2307 ; 4452]) et l'année 2011 par le plus fort (médiane : 33670, BCI95% [25340 ; 45440] ; Annexe 20)

Figure 29 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur le Scorff (cours principal et affluents) depuis 1993.

Les box plots représentent ici l'intervalle de crédibilité à 95% et la médiane. La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.



4. Site de l'Oir

4.1. Spécificités et données utilisées

Estimation de l'abondance et de la densité locale par enlèvements successifs

Toutes les données d'ES récoltées dans le cadre des pêches électriques n'ont pas pu être considérées, soit parce que certaines stations ont été échantillonnées très irrégulièrement, soit parce que la surface exacte de certaines stations échantillonnées n'est pas connue certaines années. De même, les stations dont l'habitat était uniquement constitué de profonds n'ont pas été considérées. En ce qui concerne les affluents, seuls ceux déjà colonisés ont été considérés : La Roche, Pont-Levesque et Moulin du Bois. Enfin, seules les stations pour lesquelles un suivi de 5 ans minimum a été effectué ont été conservées pour l'analyse. Ainsi, 29 stations ont été sélectionnées sur le cours principal de l'Oir ([Tableau 23](#)), 20 sur le ruisseau de La Roche, 4 sur le ruisseau de Pont Levesque et 4 sur le ruisseau du Moulin du Bois ([Tableau 24](#)). Depuis 2009, certaines stations sont échantillonnées dans le cadre des Pêches électriques Toutes Espèces (PTE) qui consistent en un échantillonnage en 3 passages. Toutefois, du fait de la mise en place récente de ces stations et du fait que les 3 passages ne sont pas systématiquement effectués, la donnée de pêche électrique du troisième passage n'a pas été considérée dans la modélisation.

Tableau 23 : Effectifs de tacons (0+) capturés par enlèvements successifs au cours du premier passage (C1) et du second sur le cours principal de l’Oir utilisés pour les estimations.

	1987		1988		1989		1990		1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997		1998		1999		2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007				
	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1	C2	C1						
OIR1.2																					49	NA	0	NA	3	0	14	NA	37	NA	10	NA	9	NA	16	NA	1	NA	4	NA	3				
OIR1.3	3	0	20	5	19	1			28	3	6	3	16	7	5	1	13	6	32	11	79	13	3	0	30	5	27	7	74	27	21	5	31	4	27	5	41	9	8	5	12				
OIR1.4			0	NA	2	0			0	0	0	0	0	NA	0	0	0	NA	1	0	1	0	0	NA	1	NA	3	0	1	NA	0	NA	1	NA	0	NA	0	NA	7	NA	1				
OIR2.1																			29	NA	62	NA			19	NA	9	NA			14	NA	22	NA	20	NA	12	NA	26	NA	12				
OIR2.5																			8	NA	14	NA	0	0	5	NA	0	NA	8	NA	2	NA	3	NA	13	NA	3	NA	4	NA	4				
OIR2.6	0	0	14	1	11	1			2	0	0	0	0	NA	0	NA	2	NA	8	0	12	1	1	0	7	NA	0	NA	15	3	0	0	4	NA	12	1	6	NA	10	3	8				
OIR2.7																			35	NA	74	NA	2	NA			10	NA	63	NA	28	NA	50	NA	60	NA	38	NA	45	NA	30				
OIR2.8	5	0	56	3	53	4			39	5	1	0	2	1	9	1	23	6	15	2	70	17	2	0	12	1	25	4	33	12	25	14	33	11	64	12	45	12	40	7	41				
OIR3.2																																													
OIR3.3'																																													
OIR3.4'																																													
OIR3.5																																													
OIR3.5	0	0	0	0	0	0			4	0	0	NA	1	1	1	NA	1	NA	14	NA	34	NA	0	NA	34	NA	66	NA			3	NA	3	0	1	NA	0	NA			7	NA	7		
OIR4.2																																													
OIR4.3																																													
OIR4.3	1	0	2	1	0	0			0	1	0	NA			0	NA	1	NA	0	NA	0	NA	0	NA	0	NA	0	NA	11	NA	0	NA			4	NA	0	NA	5	NA	2	NA	2		
OIR4.4																																													
OIR4.5																																													
OIR4.5	2	1	6	1	9	2			8	0	1	NA	11	2	0	NA	17	2	0	0	2	0	0	0	5	2	21	3	21	1	3	1	11	0	2	0	16	3	30	8	42				
OIR4.6																																													
OIR4.7																																													
OIR4.7																																													
OIR4.8																																													
OIR4.8																																													
OIR5.2a																																													
OIR5.2a																																													
OIR5.2b																																													
OIR5.2b																																													
OIR5.3	3	0	3	0	0	2			1	0	1	NA	1	0	0	NA	4	NA	0	0	4	1	0	0	8	NA	19	3	11	2	0	0	16	2	0	0	6	NA	15	2	20				
OIR5.3																																													
OIR5.4																																													
OIR5.4																																													
OIR5.5	20	1	30	2	57	6			14	1	14	0	5	0	3	0	24	5	4	0	50	6	0	0	37	3	36	10	48	NA	2	3	62	12	0	0	22	1	11	2	47				
OIR5.5																																													
OIR5.6																																													
OIR5.6																																													
OIR5.7																																													
OIR5.7																																													
PTE03																																													
PTE03																																													
PTE04																																													
PTE04																																													
PTE05																																													
PTE05																																													

Rapport final

Les surfaces d'habitat favorable aux juvéniles sur l'Oir ont été mesurées en 1995 (Claude 1996) et sont disponibles par type d'habitat (radiers-rapides ou plats) pour chaque station échantillonnée sur le cours principal (Tableau 25). Pour les affluents, bien que la surface totale échantillonnée par station soit connue, la surface exacte en radiers-rapides et en plats n'est pas connue. Nous avons donc considéré que les proportions en habitat par station étaient égales aux proportions en radiers-rapides et en plats observés par Claude (1996) au sein de chaque affluent (Tableau 26). A savoir, le ruisseau de Pont Levesque est constitué de 51% de radiers-rapides et de 36% de plats, le ruisseau du Moulin du Bois est constitué de 72% de radiers-rapides et de 24% de plats et le ruisseau de La Roche est constitué de 80% de radiers-rapides et de 18% de plats (Claude 1996).

Tableau 25 : Caractéristiques des stations échantillonnées par ES sur le cours principal de l'Oir utilisées pour les estimations.

Les surfaces de radiers-rapides (Srr) et de plats (Spl) de chaque station sont exprimées en m².

Station	Srr	Spl	Secteur
OIR1.2	22.72	370.64	1
OIR1.3	251.27	93.65	1
OIR1.4	0	134.4	1
OIR2.1	150.88	566.68	2
PTE03	102.88	72.59	2
OIR2.5	98.46	483.77	3
OIR2.6	111.73	145.2	3
OIR2.7	112.76	479.29	3
OIR2.8	251.35	133.5	3
PTE04	132.85	229.2	3
OIR3.2	0	327.6	4
OIR3.3'	264.32	1102.82	4
OIR3.4'	243.86	1029.41	5
OIR3.5	110	631.06	5
OIR4.2	58.5	98.28	6
OIR4.3	0	245.52	6
OIR4.4	0	62.665	6
OIR4.5	112	60.06	6
OIR4.6	97.9	110.4	6
OIR4.7	634.58	839.2	6
OIR4.8	149.75	249.49	6
OIR5.2a	779.5	1164.85	7
OIR5.2b	798.25	944.4	8
OIR5.3	65.1	213.5	8
OIR5.4	57	70.2	8
OIR5.5	80	176	8
OIR5.6	134.75	141.5	8
OIR5.7	342.2	297.5	8
PTE05	112.05	66.24	9

Rapport final

Tableau 26 : Caractéristiques des stations échantillonnées par ES sur les affluents de l'Oir utilisées pour les estimations.

Les surfaces totales, de radiers-rapides (Srr) et de plats (Spl) de chaque station sont exprimées en m². Abréviations : RR, La Roche ; mbam, Moulin du Bois amont ; mbav, Moulin du Bois aval ; plam, Pont Levesque amont ; plav, Pont Levesque aval.

Station	Surface totale	Srr	Spl	Secteur
mbam1	75	54	18	11
mbam2	102.2	73.584	24.528	11
mbav1	127.3	91.656	30.552	11
mbav2	55.8	40.176	13.392	11
plam1	81.5	41.565	29.34	12
plam2	219	111.69	78.84	12
plav1	247	125.97	88.92	12
plav2	199.5	101.745	71.82	12
RR01	104	83.2	18.72	13
RR02	193.7	154.96	34.866	13
RR03	83.2	66.56	14.976	13
RR04	198.3	158.64	35.694	13
RR05	179	143.2	32.22	13
RR06	243.2	194.56	43.776	13
RR07	241.4	193.12	43.452	13
RR08	196.2	156.96	35.316	13
RR09	269	215.2	48.42	13
RR10	245.6	196.48	44.208	13
RR11	175.2	140.16	31.536	13
RR12	237.9	190.32	42.822	13
RR13	160.6	128.48	28.908	13
RR14	218.6	174.88	39.348	13
RR15	166.9	133.52	30.042	13
RR16	172.7	138.16	31.086	13
RR17	070.4	56.32	12.672	13
RR18/PTE07	172.3	137.84	31.014	13
RR19	149.4	119.52	26.892	13
RR20	85.2	68.16	15.336	13

Il n'a pas été possible d'estimer une probabilité de capture par station, ni même de considérer que la probabilité de capture au deuxième passage était diminuée d'une quantité ε_p . En effet, malgré l'utilisation de priors informatifs pour la moyenne et l'écart-type de la probabilité de capture ($\text{logit}^{-1}(\mu_p) \sim \text{Beta}(2,1)$, $\sigma_p \sim \text{Cauchy}^+(0,1) \times 0.25$), des problèmes d'estimation des paramètres étaient observés. De même, l'effet du débit lors des échantillonnages par ES sur le cours principal a été inclus comme covariable pour expliquer une partie des variations de la probabilité de capture moyenne annuelle sans que cela résolve ces problèmes d'estimation. Cette covariable n'a donc pas été considérée par la suite. Ces problèmes sont liés au fait que les données de pêche par ES à l'échelle locale de la station sont souvent peu informatives. En effet, d'une part, de nombreuses stations ont été échantillonnées en un seul passage au lieu de deux (voir [Tableau 23](#) et [Tableau 24](#) ; 972 données correspondant à un premier passage et 308 données correspondant à un deuxième passage) et d'autre

Rapport final

part, le nombre de poissons capturés est souvent faible. Ainsi, sur 308 données de pêche avec deux passages, 18.5% ont une première pêche avec un effectif de zéro poisson capturé, 4.8% ont une première pêche avec un effectif de un seul poisson capturé, 5.2% ont un effectif de deux poissons capturés et 19.2% ont un effectif entre trois et dix poissons capturés.

Afin d'améliorer l'estimation de la probabilité de capture, nous avons donc effectué des regroupements de stations selon des secteurs sur l'Oir ou ses affluents qui ont été définis en tenant compte de la disposition des IA de type CPUE effectués à l'heure actuelle (voir la partie concernant le suivi par IA de type CPUE pour plus de détails). Ce regroupement *a priori* a été décidé en concertation avec Frédéric Marchand (INRA U3E, Rennes). Ainsi, sur le cours principal, 10 secteurs ont été considérés (Tableau 25 avec, en plus, le secteur 10 constitué uniquement de la station suivie par IA de type CPUE appelée IAS10) tandis que chaque affluent constitue un secteur supplémentaire (Tableau 26).

La densité locale annuelle en échelle log est constituée d'une densité moyenne (μ_{d_r}) selon sa localisation r (cours principal ou un des 3 affluents), d'un effet aléatoire annuel ($\log(Y)_t$), d'un effet d'interaction entre le secteur g et l'année t ($\log(G)_{gt}$) et d'une erreur résiduelle de variance (σ_d^2).

$$\log(d)_{i,t} = \mu_{d_r} + \log(Y)_t + \log(G)_{gt} + \varepsilon_d \text{ où } \log(Y)_t < 2.3 \text{ et } \log(Y)_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_{dt}^2), \\ \log(G)_{gt} \sim \text{Normal}(0, \sigma_{dgt}^2) \text{ et } \varepsilon_d \sim \text{Normal}(0, \sigma_d^2)$$

$$\text{avec } \mu_{d_r} \sim \text{Uniform}(-10,10), \sigma_{dt} \sim \text{Uniform}(0,10), \sigma_{dgt} \sim \text{Uniform}(0,10) \text{ et } \\ \sigma_d \sim \text{Uniform}(0,10)$$

Calibration des IA de type CPUE avec les estimations des densités de population par ES

Six stations échantillonnées par IA de type CPUE ont également été échantillonnées par ES pendant plusieurs années entre 1994 et 2008 (Tableau 27). Ce suivi nous permet de construire une relation de proportionnalité entre IA et les densités estimées par ES, selon la largeur de la station, spécifique au site de l'Oir. Toutefois, à la différence des données de Prévost & Nihouarn (1999), une station échantillonnée par IA n'est pas forcément constituée d'une unique station échantillonnée par ES (Tableau 28).

Tableau 27 : Effectifs de tacons (0+) capturés par pêche électrique par CPUE (IA) utilisés dans la modélisation pour construire la relation de proportionnalité en fonction de la largeur de la station sur l'Oir.

Station	1994	1995	1996	1997	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
IAS02	4	18	18	51	12	17	57	14	20	21	19	26	8	22
IAS04	3	18	17	47	16	20	24	22	47	40	22	52	43	43
IAS05	8	38	3	0	37	34	37	13	25	2	36	63	54	38
IAS08	2	18	4	23	60	17	72	30	85	0	47	59	88	74
IAS11	3	18	17	47	29	20	11	0	15	0	34	22	18	12
IAS12	42	1	0	51	66	17	38	0	47	0	25	7	36	18

Rapport final

Tableau 28 : Caractéristiques des stations échantillonnées par IA de type CPUE utilisées dans la modélisation pour construire la relation de proportionnalité en fonction de la largeur de la station sur l’Oir.

La largeur moyenne est calculée selon la largeur de chaque station ES constituant une station IA (en m). Les surfaces d’habitat de radiers-rapides (Srr) sont exprimées en m².

Station	Localisation	Largeur moyenne	Stations échantillonnées par ES constituant une station IA	Srr	Secteur
IAS02	Oir	5.45	OIR1.2 + OIR1.3	319.43	1
IAS04	Oir	4.6625	OIR2.8	310.39	3
IAS05	Oir	4.303125	OIR4.5 + OIR4.6 + (42% rr) OIR4.7	467.18	6
IAS08	Oir	3.416666667	OIR5.2b (3% rr) + OIR5.3 + OIR5.4 + OIR5.5 + OIR5.6	355.45	8
IAS11	P. Levesque	2.03181445	plav1 + plav2	140.16	12
IAS12	La Roche	1.384980237	RR11	227.715	13

Sur chaque station IA, la pêche s’effectue uniquement dans les habitats radier-rapide. La densité locale au niveau de chaque station IA est donc calculée en pondérant les densités locales, qui sont estimées au niveau des stations échantillonnées par ES et exprimées par unité de surface en équivalent radier-rapide, par leurs surfaces d’habitat radiers-rapides. Par exemple :

$$d_{IAS05,t} = \frac{(d_{OIR4.5,t} \times Srr_{OIR4.5}) + (d_{OIR4.6,t} \times Srr_{OIR4.6}) + (d_{OIR4.7,t} \times Srr_{OIR4.7} \times 0.42)}{(Srr_{OIR4.5} + Srr_{OIR4.6} + (0.42 \times Srr_{OIR4.7}))}$$

Estimation de l’abondance et de la densité locale par indice d’abondance

Cinq stations supplémentaires échantillonnant uniquement par IA de type CPUE ont été mises en place sur le cours principal (Tableau 29) et assurent depuis 2009 avec les 6 stations précédentes un suivi régulier (Tableau 30). Ainsi, depuis 2009, les stations échantillonnées auparavant par ES sur le cours principal ne le sont plus mais 3 nouvelles stations (PTE03, PTE04 et PTE05) échantillonnant par ES ont été mises en place (Tableau 23). En ce qui concerne les affluents, le ruisseau du Moulin du Bois n’est désormais plus du tout suivi tandis que le ruisseau de Pont Levesque est suivi par une station IA (Tableau 28). En revanche, le Ruisseau de la Roche est suivi à la fois par ES (20 stations ; Tableau 24) et par une station IA (Tableau 28).

Tableau 29 : Caractéristiques des stations échantillonnées uniquement par IA de type CPUE sur l’Oir utilisées pour les estimations.

Les surfaces de radiers-rapides (Srr) sont exprimées en m².

Station	Localisation	Largeur moyenne (m)	Srr (m ²)	Secteur
IAS03	Oir	4.684375	694.39	2
IAS06	Oir	3.55	356.3	6
IAS07	Oir	3.585714286	405.6	7
IAS09	Oir	2.623076923	335.64	9
IAS10	Oir	1.98	400	10

Tableau 30 : Effectifs de tacons (0+) capturés sur les stations échantillonnées uniquement par pêche électrique par CPUE (IA) sur l’Oir et ses affluents utilisés pour les estimations.

Les stations en gras sont les stations avec lesquelles la relation de proportionnalité a été établie (Tableau 28). Les données pour les années servant à construire cette relation ont été présentées dans le Tableau 27 (T.27).

Station	1994	1999	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
<i>IAS03</i>	6	23			42	32	32	27	16	31
<i>IAS06</i>					43	59	89	69	81	73
<i>IAS07</i>					36	48	49	46	57	100
<i>IAS09</i>			42	56	49	63	49	55	37	56
<i>IAS10</i>					22	22	30	45	34	23
<i>IAS02</i>	T.27	T.27	T.27	T.27	50	26	26	13	23	24
<i>IAS04</i>	T.27	T.27	T.27	T.27	50	52	47	25	45	37
<i>IAS05</i>	T.27	T.27	T.27	T.27	53	67	82	34	87	61
<i>IAS08</i>	T.27	T.27	T.27	T.27	54	75	63	75	84	66
<i>IAS11</i>	T.27	T.27	T.27	T.27	2	27	39	25	21	38
<i>IAS12</i>	T.27	T.27	T.27	T.27	3	24	20	32	20	35

Extrapolation de l’abondance et de la densité pour la totalité de l’Oir

L’abondance annuelle par secteur g ($N_{g,t}$) est obtenue à partir de la densité moyenne (μ_{d_r}) selon la localisation r (cours principal ou un des 3 affluents), de l’effet aléatoire annuel (Y_t) et de l’effet d’interaction entre le secteur et l’année t ($G_{g \times t}$), qui ont été présentés auparavant (voir p. 98), multipliée par la surface de raders-rapides (S_{rr}) et de plats (S_{pl}) de chaque secteur (Tableau 31).

$$N_{g,t} \sim \text{Poisson}(\lambda_{g,t}) \text{ avec } \lambda_{g,t} = e^{(\mu_{d_r} + Y_t + G_{g \times t})} \times (S_{rr_g} + \alpha_{pl} \times S_{pl_g})$$

L’abondance annuelle totale est donc obtenue en sommant l’abondance annuelle de tous les secteurs. Il est également possible d’obtenir l’abondance annuelle uniquement pour le cours principal (somme de l’abondance des dix premiers secteurs) ou pour un affluent en particulier.

4.2. Résultats

Processus d’observation lors des ES et facteur de conversion en radier-rapide

La probabilité de capture moyenne par enlèvements successifs, quels que soient le secteur ou l’année, est estimée à 0.81 (BCI95% [0.79 ; 0.83]). Le modèle permet également d’estimer les probabilités de capture annuelles par secteur mais nous ne présenterons pas ces résultats ici.

Le facteur de conversion d’une surface de plats en équivalent radier-rapide est estimé à 0.13 (BCI95% : [0.09 ; 0.18]) et est plus faible que celui estimé par Prévost & Porcher (1996). Les habitats de type « plats courants ou plats lents » sont donc un peu moins favorables aux juvéniles de saumon.

Rapport final

Tableau 31 : Caractéristiques des secteurs utilisés dans la modélisation sur l'Oir et ses affluents.
Les surfaces de radiers-rapides (Srr) et de plats (Spl) de chaque secteur sont exprimées en m².

Secteur	Localisation	Spl	Srr
1	Oir	3267.065	465.871
2	Oir	3560.085	1429.688
3	Oir	3549.7	1133.17
4	Oir	2848.51	393.23
5	Oir	2986.85	456.99
6	Oir	1841.615	1052.73
7	Oir	1967.25	1355.6
8	Oir	3583.77	2629.735
9	Oir	1516.99	2300.59
10	Oir	1359.3	2585.05
11	Moulin du Bois	710.75	2066.25
12	Pont Levesque	1752.75	2452.75
13	La Roche	551	2495

Calibration des IA de type CPUE avec les estimations des densités de population par ES

La relation de proportionnalité estimée selon la largeur de la rivière est la suivante :

$$\log(k_{cpue}) = \alpha_0 + \alpha_1 \times \log(W)$$

avec $\alpha_0 = -0.797$ (BCI95% [-1.024 ; -0.579]) et $\alpha_1 = 0.817$ (BCI95% [0.65; 0.986])

Ainsi, la densité locale augmente avec la largeur de la rivière. La représentation graphique de cette relation permet de prédire quelle densité peut être attendue selon l'IA observé à une station d'échantillonnage et la largeur de la rivière au niveau de celle-ci ([Figure 30](#)) ou de prédire l'IA à une station selon la densité estimée à cette station et sa largeur ([Annexe 21](#)).

Estimation des abondances et des densités locales

La modélisation nous permet d'obtenir les estimations annuelles de densités locales. Nous ne présentons pas ici toutes ces estimations locales mais présentons, à titre d'exemple, une station qui a été échantillonnée depuis le début du suivi de la population en 1987. Celle-ci a d'abord été échantillonnée par ES (OIR2.8) puis par IA de type CPUE à partir de 2009 (IAS04 ; [Figure 31](#)).

D'une manière générale, les estimations liées à un échantillonnage par IA sont moins précises que celles obtenues par un échantillonnage par ES.

Figure 30 : Représentation graphique de la relation de proportionnalité entre la densité (poissons/m²) et les valeurs au niveau de la station d'échantillonnage, établie pour le site de l'Oir.

Les lignes de contour représentent la valeur médiane de la densité qui est estimée à partir de la relation de proportionnalité. Les valeurs de densité inférieures à 0,01 et supérieures à 1,25 ne sont pas représentées.

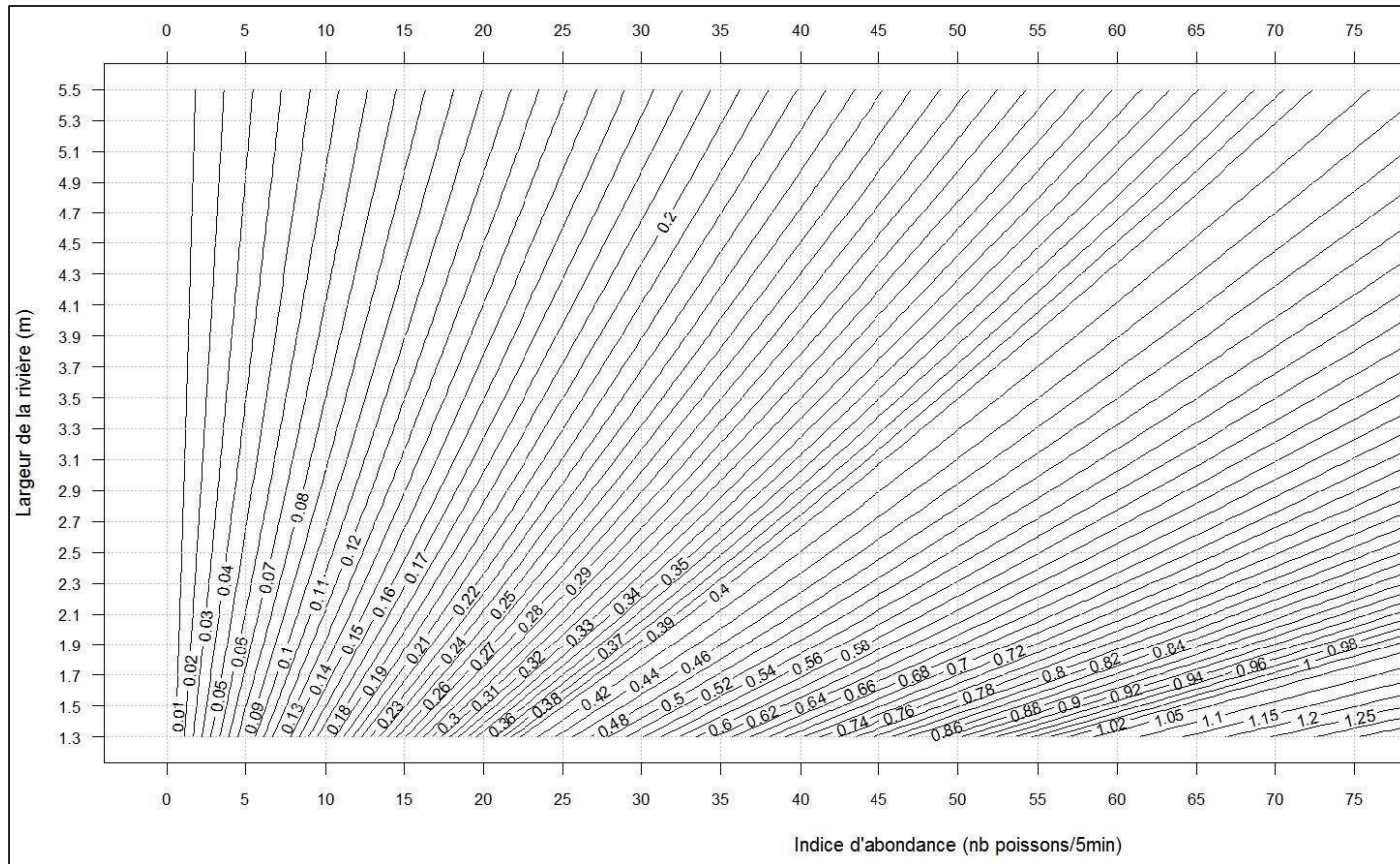
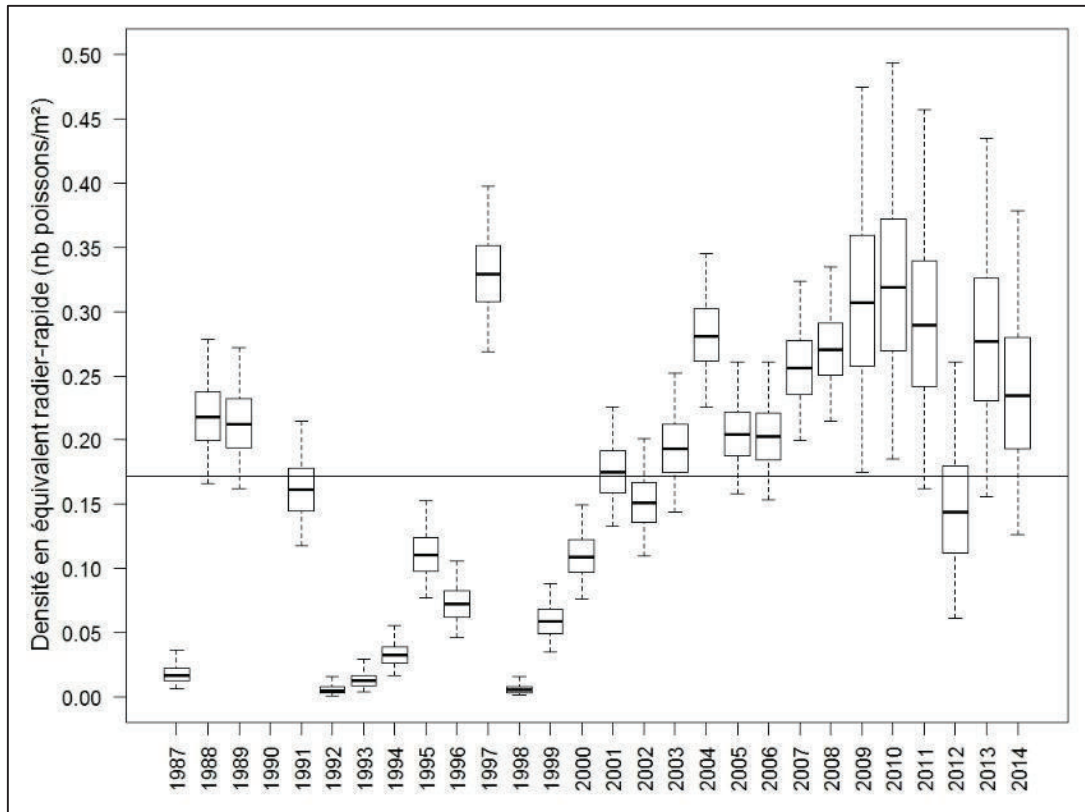


Figure 31 : Box plots des densités annuelles (en m² équivalent radier-rapide) de tacons (0+) sur une station échantillonnée par ES puis par IA sur l'Oir.

Les box plots représentent ici l'intervalle de crédibilité à 95% et la médiane. La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle.

La station (OIR2.8) est suivie par ES jusqu'en 2008 puis devient une station IA à partir de 2009 (IAS04).



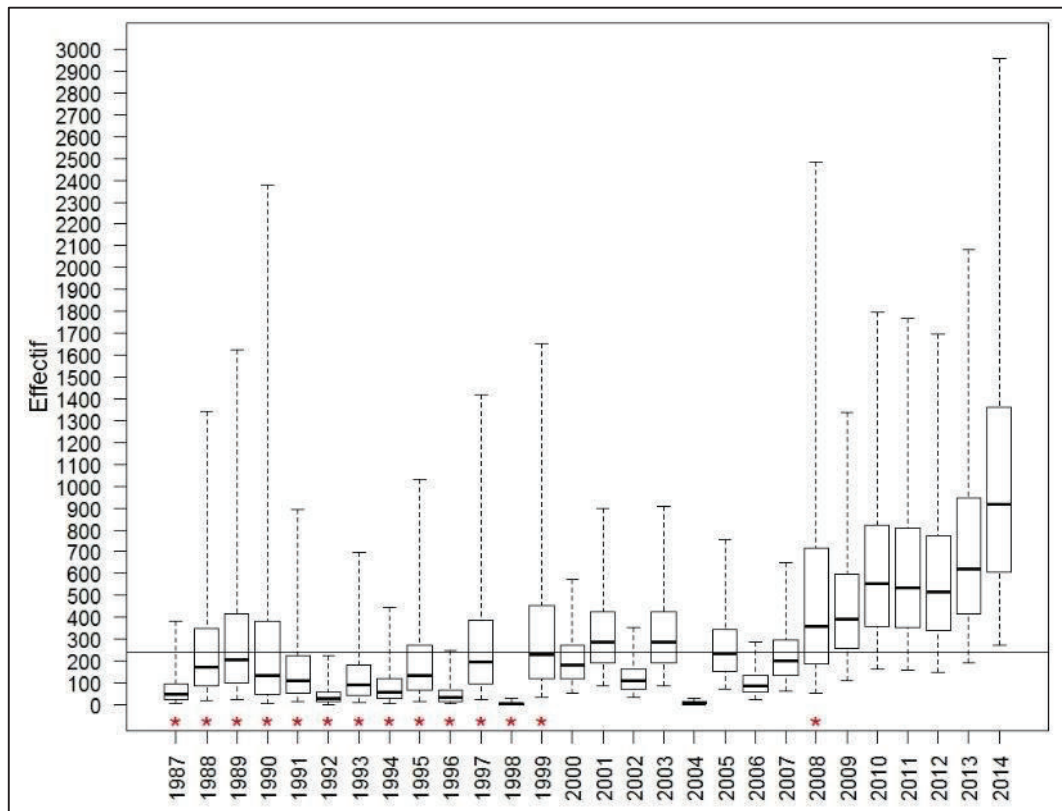
Reconstitution de la série chronologique d'abondance

Du fait que tous les secteurs n'ont pas été suivis régulièrement tous les ans et que des secteurs ne sont plus du tout suivis (secteur de Moulin du Bois, secteur 4 et 5), l'extrapolation de l'abondance de ces secteurs pour ces années-là est donc plus imprécises puisqu'elles reposent uniquement sur de la prédiction (Figure 32 pour un exemple).

Figure 32 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur le secteur 7 sur l’Oir depuis 1987.

Les box plots représentent ici l’intervalle de crédibilité à 95% et la médiane. La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle. Les années marquées d’une étoile sont les années pour lesquelles aucun échantillonnage n’a été effectué.

Le secteur 7 est constitué d’une station ayant échantillonné par ES jusqu’en 2008 (OIR5.2a) et d’une station échantillonnant par IA depuis 2009 (IAS07).



Toutefois, ces imprécisions locales n’empêchent pas d’avoir une vision globale de la production en tacons. Ainsi, la reconstitution de la série chronologique pour l’Oir dans sa totalité montre une augmentation de la population en tacons ces dernières années (Figure 33). L’année 2014 est celle caractérisée par le plus fort effectif (médiane : 11240, BCI95% [7586 ; 17731] ; Annexe 22). L’année 1998 est, en revanche, une année exceptionnellement basse (médiane : 53, BCI95% [19 ; 149]). Ceci est encore plus évident lors de la comparaison des estimations des effets annuels (Figure 34). L’effet annuel en échelle log est estimé aux alentours de -4, ce qui signifie que les effectifs ont été environ 100 fois inférieurs à la normale.

Une amélioration possible du modèle serait d’exclure cette année exceptionnellement basse de la hiérarchie afin de réduire les incertitudes dans les prédictions notamment pour les valeurs supérieures. En effet, du fait qu’un effectif, 100 fois inférieur à la normale (e^{-4}), a été observé lors de la série chronologique, la structure lognormale du modèle fait qu’il est possible d’envisager qu’il pourrait se produire des années exceptionnellement bonnes où les effectifs pourraient être plus de 50 fois supérieurs à la normale (e^4). Considérant que ceci est toutefois très peu probable dans le cas de populations de Salmonidés, le modèle a, pour le moment, été contraint pour que l’effet annuel ne puisse pas être 10 fois supérieur à la moyenne ($e^{2.3}$, voir aussi p. 98).

Rapport final

Figure 33 : Box plots des estimations annuelles des effectifs de tacons (0+) sur l'Oir (cours principal et affluents) depuis 1987.

Les box plots représentent ici l'intervalle de crédibilité à 95% et la médiane. La ligne continue représente la moyenne sur la série temporelle. Aucun échantillonnage n'a été effectué en 1990.

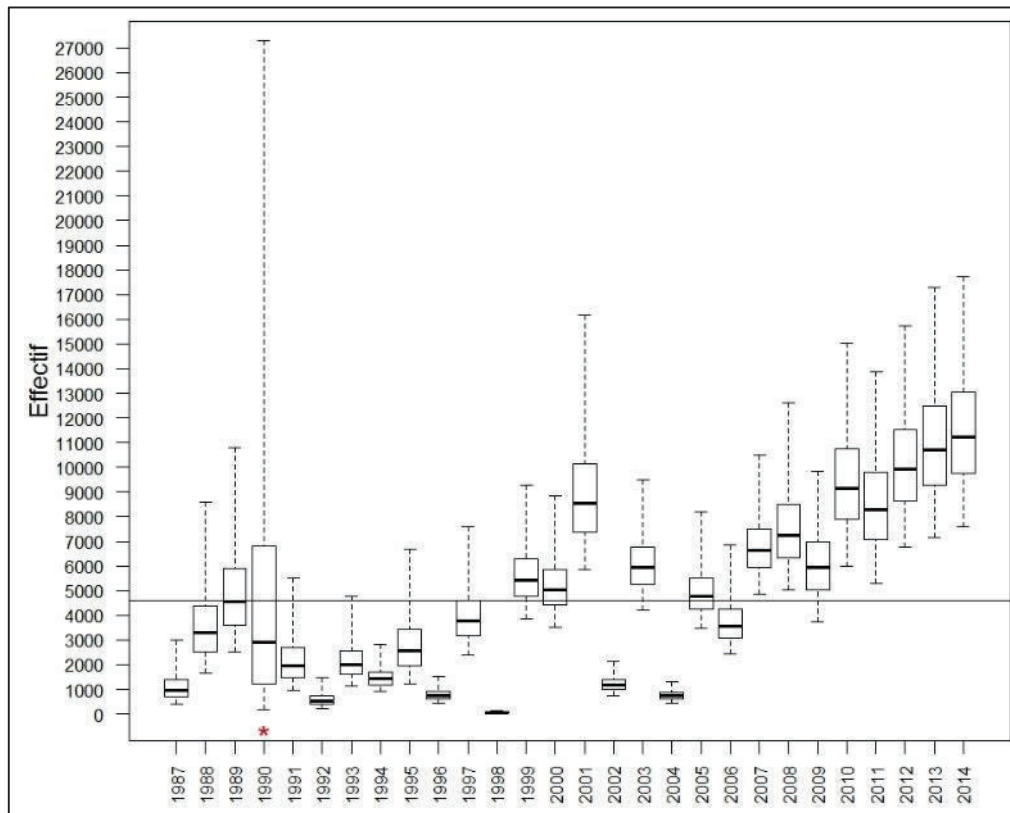
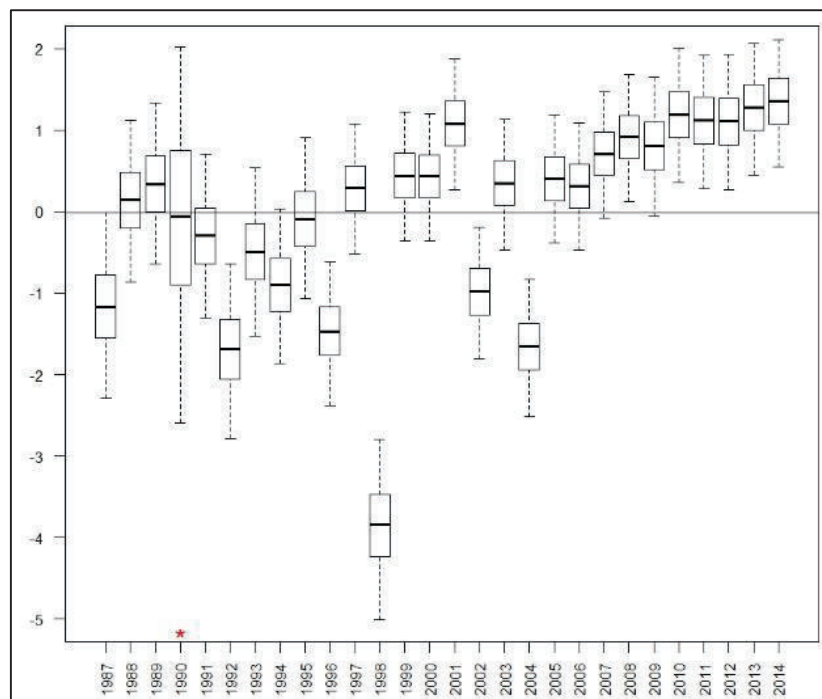


Figure 34 : Box plots des estimations des effets annuels lors de l'estimation de la densité locale sur l'Oir (cours principal et affluents) depuis 1987.

Aucun échantillonnage n'a été effectué en 1990 (année marquée d'une étoile).



Conclusions, Perspectives

Les modèles exposés ici présentent des séries chronologiques homogènes et ce, pour chaque stade de vie et pour chaque cours d'eau. Ces modèles sont construits sur des principes communs d'analyse et sont cohérents entre eux. De même, les estimations sont obtenues par une approche d'inférence bayésienne commune et au moyen d'un seul et même outil de calcul numérique (OpenBUGS). Il faut également souligner que le maximum de données disponibles a été mobilisé dans ce travail et certaines n'avaient encore jamais été traitées à ce jour comme par exemple, les données d'indice d'abondance des affluents du Scorff ou encore les données d'enlèvements successifs sur de nombreuses stations de l'Oir ainsi que les données d'indice d'abondance. Ces modèles permettront également d'obtenir facilement une mise à jour annuelle, un apport essentiel dans le cadre de la communication des données à l'international auprès du groupe de travail sur le saumon Atlantique Nord du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. Cette mise à jour annuelle pourrait encore être facilitée et automatisée en créant par exemple une interface sous le logiciel R connectant la base de données de l'ORE DiaPFC avec les différents modèles.

L'utilisation de modèles Bayésiens Hiérarchiques a permis une nette amélioration des estimations aussi bien des processus d'observation (probabilités de capture) en incluant notamment des covariables temporelles, que des variables d'intérêt comme les abondances annuelles selon les stades de vie. Pour continuer à améliorer l'estimation des effectifs et pour essayer de mieux comprendre et appréhender les variations annuelles, il serait possible d'intégrer des covariables temporelles dans le processus dynamique. Ainsi, par exemple les variations des températures d'eau de surface pourraient expliquer celles de la survie en mer des adultes ou les variations de débit dans la rivière celles de la survie embryo-larvaire (Crozier & Hutchings 2014). Il serait également possible d'ajuster les fenêtres temporelles considérées pour calculer les débits moyens annuels utilisés pour estimer les probabilités de capture au lieu de considérer la même fenêtre temporelle quelle que soit l'année (cas des adultes et des smolts dévalants). En effet, bien que les fenêtres temporelles actuelles aient été choisies pour être suffisamment larges pour pouvoir intégrer des variations annuelles, celles-ci peuvent probablement encore être mieux ajustées. Ces estimations constituent la première étape pour construire un modèle de dynamique de population liant les différents modèles d'estimations des effectifs des stades de vie comme l'analyse stock-recrutement ; ces modèles étant eux-mêmes des outils pour refonder le système de régulation de l'exploitation du saumon en France.

Bibliographie

- Baglinière J-L. & Champigneulle A. 1982. Densité des populations de truite commune (*Salmo trutta* L.) et de juvéniles de saumon atlantique (*Salmo salar* L.) sur le cours principal du Scorff (Bretagne) : preferendums physiques et variations annuelles (1976-1980). *Acta Oecologica* 3: 241-256.
- Beaugrand C & Reid PC. 2012. Relationships between North Atlantic salmon, plankton, and hydroclimatic change in the Northeast Atlantic. *ICES Journal of Marine Science* 69: 1549-1562.
- Bohlin T, Hamrin S, Heggberget TG, Rasmussen G & Saltveit SV. 1989. Electrofishing - Theory and practice with special emphasis on salmonids. *Hydrobiologia* 173: 9-43.
- Brun M, Abraham C, Jarry M, Dumas J, Lange F & Prévost E. 2011. Estimating an homogeneous series of a population abundance indicator despite changes in data collection procedure: A hierarchical Bayesian modelling approach. *Ecological Modelling* 222: 1069-1079.
- Brun M. 2011. Aide à la décision pour la conservation des populations de saumon atlantique (*Salmo salar* L.). Thèse de doctorat, Université de Pau et des Pays de l'Adour. 205pp. + Annexes.
- Caudal AL & Prévost E. 2003. État du stock de saumon atlantique (*Salmo salar*) du Scorff (Bretagne sud, France) en 2000 : production de smolts, retours d'adultes, échappement, taux d'exploitation et de survie. INRA/FDPPMA 56, Contrat de Plan État-Région Bretagne 2000-2006, Volet Milieux aquatiques et poissons Migrateurs, 11pp. + Figures.
- Caudal AL & Prévost E. 2004. État du stock de saumon atlantique (*Salmo salar*) du Scorff (Bretagne sud, France) en 2003 : production de smolts, retours d'adultes, échappement, taux d'exploitation et de survie. INRA/FDPPMA 56, Contrat de Plan État-Région Bretagne 2000-2006, Volet Milieux aquatiques et poissons Migrateurs, 13pp. + Figures.
- Caudal AL & Prévost E. 2014. Etat du stock de saumon atlantique (*Salmo salar*) du Scorff (Bretagne sud, France) en 2013 : production de smolts, retours d'adultes, échappement, taux d'exploitation et de survie. INRA/FDPPMA 56, Contrat de Plan Etat-Région Bretagne 2007-2013, Volet Poissons Migrateurs, 24pp.
- Chen Y & Andrew N. 1998. Parameter estimation in modelling the dynamics of fish stock biomass: are currently used observation-error estimators reliable? *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 55: 749-760.
- Clark JS & Gelfand AE. 2006. Hierarchical modelling for the environmental sciences: statistical methods and applications. Oxford University Press, New York.
- Claude A. 1995. Deux éléments du recrutement chez le saumon atlantique (*Salmo salar* L.) dans le massif Armoricaïn : quantification des surfaces d'habitat favorable aux juvéniles et estimation de la survie au stade embryo-larvaire sur le Scorff (Morbihan) et l'Oir, affluent de la Sélune (Manche). Mémoire de fin d'études pour l'obtention du certificat d'étude supérieure agronomique, option halieutique, ENSA de Rennes, 44 pp. + annexes.
- Coggins Jr LG, Bacheler NM & Gwinn DC. 2014. Occupancy models for monitoring marine fish: a Bayesian hierarchical approach to model imperfect detection with a novel gear combination. *PLoS ONE* 9(9): e108302. doi:10.1371/journal.pone.0108302.
- Congdon P. 2006. Bayesian Statistical Modelling. Second Edition. John Wiley & Sons Ltd.
- Cressie N, Calder CA, Clark JS, Ver Hoef JM & Wikle CK. 2009. Accounting for uncertainty in ecological analysis: the strengths and limitations of hierarchical statistical modeling. *Ecological Applications* 19: 553-570.
- Crozier LG & Hutchings JA. 2014. Plastic and evolutionary responses to climate change in fish. *Evolutionary Applications* 7: 68-87.

Rapport final

- Dauphin G, Prévost E, Adams CE & Boylan P. 2009. A Bayesian approach to estimating Atlantic salmon fry densities using a rapid sampling technique. *Fisheries Management and Ecology* 16: 399-408.
- De Valpine P & Hastings A. 2002. Fitting population model incorporating process noise and observation errors. *Ecological Monographs* 72: 57-76.
- Delmotte S, Fournel F, Euzenat G & Fagard JL. 2010. Truite de mer et saumon de la Bresle (76): estimations des effectifs par la méthode Petersen, estimations bayésiennes et comparaison des modèles. Rapport MAD-Environnement - ONEMA. 72pp. + annexes.
- Doney SC, Ruckelshaus M, Duffy JE, Barry JP, Chan F, English CA, Galindo HM, Grebmeier JM, Hollowed AB, Knowlton N, Polovina J, Rabalais NN, Sydeman WJ & Talley LD. 2012. Climate change impacts on marine ecosystems. *Annual Review of Marine Science* 4: 11-37.
- Ficke AD, Myrick CA & Hansen LJ. 2007. Potential impacts of global climate change on freshwater fisheries. *Reviews in Fish Biology and Fisheries* 17: 581-613.
- Gelman A, Carlin JB, Stern HS & Rubin DB. 2004. *Bayesian Data Analysis*. Second Edition. Chapman & Hall/CRC Texts in Statistical Science, Baton Rouge, USA.
- Gelman A. 2006. Prior distributions for variance parameters in hierarchical models. *Bayesian Analysis* 1: 515-533.
- ICES. 2015. Report of the Working Group on North Atlantic Salmon (WGNAS), 17-26 March, Moncton, Canada. ICES CM 2015/ACOM:09. 332 pp.
- Kennedy RJ & Crozier WW. 2010. Evidence of changing migratory patterns of wild Atlantic salmon *Salmo salar* smolts in the River Bush, Northern Ireland, and possible associations with climate change. *Journal of Fish Biology* 76: 1786-1805.
- Kéry M & Schaub M. 2012. *Bayesian population analysis using WinBUGS - a hierarchical perspective*. Academic Press, Burlington.
- Kéry M. 2010. *Introduction to WinBUGS for Ecologists: Bayesian approach to regression, ANOVA, mixed models and related analyses*. Academic Press, Burlington MA, USA.
- Lange F, Prévost E & Brun M. 2010. Les populations de saumons, truites de mer et grandes aloses de la Nivelle en 2009. Station d'Hydrobiologie, INRA, St-Pée-sur-Nivelle. 31 pp.
- Lebreton J-D, Burnham KP, Clobert J & Anderson DR. 1992. Modelling survival and testing biological hypotheses using marked animals: a unified approach with case studies. *Ecological Monographs* 62: 67-118.
- Limburg KE & Waldman JR. 2009. Dramatic declines in North Atlantic diadromous fishes. *BioScience* 59: 955-965.
- Lunn D, Spiegelhalter D, Thomas A, Best N. 2009. The BUGS project: Evolution, critique, and future directions. *Statistics in Medicine* 28: 3049-3067.
- Malavoi JR & Souchon Y. 2002. Description standardisée des principaux faciès d'écoulement observables en rivière: clé de détermination qualitative et mesures physiques. *Bulletin Français de la Pêche et de la Pisciculture* 365/366: 357-372.
- Nieto A, *et al.* 2015. *European Red List of marine fishes*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. 82pp.
- Parent E & Prévost E. 2003. Inférence bayésienne de la taille d'une population de saumons par l'utilisation de sources multiples d'information. *Revue de statistique appliquée* 51(3): 5-38.
- Parent E & Rivot E. 2013. *Introduction to hierarchical Bayesian modeling for ecological data*. Chapman & Hall/CRC Applied Environmental Statistics, Baton Rouge, USA.
- Parrish DL, Behnke RJ, Gephard SR, McCormick SD & Reeves GH. 1998. Why aren't there more Atlantic salmon (*Salmo salar*)? *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 55(Suppl. 1): 281-287.
- Pledger S & Phillpot P. 2008. Using mixtures to model heterogeneity in ecological capture-recapture studies. *Biometrical Journal* 50: 1022-1034.

Rapport final

- Pledger S. 2000. Unified maximum likelihood estimates for closed capture-recapture models using mixtures. *Biometrics* 56: 434-442.
- Prévost E & Baglinière J-L. 1995. Présentation et premiers éléments de mise au point d'une méthode simple d'évaluation du recrutement en juvéniles de saumon atlantique (*Salmo salar*) de l'année en eau courante. In Gascuel D, Durand J-L, Fonteneau A (eds.), Les recherches françaises en évaluation quantitative et modélisation des ressources et des systèmes halieutiques : actes du colloque. Colloques et séminaires, ORSTOM éditions, Paris, France. p39-48.
- Prévost E & Nihouarn A. 1999. Relation entre indicateur d'abondance de type CPUE et estimation de densité par enlèvements successifs pour les juvéniles de saumon atlantique (*Salmo salar* L.) de l'année. *Bulletin Français de la Pêche et de la Pisciculture* 352: 19-30.
- Prévost E & Porcher J-P. 1996. Méthodologie d'élaboration de totaux autorisés de captures (TAC) pour le Saumon atlantique (*Salmo salar* L.) dans le Massif Armoricain : propositions et recommandations scientifiques. GRISAM, Évaluation et gestion des stocks de poissons migrateurs, Document scientifique et technique n°1, 26 pp.
- Prévost E & Rivot E. 2004. Aide à la décision pour la gestion des populations naturelles de saumon atlantique (*Salmo salar*) : action transversale INRA-CIRAD aide à la décision. Rapport final, INRA Rennes, UMR EQHC, 62pp. + annexes.
- Prévost E. 1997. État du stock de saumon atlantique du Scorff (Morbihan) en 1995 : comparaison de la dépose d'œufs lors de la reproduction par rapport à une cible d'échappement. INRA/Agence de l'eau Loire-Bretagne. Restauration du Scorff pour les poissons migrateurs, Convention n°6968682. 13pp. + Figures.
- Prévost E. 1998. État du stock de saumon atlantique du Scorff (Bretagne sud, France) en 1997 : production de smolts, retours d'adultes, échappement, taux d'exploitation et de survie. INRA/Conseil Supérieur de la Pêche DR Bretagne, Basse-Normandie. Conseil scientifique du Moulin des Princes. 13pp. + Figures.
- Prévost E. 1999. État du stock de saumon atlantique (*Salmo salar*) du Scorff (Bretagne sud, France) en 1998 : production de smolts, retours d'adultes, échappement, taux d'exploitation et de survie. INRA/ICES North Atlantic Salmon Working Group. Working paper 20. 16pp. + Figures.
- Prévost E. 2000. État du stock de saumon atlantique (*Salmo salar*) du Scorff (Bretagne sud, France) en 1999 : production de smolts, retours d'adultes, échappement, taux d'exploitation et de survie. INRA/Conseil Supérieur de la Pêche DR Bretagne, Basse-Normandie. Conseil scientifique du Moulin des Princes. 10pp. + Figures.
- Punt A. 2003. Extending production models to include process error in the population dynamics. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 60: 1217-1228.
- Rivot E & Prévost E. 2002. Hierarchical Bayesian analysis of capture-mark-recapture data. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 59: 1768-1784.
- Rivot E, Prévost E, Cuzol A, Baglinière J-L & Parent E. 2008. Hierarchical Bayesian modelling with habitat and time covariates for estimating riverine fish population size by successive removal method. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 65: 117-133.
- Rivot E, Prévost E, Parent E & Baglinière J-L. 2004. A Bayesian state-space modelling framework for fitting a salmon stage-structured population dynamic model to multiple time series of field data. *Ecological Modelling* 179: 463-485.
- Royle JA & Dorazio RM. 2008. Hierarchical modeling and inference in ecology: the analysis of data from populations, metapopulations, and communities. Academic Press, San Diego, CA.
- Royle JA. 2004. N-mixture models for estimating population size from spatially replicated counts. *Biometrics* 60: 108-115.

Rapport final

- Saget C. 2011. Quantification des surfaces d'habitat favorable aux juvéniles de saumon atlantique sur le Scorff : étude comparative et propositions de gestion. Rapport de BTSa Gestion et Protection de la Nature, option Gestion des espaces naturels, CFA de Pommerit-Jaudy, 40pp. + annexes.
- Thibault M. 1994. Aperçu historique sur l'évolution des captures et des stocks. *In* Le saumon Atlantique. IFREMER, Plouzane, France. p175-183.
- Todd CD, Friedland KD, MacLean JC, Whyte BD, Russell IC, Lonergan ME & Morrissey MB. 2012. Phenological and phenotypic changes in Atlantic salmon populations in response to a changing climate. *ICES Journal of Marine Science* 69: 1686-1698.
- UICN France, MNHN, SFI & ONEMA 2010. La Liste rouge des espèces menacées en France - Chapitre Poissons d'eau douce de France métropolitaine. Paris, France. 11pp.
- Wikle CK. 2003. Hierarchical models in environmental science. *International Statistical Review* 71: 181–199.
- WWF. 2001. The status of wild Atlantic salmon: a river by river assessment. WWF, Copenhagen. 172pp.

Annexes

Annexe 1 : Calcul des débits manquants pour le site de l'Oir.

1/ Calcul des débits manquants pour la période du 15 octobre au 31 décembre, période considérée pour la modélisation des effectifs d'adultes anadromes.

Pour l'année 2010, nous avons considéré les données issues de stations hydrométriques proches de celle de Ducey afin de déterminer la corrélation entre les débits mesurés sur la période considérée et pour les années communes (de 2004 à 2012, sans l'année 2010). Quatre stations étaient disponibles : la station mesurant la Sée à Chérencé-le-Roussel, la station mesurant la Sée à Tirepied, la station mesurant le Beuvron à Saint-Senier et la station mesurant le Beuvron à Saint-James. La meilleure corrélation est détectée entre le débit mesuré à Chérencé-le-Roussel ($r = 0.9265$). Le débit de 2010 (en l/s) est donc obtenu en appliquant la relation linéaire suivante :

$$\ln(\text{Débit}_{\text{Ducey}}) = 0.8788 \times \ln(\text{Débit}_{\text{Chérencé}}) + 0.4537$$

Pour les années 1984 et 1985, aucun débit n'était relevé sur les stations précédemment citées car elles n'ont été mises en place que plusieurs années après. Nous avons donc utilisé les données de pluviométrie relevées à Ducey et regardé la corrélation entre celles-ci et les débits relevés à Ducey sur la période considérée. Bien que cette corrélation ne soit pas excellente ($r = 0.6688$), nous avons néanmoins déterminé une relation linéaire entre le débit et la pluviométrie en estimant que cette corrélation était suffisante pour notre utilisation. En effet, seules deux années sont concernées par un débit manquant sur la série temporelle longue de 30 ans et une relation simple de type linéaire semble donc être un bon compromis par rapport à l'utilisation de modèles plus sophistiqués de type hydrologique (rainfall-flow model) pour reconstituer les débits manquants. Les débits en 1984 et 1985 (en l/s) sont donc obtenus en utilisant la relation linéaire suivante :

$$\ln(\text{Débit}_{\text{Ducey}}) = 1.5707 \times \ln(\text{Pluvio}) - 1.9126$$

2/ Calcul du débit manquant pour la période du 1^{er} avril au 30 avril, période considérée pour la modélisation des effectifs de smolts dévalant.

Il n'existe pas de données de débit pour le mois d'avril 1986. Aucune station proche n'est encore installée et la corrélation avec la pluviométrie pour la période considérée est très faible ($r < 0.3$). Nous avons donc sélectionné 3 années pour lesquelles le débit observé sur la période du 16 au 31 mai (période où les mesures de débit ont repris en 1986) était similaire à celui observé en 1986 (moyenne de 852.125 l/s et débit observé le 16 mai de 963 l/s) : l'année 1998 qui a un débit moyen de 827.625 l/s et un débit de 889 l/s le 16 mai, l'année 2002 qui a un débit moyen de 858.8125 l/s et un débit de 803 l/s le 16 mai et l'année 2014 qui a un débit moyen de 887.5 l/s et un débit de 977 l/s le 16 mai.

Rapport final

Toutefois, l'année 2002 est caractérisée par un épisode de crue pendant cette période et elle n'est donc pas considérée ultérieurement dans l'analyse.

A partir des données de débits relevés entre le 16 et le 31 mai, nous avons caractérisé la pente correspondant à la diminution du débit en fonction d'un pas de temps journalier pour les 3 années considérées :

$$1986 : -10.988 \times (Date) + 1110.3 \text{ avec } r^2 = 0.7949$$

$$1998 : -6.7618 \times (Date) + 986.53 \text{ avec } r^2 = 0.6478$$

$$2014 : -9.1794 \times (Date) + 1103.2 \text{ avec } r^2 = 0.5616$$

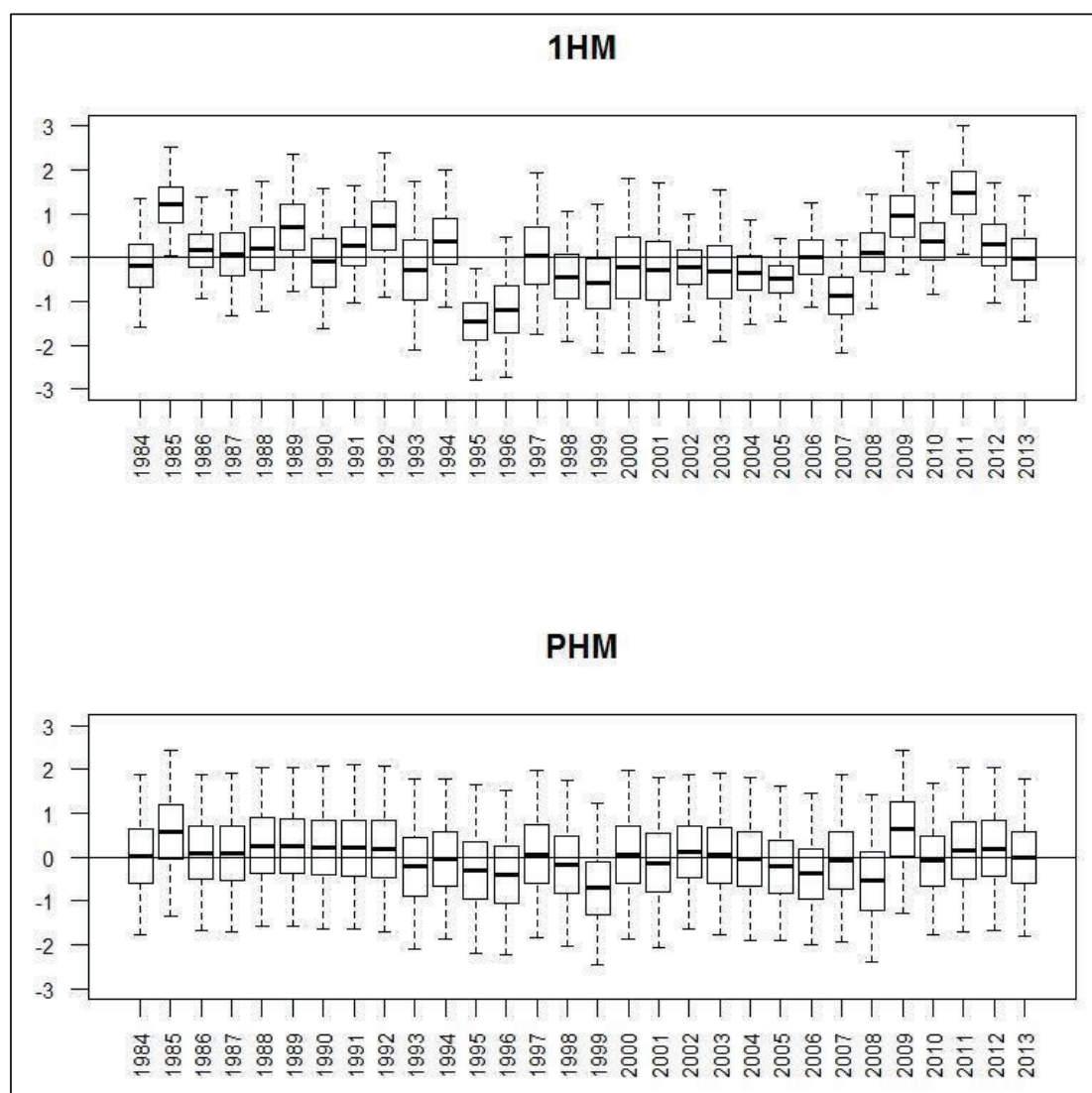
Nous avons ensuite calculé la pente moyenne de ces 3 équations (-8.9764) et utiliser celle-ci pour rétrocalculer les débits du mois d'avril 1986 en prenant comme date de départ le 16 mai, date à laquelle le débit est à nouveau mesuré sur la station hydrométrique de Ducey (963 l/s).

La moyenne du débit du mois d'avril complet est ensuite calculée une fois les débits journaliers du mois d'avril rétrocalculés : 1236,78 l/s

Rapport final

Annexe 2 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture à Eu pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM).

Les données aberrantes peuvent être mises en évidence lorsque les résidus standardisés ne sont pas compris entre -2 et 2. Dans le cas des 1HM, il y a potentiellement deux années qui ne sont pas vraiment expliquées par les débits observés : 1995 et 2011.



Rapport final

Annexe 3 : Effectifs annuels estimés pour les adultes anadromes entrant dans la Bresle selon la classe d'âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1984.

	1HM				PHM			
	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1984	48	62	64.34	96	32	46	47.36	74
1985	88	102	103.7	130	22	38	40.12	67
1986	141	172	175.6	231	25	40	41.14	67
1987	110	134	137.9	189	30	43	45.46	74
1988	65	101	106.9	184	18	37	39.78	76
1989	131	180	188.2	294	27	50	52.27	93
1990	54	68	71.52	110	37	55	57.01	89
1991	132	159	162.5	215	21	31	31.96	51
1992	124	135	137.7	167	36	45	46.95	67
1993	34	46	51.28	100	18	27	29.32	52
1994	31	47	51.21	94	9	20	21.23	44
1995	65	107	112.5	190	2	8	9.453	25
1996	23	32	34.77	63	19	26	27.56	44
1997	24	30	32	53	10	14	15.03	25
1998	192	220	225.1	284	11	14	14.89	23
1999	15	28	31.57	71	30	53	56.71	107
2000	13	55	65.47	179	5	14	16.54	44
2001	30	85	93.49	210	3	18	22.86	72
2002	85	108	111.1	152	21	34	36.51	64
2003	15	27	30.47	66	13	25	26.24	48
2004	62	81	83.37	119	10	15	15.94	27
2005	224	257	259.3	308	38	50	51.73	75
2006	88	106	108.3	141	91	119	122.7	174
2007	47	70	75.1	130	14	22	23.55	40
2008	99	132	137	202	5	12	13.99	33
2009	74	87	88.53	114	38	56	57.79	87
2010	116	137	139.3	179	34	48	49.51	76
2011	125	137	138.8	166	26	37	38.43	60
2012	107	131	134.9	185	27	40	41.29	66
2013	106	132	136.4	193	56	80	83.37	130

Rapport final

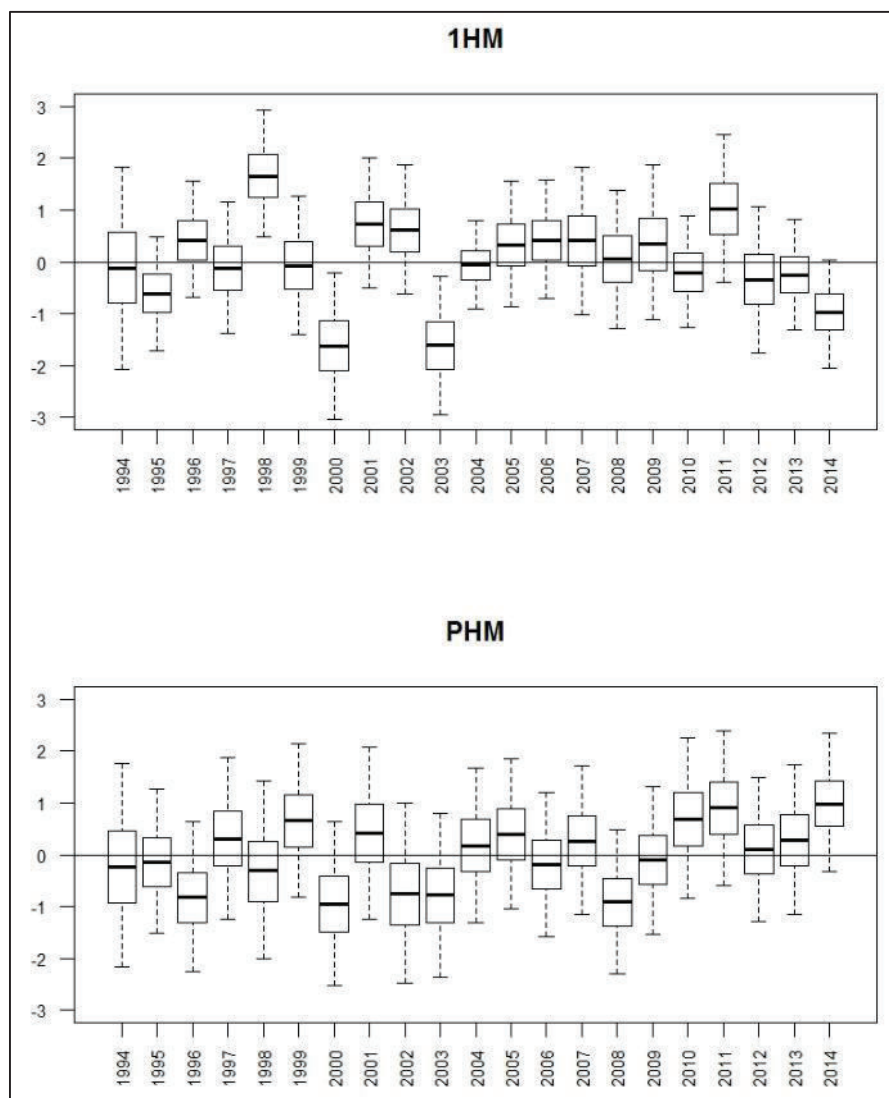
Annexe 4 : Effectifs annuels estimés pour les adultes anadromes entrant dans la Nivelles selon la classe d'âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1984.

	1HM				PHM			
	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1984	154	176	177.2	210	20	26	26.08	35
1985	73	87	87.89	110	43	52	52.35	66
1986	287	328	330.9	390	37	46	46.13	59
1987	170	191	192.5	224	43	51	51.17	63
1988	101	119	120.9	150	28	35	35.61	46
1989	212	247	250.5	309	53	67	67.63	88
1990	238	274	276.2	327	35	43	44.01	56
1991	143	165	166.9	200	48	60	61.26	81
1992	192	209	210.1	238	48	56	56.61	69
1993	439	468	469.4	507	38	46	46.61	60
1994	305	335	336.5	379	40	48	48.85	62
1995	171	183	183.5	200	46	55	56.23	73
1996	163	171	171.2	183	42	47	47.44	55
1997	106	113	113.8	124	10	12	12.71	18
1998	151	161	161.4	174	10	13	13.52	19
1999	136	146	146.2	160	30	35	35.74	45
2000	123	143	146.2	188	28	33	34.13	45
2001	176	188	188.6	206	24	29	29.02	37
2002	364	390	391.5	424	33	38	38.42	47
2003	27	31	31.22	38	56	64	64.31	75
2004	80	89	89.4	103	15	19	18.98	24
2005	78	87	87.81	104	11	14	14.37	20
2006	40	47	47.48	59	26	31	31.15	39
2007	58	65	65.3	76	14	17	17.29	23
2008	54	62	62.42	75	24	28	28.25	35
2009	45	51	51.09	60	18	21	21.3	27
2010	137	148	148.5	163	22	25	25.76	32
2011	39	44	44.3	52	39	44	44.56	52
2012	48	60	61.7	83	12	16	16.59	23
2013	71	81	82.08	97	36	42	42.2	51
2014	45	57	58.78	81	40	47	47.72	58

Rapport final

Annexe 5 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture au Moulin des Princes pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM).

Les données aberrantes peuvent être mises en évidence lorsque les résidus standardisés ne sont pas compris entre -2 et 2. Dans le cas des 1HM, il y a potentiellement 3 années qui s'éloignent des prédictions en lien avec le débit moyen observé: 1998, 2000 et 2003.

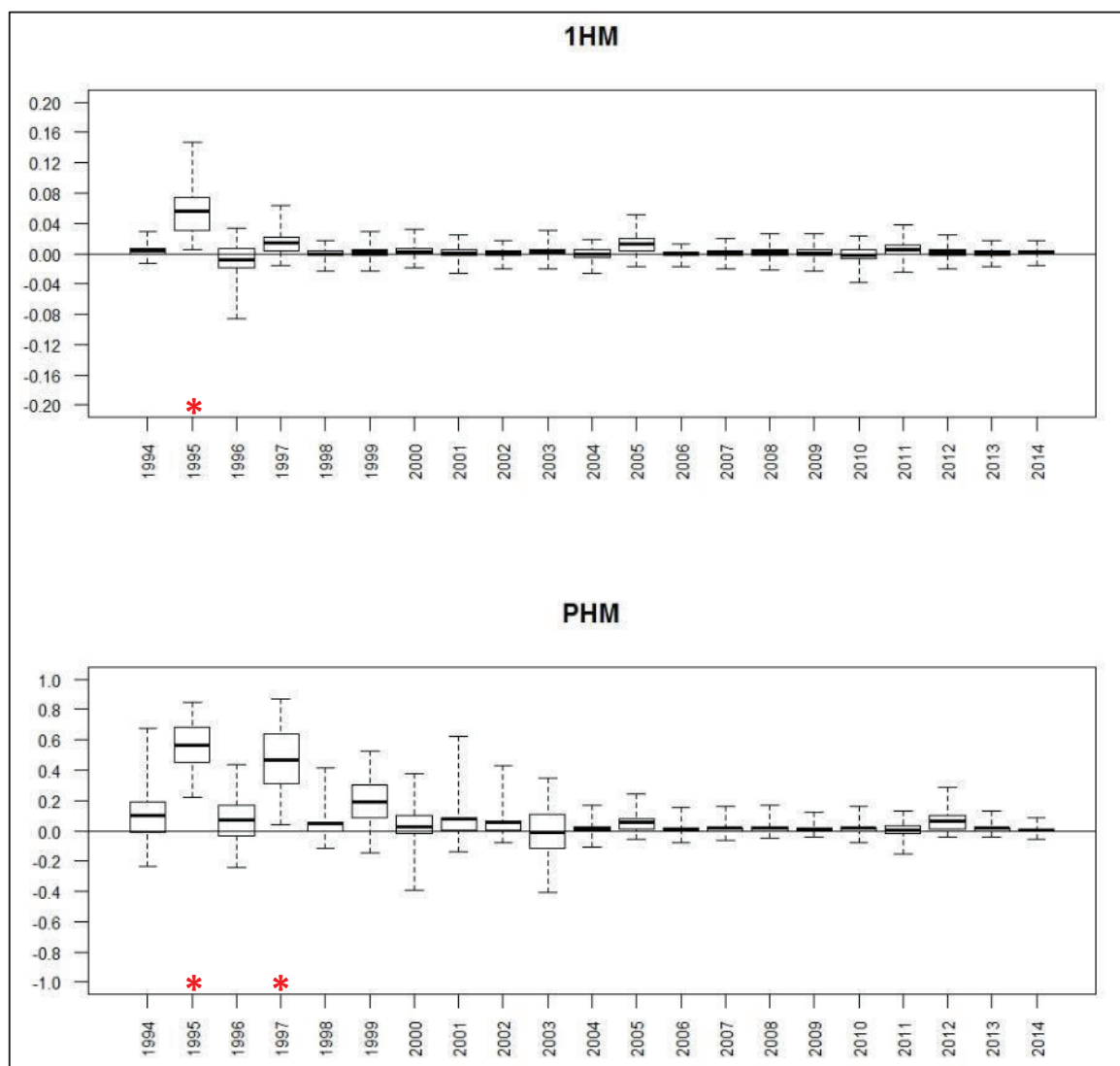


Rapport final

Annexe 6 : Différences de mortalité annuelle entre les individus marqués et non-marqués par classe d'âge de mer (1HM, PHM).

La ligne continue représente une absence de différence entre les individus marqués et non-marqués. Les étoiles signalent les années pour lesquelles la mortalité des individus marqués est significativement plus élevée que celle des individus non-marqués.

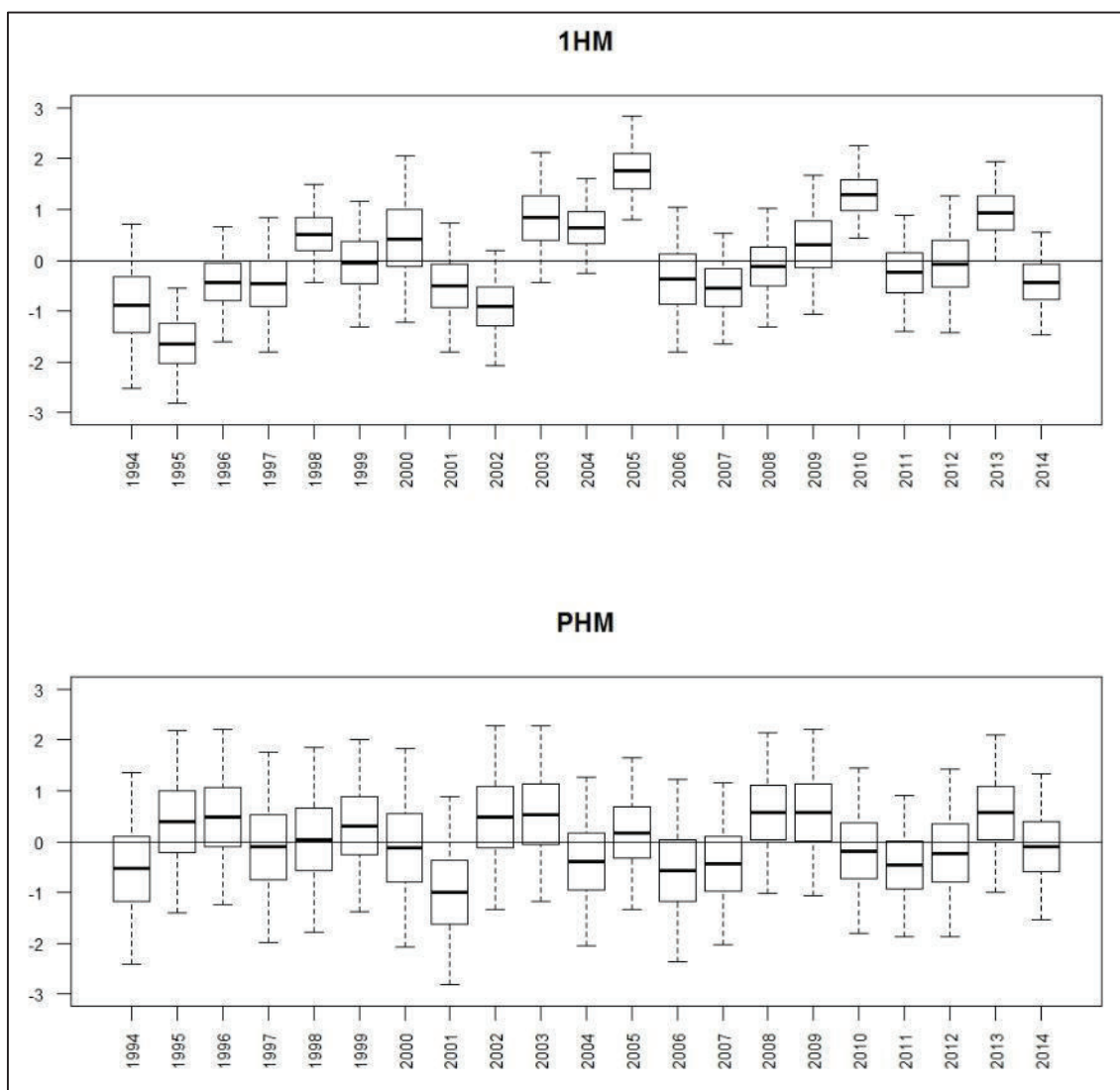
Il faut remarquer que l'échelle de l'axe des ordonnées n'est pas la même selon la classe d'âge de mer.



Rapport final

Annexe 7 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture pendant ou après la reproduction pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) sur la rivière Scorff.

Les données aberrantes peuvent être mises en évidence lorsque les résidus standardisés ne sont pas compris entre -2 et 2. Dans le cas des 1HM, l'année 2005 s'éloigne des prédictions en lien avec le débit moyen observé et le nombre de nuits de capture effectué.



Rapport final

Annexe 8 : Effectifs annuels estimés pour les adultes anadromes entrant dans le Scorff selon la classe d'âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1994.

	1HM				PHM			
	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1994	374	509	521.1	738	46	80	84.75	151
1995	705	784	788.5	899	77	96	97.98	129
1996	636	694	696.5	774	64	84	85.95	120
1997	415	467	470.4	546	55	70	71.45	98
1998	515	555	557.9	615	18	27	27.88	45
1999	220	252	254.4	303	72	94	95.91	130
2000	245	305	312	416	33	46	47.55	70
2001	281	310	311.2	352	29	41	42.73	64
2002	524	582	585.1	666	14	22	22.85	37
2003	196	229	231.9	283	46	59	60.78	84
2004	1048	1119	1121	1207	52	66	67	89
2005	417	452	453.4	500	107	129	131.1	166
2006	824	890	893.4	982	82	104	106.6	143
2007	431	483	485.8	559	75	94	96.18	128
2008	249	284	286.6	338	68	88	90.06	123
2009	227	260	263	313	92	116	118.5	158
2010	707	764	766.8	841	50	65	66.73	92
2011	352	386	387.8	438	185	217	219	267
2012	322	378	382.1	467	113	145	147.4	197
2013	541	599	601.4	679	79	103	105.2	143
2014	653	729	733.2	837	115	139	140.9	178

Rapport final

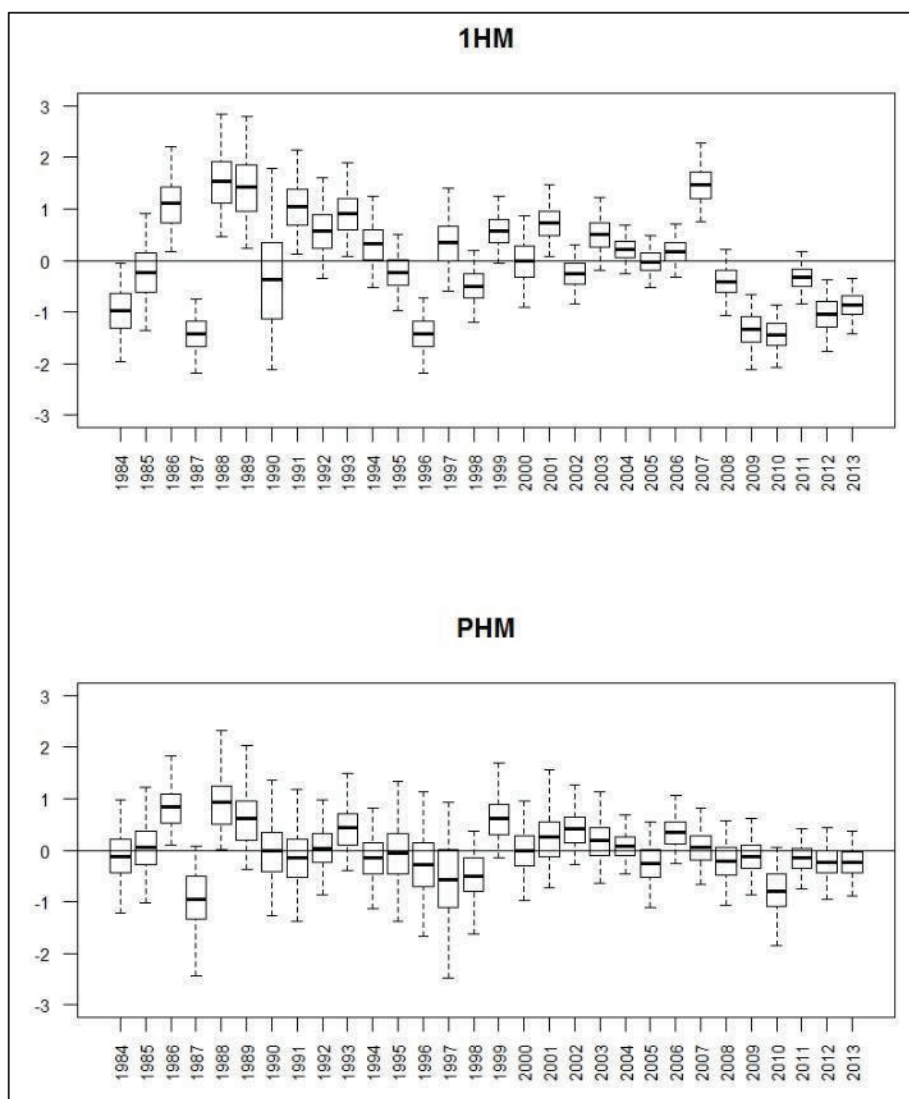
Annexe 9 : Echappements annuels estimés (nombre d'adultes participant à la reproduction) sur le Scorff selon la classe d'âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1994.

	1HM				PHM			
	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1994	330	465	477	694	15	53	57.43	125
1995	579	670	673.4	789	21	40	42.09	73
1996	522	582	584.7	663	35	58	60.13	95
1997	369	421	425	500	8	28	29.45	60
1998	442	483	485.6	543	11	21	21.88	39
1999	192	225	227	276	36	62	63.1	99
2000	202	263	269.5	374	0	3	5.293	22
2001	246	275	276.6	317	10	33	33.26	56
2002	498	555	558.6	640	12	20	21.03	35
2003	194	228	230.6	282	24	39	40.57	64
2004	952	1023	1025	1111	39	54	55.44	78
2005	381	417	418.6	466	73	98	99.28	136
2006	750	816	819.2	907	50	73	74.97	112
2007	379	431	433.6	507	60	81	82.39	115
2008	235	271	273	324	52	73	74.78	108
2009	220	254	256.5	307	77	102	104	144
2010	639	698	700.5	775	44	61	62.25	88
2011	318	353	355.3	405	157	193	195.4	245
2012	286	342	346.3	431	77	113	115.1	166
2013	508	566	568.9	647	70	95	96.78	135
2014	594	670	674.3	778	99	124	126.2	163

Rapport final

Annexe 10 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture au Moulin de Cerisel pour les castillons (1HM) et les saumons de plusieurs hivers de mer (PHM) sur la rivière Oir.

Les données aberrantes peuvent être mises en évidence lorsque les résidus standardisés ne sont pas compris entre -2 et 2. Depuis 2008, les probabilités de capture sont plus faibles que celles attendues pour le débit moyen observé.



Rapport final

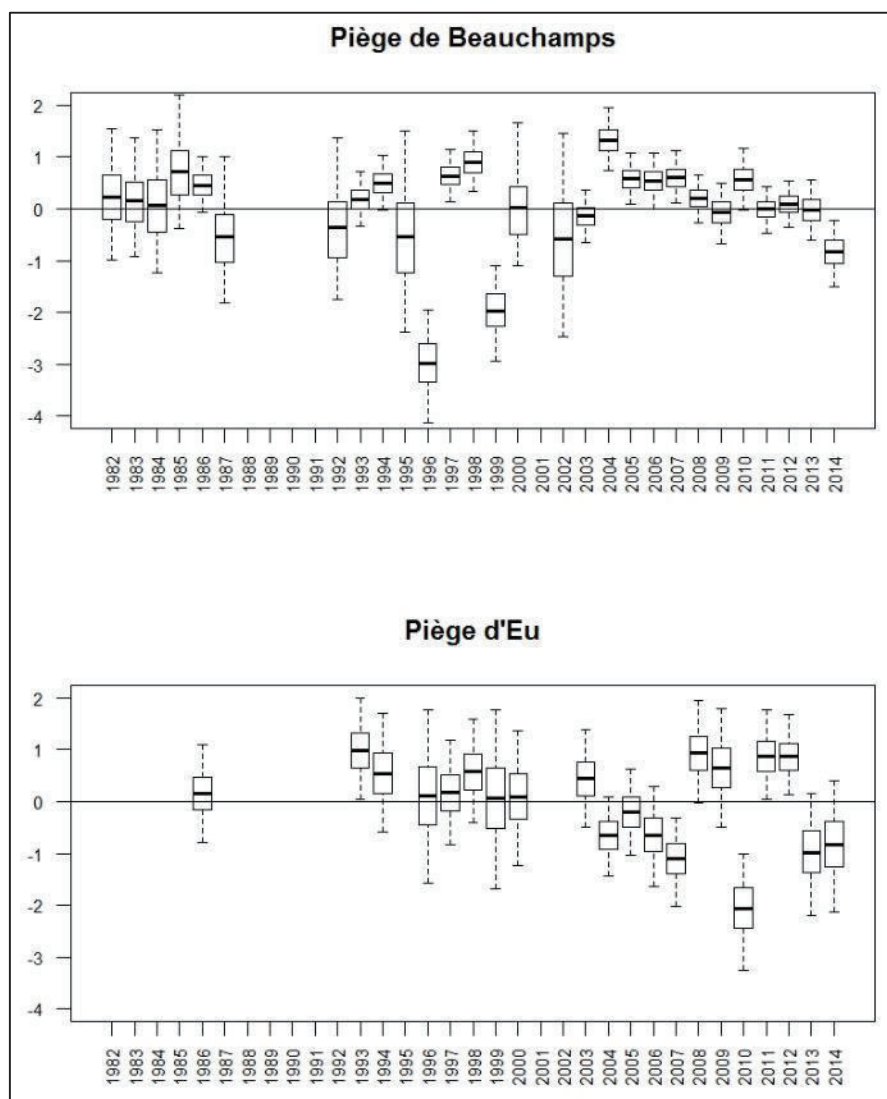
Annexe 11 : Effectifs annuels estimés pour les adultes anadromes entrant dans l'Oir selon la classe d'âge de mer (1HM : castillons, PHM : plusieurs hivers de mer) depuis 1984.

	1HM				PHM			
	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1984	182	228	233	314	27	31	32.32	48
1985	206	225	228.5	271	64	68	69.78	84
1986	73	85	88.8	125	64	90	94.56	152
1987	91	164	171.8	301	4	11	12.35	31
1988	151	156	158.2	178	76	86	89.44	120
1989	196	198	199.3	209	39	41	41.5	49
1990	43	82	87.34	166	9	19	21.2	48
1991	44	46	47.06	55	2	4	5.51	17
1992	32	44	47.42	82	5	11	12.49	26
1993	99	118	122.2	171	8	14	15.25	30
1994	36	52	55.87	98	5	13	15.5	38
1995	128	141	142.2	163	3	4	4.837	12
1996	198	250	254	333	3	5	7.188	23
1997	57	62	62.92	76	1	3	5.604	28
1998	107	160	165.4	258	7	15	16.33	34
1999	173	203	206.1	256	21	34	36.55	67
2000	159	233	241	370	12	30	32.82	72
2001	161	176	177.9	205	9	14	16.38	36
2002	218	286	291.5	398	24	39	41.07	73
2003	175	182	183.1	195	27	32	32.76	45
2004	293	325	326.6	370	56	74	76.1	108
2005	120	139	140.8	170	12	21	23.6	51
2006	151	175	176.7	213	28	38	39.32	59
2007	176	182	183	194	17	27	29.06	53
2008	65	94	97.63	150	10	19	21.03	43
2009	82	135	141.8	242	15	24	26.09	48
2010	387	484	491.1	637	9	19	21.95	50
2011	164	204	206.8	268	47	68	71.41	113
2012	134	200	206.3	319	30	52	54.89	99
2013	199	258	263.7	359	39	62	65.63	113

Rapport final

Annexe 12 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture des smolts à Beauchamps et de recapture à Eu.

Les données aberrantes peuvent être mises en évidence lorsque les résidus standardisés ne sont pas compris entre -2 et 2. Il y a deux années qui s'éloignent des prédictions : 1996 au piège de Beauchamps et 2010 au piège d'Eu.



Rapport final

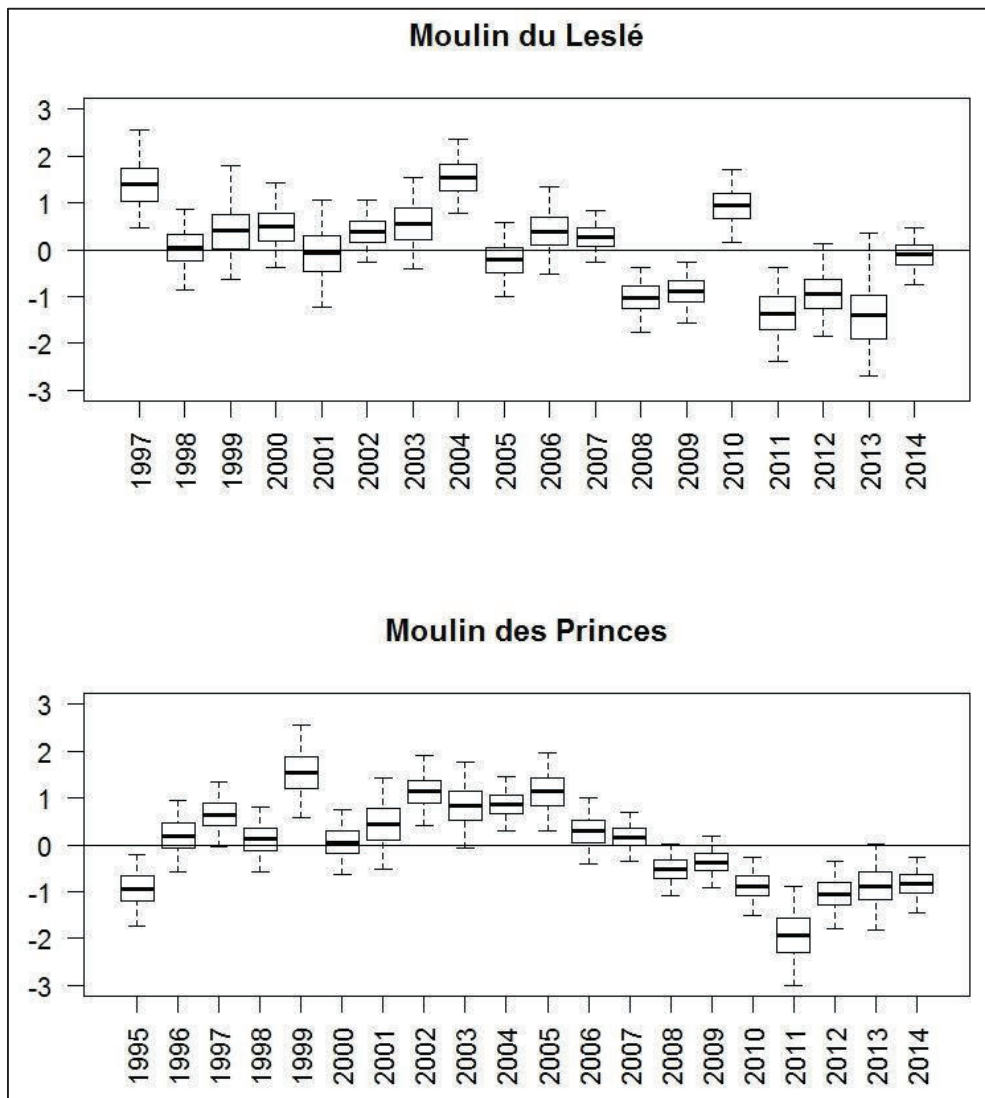
Annexe 13 : Effectifs annuels estimés pour les smolts dévalant dans la Bresle depuis 1982.

	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1982	1 775	3 399	3 755	7 481
1983	1 979	3 565	3 915	7 388
1984	1 215	2 546	2 899	6 215
1985	1 993	3 698	3 833	6 545
1986	1 678	1 984	2 000	2 408
1987	807	2 127	2 413	5 530
1988				
1989				
1990				
1991				
1992	726	1 915	2 291	5 704
1993	1 478	1 763	1 777	2 158
1994	2 105	2 449	2 464	2 903
1995	298	1 775	2 165	6 494
1996	1 071	1 740	1 802	2 905
1997	5 730	6 259	6 275	6 900
1998	1 467	1 690	1 699	1 982
1999	398	667	695	1 159
2000	1 294	1 762	1 790	2 462
2001				
2002	338	2 014	2 489	7 444
2003	2 501	2 987	3 008	3 647
2004	7 095	7 593	7 605	8 190
2005	4 729	5 257	5 270	5 888
2006	2 353	2 733	2 750	3 226
2007	4 852	5 447	5 471	6 214
2008	6 025	6 674	6 696	7 479
2009	917	1 168	1 183	1 540
2010	2 346	2 841	2 873	3 566
2011	5 790	6 466	6 480	7 241
2012	5 766	6 414	6 436	7 222
2013	1 457	1 857	1 886	2 493
2014	1 996	2 674	2 730	3 765

Rapport final

Annexe 14 : Box plots des résidus temporels standardisés des probabilités de capture des smolts au Moulin du Leslé et de recapture au Moulin des Princes.

Les données aberrantes peuvent être mises en évidence lorsque les résidus standardisés ne sont pas compris entre -2 et 2. Depuis 2008, les probabilités de capture au Moulin des Princes sont systématiquement plus faibles que celles attendues pour le débit observé.



Rapport final

Annexe 15 : Effectifs annuels estimés pour les smolts dévalant dans le Scorff depuis 1995.

	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1995	4 733	6 192	6 273	8 262
1996	1 541	1 983	2 011	2 637
1997	9 503	10 000	10 010	10 560
1998	4 239	4 867	4 885	5 645
1999	2 252	2 622	2 637	3 114
2000	2 619	3 048	3 065	3 607
2001	10 590	11 890	11 920	13 420
2002	1 111	1 249	1 254	1 426
2003	9 759	10 150	10 160	10 580
2004	7 570	7 880	7 884	8 224
2005	10 320	10 790	10 790	11 310
2006	6 423	7 167	7 188	8 072
2007	7 047	7 562	7 571	8 146
2008	9 415	10 570	10 590	11 920
2009	12 580	13 720	13 750	15 040
2010	9 738	10 570	10 590	11 530
2011	7 668	8 848	8 892	10 360
2012	6 894	8 231	8 293	10 040
2013	6 404	8 457	8 591	11 560
2014	9 270	10 290	10 310	11 480

Rapport final

Annexe 16: Effectifs annuels estimés pour les smolts dévalant dans l’Oir depuis 1986.

	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1986	651	744	750	878
1987	308	361	368	469
1988	357	412	416	500
1989	704	821	829	1 001
1990	762	818	827	940
1991	170	200	203	256
1992	616	675	682	784
1993	211	228	232	275
1994	418	570	595	922
1995	678	744	750	853
1996	903	1 008	1 015	1 169
1997	364	465	474	630
1998	878	1 063	1 075	1 333
1999	229	263	265	317
2000	2 068	2 167	2 171	2 293
2001	1 178	1 336	1 342	1 542
2002	2 258	2 368	2 371	2 501
2003	1 147	1 238	1 241	1 350
2004	1 139	1 233	1 237	1 351
2005	792	848	850	918
2006	1 250	1 352	1 355	1 476
2007	884	955	957	1 048
2008	1 957	2 144	2 149	2 368
2009	3 068	3 368	3 377	3 730
2010	1 209	1 399	1 407	1 657
2011	1 642	1 801	1 805	1 994
2012	1 248	1 360	1 365	1 508
2013	1 111	1 272	1 277	1 475
2014	1 368	1 551	1 558	1 784

Rapport final

Annexe 17 : Effectifs annuels estimés pour les tacons (0+) dans la Nivelles depuis 1985.

	5% BCI	médiane	moyenne	95% BCI
1985	971	1 321	1 345.06	1 800
1986	7 118	8 037	8 065.00	9 099
1987	10 590	11 785	11 813.77	13 130
1988	9 378	11 043	11 103.05	13 056
1989	9 288	10 667	10 699.44	12 190
1990	4 998	5 828	5 856.50	6 819
1991	5 745	6 958	7 016.82	8 499
1992	3 636	4 920	4 995.38	6 602
1993	3 727	4 705	4 767.32	6 006
1994	11 220	13 749	13 858.05	16 904
1995	4 798	5 906	5 945.77	7 245
1996	5 533	7 151	7 254.51	9 320
1997	5 962	7 543	7 637.15	9 636
1998	5 361	6 860	6 942.20	8 801
1999	8 061	9 887	9 949.27	12 042
2000	9 123	10 933	10 984.28	13 047
2001	9 910	12 242	12 325.69	15 052
2002	12 483	15 255	15 349.49	18 477
2003	5 841	7 114	7 148.88	8 585
2004	3 579	4 453	4 484.47	5 503
2005	7 757	9 402	9 471.14	11 418
2006	1 702	2 524	2 574.86	3 622
2007	2 212	3 164	3 221.72	4 420
2008	3 681	5 153	5 227.13	7 048
2009	1 938	2 833	2 889.05	4 015
2010	5 363	7 330	7 425.95	9 826
2011	3 406	4 786	4 857.55	6 542
2012	11 816	15 491	15 655.93	20 049
2013	3 348	4 764	4 841.70	6 615
2014	5 092	6 923	7 000.42	9 186

Annexe 18 : Regroupement hiérarchique des stations localisées sur le cours principal du Scorff selon les profils temporels observés.

Une fois les estimations annuelles des densités locales obtenues, il est possible d'effectuer des regroupements pour les stations localisées sur le Scorff (39 stations au total) selon les profils temporels observés. Pour cela, nous utilisons des méthodes de regroupement hiérarchique utilisant une procédure ascendante et des méthodes dites d'agglomération. Afin d'imposer une contrainte de contiguïté spatiale (une station donnée n'est pas disposée au hasard et est contiguë à des stations bien spécifiques), la méthode de Ward (1963) est préférée. Celle-ci est basée sur un critère comparant les carrés des écarts. Les groupes sélectionnés lors de ce procédé minimisent la dispersion entre groupes à chaque nœud ce qui permet d'identifier des zones homogènes et proches spatialement (Murtagh & Legendre 2014). Pour cela, nous avons construit une matrice de contiguïté définie de la manière suivante entre une station i et une station j :

$$M(i, j) = \begin{cases} 1, & \text{si } i \text{ et } j \text{ sont contigus} \\ 0, & \text{le cas contraire} \end{cases}$$

Pour identifier le nombre de groupes, nous avons utilisé le critère de Caliński-Harabasz (1974) qui a été recommandé par Gordon (1996). Il s'agit d'un ratio de variance sélectionnant le nombre de groupes qui maximise le ratio de la somme des carrés des écarts entre groupes et au sein du groupe. Le nombre de groupe maximal testé est égal à 19 pour un total de 39 stations, ce qui permet de faire un compromis entre obtenir un trop grand nombre de groupes tout en laissant la possibilité d'obtenir des petits groupes (donc constitués de peu de stations).

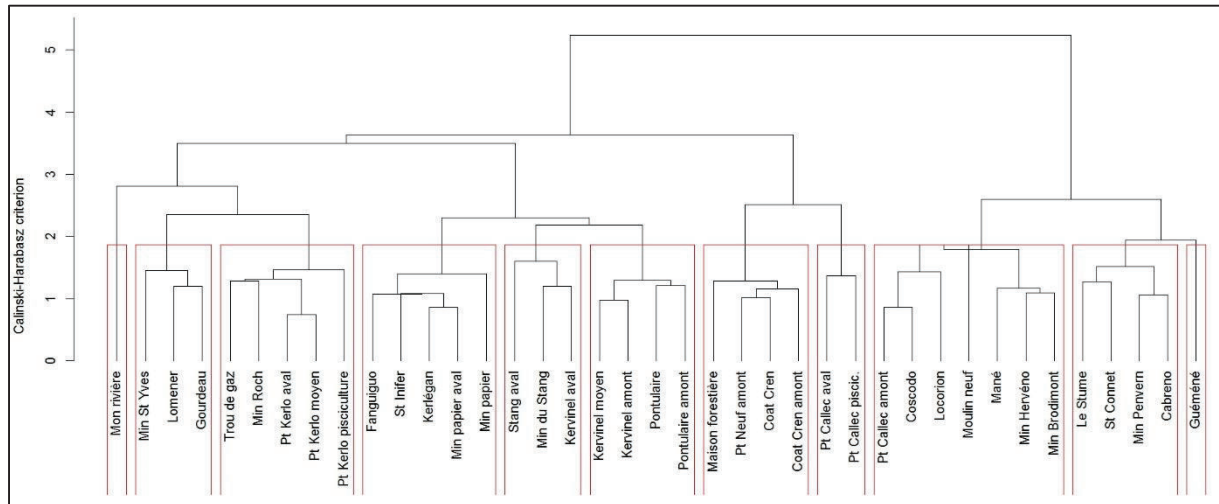
Afin d'atténuer les différences entre stations liées uniquement au fait qu'une station soit plus productive qu'une autre, nous avons considéré les densités médianes annuelles en échelle log centrées par station. La méthode de regroupement a été effectuée avec la bibliothèque "const.clust" (Legendre 2012) du programme R (R Core Team 2014). Cette bibliothèque permet également d'obtenir le critère de sélection du nombre de groupe par une méthode de validation croisée (Legendre 2012).

Ce regroupement hiérarchique avec contrainte de contiguïté spatiale a été effectué pour les stations situées sur le Scorff (39 stations). Le regroupement permet de distinguer 11 groupes sur le cours principal. La longueur des branches du dendrogramme permet de visualiser les groupes proches et ceux plus distants et donc de mieux comprendre les potentiels critères de classification des groupes (Figure 35). La première classification sépare les stations situées à l'aval de celles situées à l'amont du barrage de Pont Callec. Les groupes suivants sont classés selon des critères de pente de la rivière mais aussi selon des facteurs anthropiques avec notamment la séparation des groupes par les piscicultures. Deux groupes sont constitués d'une seule station : la station "Maison Rivière", située à l'extrémité aval de la rivière, qui est la seule station du cours principal encore sous l'influence des marées et la station de Guémené, située à l'extrémité amont (Figure 35).

Figure 35 : Dendrogramme de la classification hiérarchique ascendante avec contrainte de contiguïté spatiale pour les stations échantillonnées par IA et situées sur le Scorff.

Les blocs représentés par les lignes rouges permettent de distinguer les groupes avec les stations les constituants. La longueur des branches permet de visualiser la distance séparant les groupes et les stations au sein d'un groupe.

Abréviations : *Mon*, Maison ; *Min*, Moulin ; *Pt*, Pont ; *St*, Saint



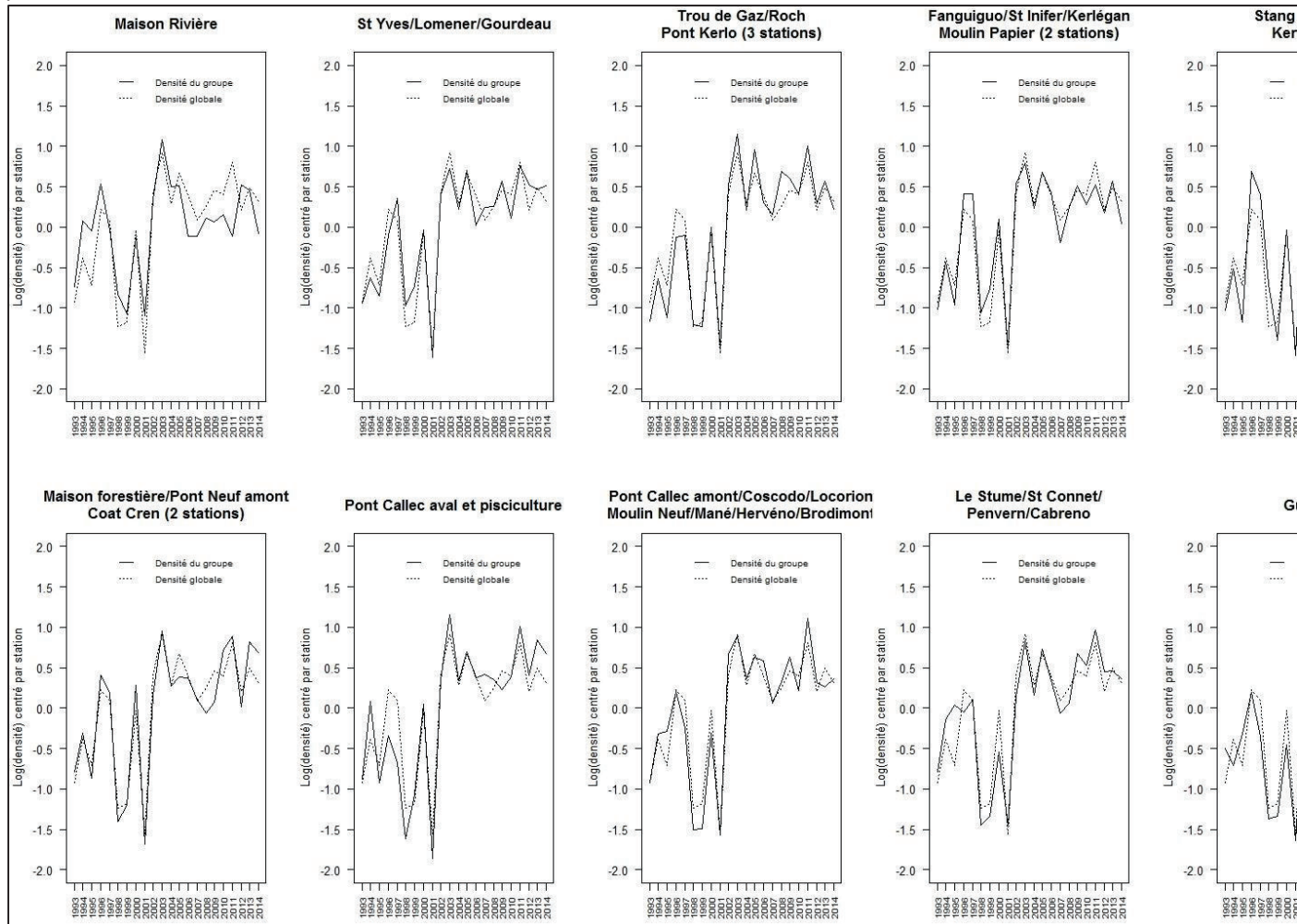
A partir de ce regroupement, il est possible de visualiser les profils temporels de la densité moyenne de chaque groupe et de les comparer au profil moyen du Scorff (Figure 36). De manière globale, les densités ont augmenté depuis 2003 par rapport au début du suivi. Les stations les plus en amont ont tendance à avoir une densité plus élevée ces dernières années que le profil moyen et les stations en aval ont, au contraire, une densité plus faible que le profil moyen.

Références :

- Caliński T & Harabasz J. 1974. A dendrite method for cluster analysis. *Communications in Statistics*. 3: 1-27.
- Gordon AD. 1996. A survey of constrained classification. *Computational Statistics and Data Analysis* 21: 17-29.
- Legendre P. 2012. const.clust: Space- and time-constrained clustering package. R package version 1.3. [URL <http://adn.biol.umontreal.ca/~numeralecology/Rcode/>]
- Murtagh F & Legendre P. 2014. Ward's hierarchical agglomerative clustering method: which algorithms implement Ward's criterion? *Journal of Classification* 31: 274-295.
- R Core Team. 2014. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. [URL <http://www.R-project.org/>]
- Ward JH. 1963. Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association* 58: 236-244.

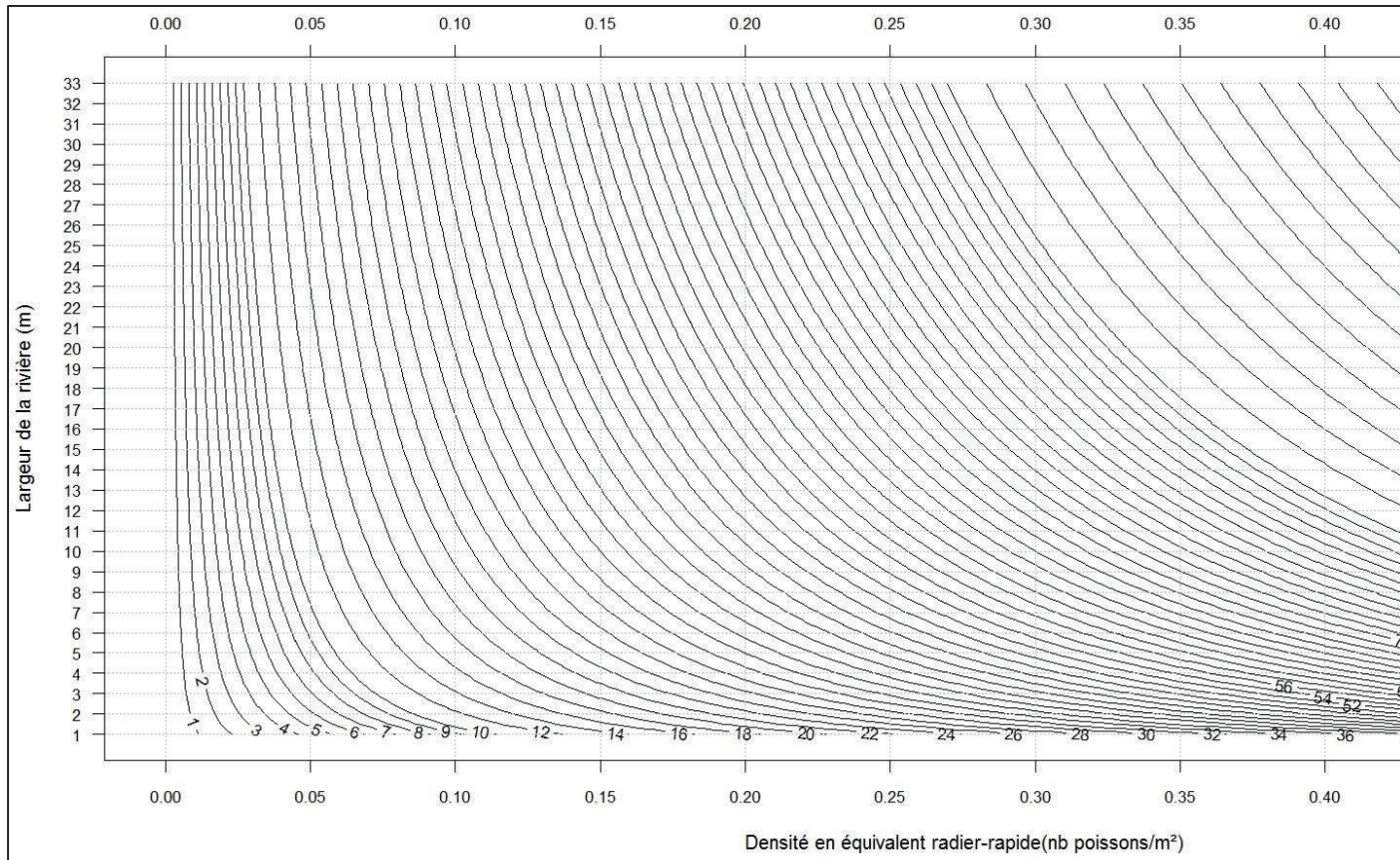
Figure 36 : Profils temporels des densités moyennes estimées selon les groupes identifiés par la classification hiérarchique de la contiguïté spatiale et profil temporel moyen.

La densité moyenne par groupe est calculée à partir des densités estimées au niveau de chaque station exprimées en log. Le profil moyen (densité globale) est représenté par la ligne continue. Le profil moyen (densité globale) est calculé en moyennant les densités de toutes les stations du groupe et est représenté par la ligne pointillée.



Annexe 19 : Représentation graphique de la relation de proportionnalité entre les valeurs d'IA (nb poissons/5min) de la rivière au niveau de la station d'échantillonnage, établie pour le site du Scorff.

Les lignes de contour représentent la valeur médiane des indices d'abondance qui est estimée à partir de la relation associées ne sont pas représentées.



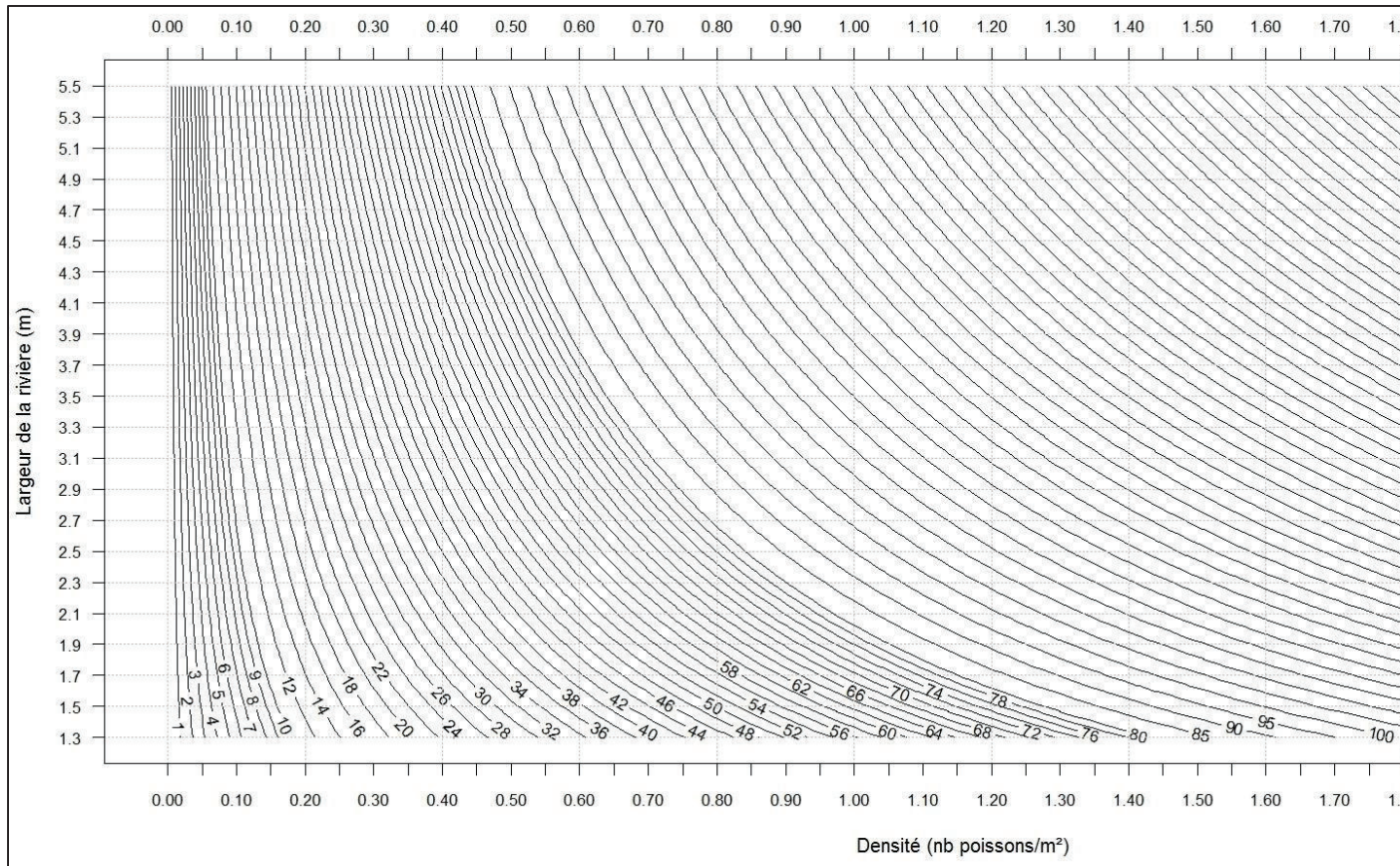
Rapport final

Annexe 20 : Effectifs annuels estimés pour les tacons (0+) dans le Scorff (cours principal et affluents) depuis 1993.

	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1993	7 290	10 640	10 870	15 800
1994	13 300	19 950	20 420	30 320
1995	7 024	9 926	10 060	13 900
1996	9 497	13 410	13 670	19 380
1997	5 598	8 866	9 145	14 230
1998	4 517	6 445	6 557	9 250
1999	6 874	10 850	11 180	17 360
2000	14 700	20 210	20 520	28 160
2001	2 307	3 169	3 222	4 452
2002	13 020	17 710	18 020	24 650
2003	7 352	13 120	13 720	23 610
2004	18 290	24 470	24 820	33 310
2005	8 991	13 890	14 270	21 820
2006	10 860	15 280	15 570	21 930
2007	18 590	25 830	26 240	36 450
2008	16 300	21 570	21 890	29 300
2009	12 460	17 230	17 510	24 210
2010	16 220	21 600	21 910	29 300
2011	25 340	33 670	34 110	45 440
2012	22 950	32 270	32 840	46 250
2013	19 050	25 210	25 600	34 280
2014	19 500	25 970	26 340	35 270

Annexe 21 : Représentation graphique de la relation de proportionnalité entre les valeurs d'IA (nb poissons/5min) de la rivière au niveau de la station d'échantillonnage, établie pour le site de l'Oir.

Les lignes de contour représentent la valeur médiane des indices d'abondance qui est estimée à partir de la relation associées ne sont pas représentées.



Rapport final

Annexe 22 : Effectifs annuels estimés pour les tacons (0+) dans l'Oir (cours principal et affluents) depuis 1987.

	2.5% BCI	médiane	moyenne	97.5% BCI
1987	376	974	1 155	2 999
1988	1 668	3 279	3 740	8 573
1989	2 520	4 555	5 091	10 791
1990	198	2 901	5 614	27 291
1991	940	1 973	2 286	5 490
1992	235	542	621	1 489
1993	1 127	2 000	2 240	4 758
1994	897	1 419	1 528	2 839
1995	1 241	2 548	2 902	6 667
1996	421	736	796	1 512
1997	2 369	3 786	4 072	7 575
1998	19	53	61	149
1999	3 867	5 407	5 715	9 272
2000	3 524	5 033	5 322	8 855
2001	5 844	8 536	9 161	16 180
2002	751	1 177	1 247	2 149
2003	4 230	5 922	6 161	9 498
2004	440	729	767	1 314
2005	3 479	4 792	5 060	8 184
2006	2 446	3 574	3 831	6 841
2007	4 873	6 639	6 897	10 480
2008	5 019	7 249	7 651	12 621
2009	3 744	5 931	6 151	9 825
2010	5 971	9 159	9 502	15 025
2011	5 279	8 281	8 626	13 885
2012	6 746	9 927	10 289	15 741
2013	7 163	10 720	11 087	17 310
2014	7 586	11 240	11 612	17 731