



HAL
open science

Rapport sur l'Estimation des Populations de Truites de Mer Bresle

Cécile Tréhin, Etienne Prévost, Mathieu Buoro, Quentin Josset, Laurent Beaulaton,
Clarisse Boulenger, Frédéric Marchand

► **To cite this version:**

Cécile Tréhin, Etienne Prévost, Mathieu Buoro, Quentin Josset, Laurent Beaulaton, et al.. Rapport sur l'Estimation des Populations de Truites de Mer Bresle. Pôle OFB-INRAE-Institut Agro-UPPA pour la gestion des migrateurs amphihalins dans leur environnement. 2025, 46 p. <hal-05133581>

HAL Id: hal-05133581

<https://hal.science/hal-05133581v1>

Submitted on 27 Jun 2025

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.



HAL Authorization

Rapport sur l'Estimation des Populations de Truites de Mer

Bresle

Rapport

Cécile TREHIN^{1,2}, Etienne PREVOST^{2,3},
Mathieu BUORO^{2,3}, Quentin JOSSET²,
Laurent BEAULATON², Clarisse
BOULENGER^{1,2}, Frédéric MARCHAND^{1,2}

¹ U3E, Experimental Unit of Aquatic Ecology and Ecotoxicology, INRAE, OFB Rennes, France \ ² MIAME- Management of Diadromous Fish in their Environment, OFB, INRAE, Institut Agro, UNIV PAU & PAYS ADOUR/E2S UPPA, 35042 Rennes, France ³ Université de Pau et des Pays de l'Adour, e2s UPPA, INRAE, ECOBIOP, Saint-Pée-sur-Nivelle, France ⁴ OFB, Direction de la Recherche et de l'Appui Scientifique, Service « Conservation et Gestion Durable des Espèces Exploitées », France

March 2025

Sommaire

I	Introduction	1
II	Rivière index Bresle : Smolts	3
II.1	Présentation du dispositif de piégeage	3
II.2	Extraction des Données	3
II.3	Conception du modèle	8
II.4	Exécution du Modèle	12
II.5	Sélection du Modèle	13
II.6	Estimations et Résultats	16
II.7	Conclusion	20
III	Rivière index Bresle : Adultes	22
III.1	Présentation du dispositif de piégeage	22
III.2	Extraction des Données	22
III.3	Conception du Modèle	25
III.4	Exécution du Modèle	33
III.5	Sélection du Modèle	33
III.6	Estimations et Résultats	37
III.7	Conclusion	41
IV	Rivière index Bresle : Truitelles	42
V	Références bibliographiques	43

I. Introduction

La Politique Commune de la Pêche (PCP, règlement (UE) n° 1380/2013 du Parlement européen et du Conseil européen) prévoit que les États membres doivent collecter et gérer des données biologiques, environnementales, techniques et socio-économiques nécessaires à la gestion des pêches et les rendre disponibles aux utilisateurs finaux, y compris aux organismes désignés par la Commission européenne. L'acquisition et la gestion des données sont régies par plusieurs réglementations européennes faisant partie de la PCP. Le cadre général est établi par le règlement (UE) n° 1004/2017 du Parlement européen et du Conseil européen (EU-MAP/DCF). Le Cadre de collecte de données (DCF) encadre la collecte, la gestion et la disponibilité des données auprès de différents groupes d'experts scientifiques qui fournissent des avis sur l'état des stocks de poissons.

Pour répondre aux réglementations européennes en matière de gestion des pêches, l'INRAE a été sélectionné en tant que partenaire DCF pour le suivi de la collecte de données biologiques sur le saumon depuis 2017 et sur la truite de mer depuis 2022, espèces répertoriées dans le programme national de collecte de données dans le cadre du DCF. Cela implique la collecte de données scientifiques (évaluations des stocks, en rivière, lors des migrations amont et aval), de données professionnelles sur les pêches en eau douce et en mer (abondance et biométrie), et de données sur les pêches récréatives (abondance et biométrie, uniquement pour le saumon).

En particulier, estimer la taille des populations de truite de mer (*Salmo trutta*) et leurs incertitudes associées et ce, à différents stades de vie, revêt une importance cruciale pour comprendre leurs dynamiques et élaborer des stratégies de gestion adéquates, tant à l'échelle locale qu'internationale. Les données d'abondance recueillies par l'Observatoire de Recherche en Environnement sur les Poissons Diadromes dans les Petits Fleuves Côtiers (ORE DiaPFC) en France constituent la base observationnelle pour réguler l'exploitation de la truite de mer dans le bassin de l'Adour – Nivelle, en Bretagne et en Basse-Normandie. Ces rivières contribuent également au réseau des rivières "index" à l'échelle internationale pour évaluer le statut annuel de l'espèce dans toute son aire de répartition.

I.01. Objectifs

Ce travail vise à combler les lacunes en modernisant et en standardisant les méthodes de production des séries d'abondance pour tous les petits fleuves côtiers de l'ORE DiaPFC, couvrant les stades de vie suivis : adulte anadrome, juvénile en eau douce (ou truitelle), juvénile migrant (ou smolt). L'utilisation de modèles hiérarchiques dans un cadre bayésien (Servanty & Prévost 2016, Buoro et al, 2019) permet d'estimer ces populations en intégrant plusieurs sources de données spatiales et temporelles, facilitant ainsi le transfert d'information entre les années riches et pauvres en données.

I.0.2. Données obligatoires :

Les données scientifiques requises depuis 2022 incluent l'abondance et les données biologiques (tailles, poids, âge, sexe) des truites de mer, collectées à différents stades tels que la montaison, la dévalaison et le stock de truitelles en place. Les méthodes de collecte comprennent le piégeage et les pêches à l'électricité pour estimer la taille des populations et leurs incertitudes associées. Piégeage : Suivi à la migration des stades smolts et adultes par des systèmes de piégeage. Toutes les rivières index sont équipées de pièges à la montaison et à la dévalaison (sauf la Nivelle, ne permettant pas le suivi des smolts sur cette rivière). La période et le nombre de jours de suivi sont adaptées pour chaque espèce et chaque cours d'eau pour couvrir les périodes de migration. Pêche électrique : Indices spécifiques sur le stock en place (truitelles) basés sur une méthode de pêche électrique sur plusieurs stations dispersées sur les rivières index (septembre-octobre).

I.0.3. Méthodes employées

Les modèles hiérarchiques dans un cadre bayésien, basés sur Servanty & Prévost 2016 et Buoro et al, 2019, ont été adaptés pour estimer ces populations, en utilisant des modèles similaires à ceux appliqués au saumon atlantique sur les rivières "index". Les paramètres à estimer incluent la probabilité de capture à différents endroits spécifiques, le nombre total de poissons aux stades adultes, smolts et truitelles.

II. Rivière index Bresle : Smolts

Paramètres

Tableau II.1. paramètres

param	value
start_year	1982
year	2024
site	Bresle
stade	smolt
maj_data	TRUE
pdf_data_graphs	TRUE
maj_inits	TRUE
run_new_analyse	TRUE
run_report	TRUE
maj_graphs_results	TRUE
pdf_results_graphs	TRUE

II.1. Présentation du dispositif de piégeage

Chaque année, depuis 1982, les flux sortants de smolts de truite de mer dévalants sont quantifiés en mettant en place un processus de capture, de marquage et de recapture :

- piège principal (P1), de capture-marquage, à Beauchamps
- piège secondaire (P2), de recapture-contrôle, à Eu

les smolts de truite et de saumon mettent en moyenne 3.2 jours à passer du premier piège au second (Josset et Beaulaton, 2023).

II.2. Extraction des Données

II.2.1. Données d'abondance :

Les données de capture sont extraites à partir de la base de donnée sécurisée PostgreSQL « db_u3e » (non disponible en ligne). Les données sont extraites selon les stades et les marques, avec une série de critères précis pour chaque piège de capture. Des vérifications ont été réalisées pour garantir la cohérence des données, y compris la correspondance des marquages entre les types de marques utilisées, les différentes localités de piégeage et années.

Critères généraux :

- *cam_date_heure_fin* : Années 1982 à 2024
- *sdv_code* : « JDIP », « JDIS », « JDNN », « JDIN », « JDIT »

- *sec_code* : « EU_PGM », « LD_PGD »

Piège de capture P1 :

1. Captures marquées :

- *sec_code* : « LD_PGD »
- *mqg_lupo* : « PO »
 - ET (*tmq_code* : « PITS », « CRYO », « CARL », « ABLA-IT »; ou : « ABLA » et *loc_libelle* : « opercule gauche »)
- *mqg_lupo* : « LU »
 - ET *tmq_code* : « PITS »

2. Captures non marquées :

- *cap_id* qui ne sont pas dans les captures marquées de P1

Piège de recapture P2 :

1. Recaptures marquées :

- *sec_code* : « EU_PGD »
- *mqg_lupo* : « LU »
 - ET (*tmq_code* : « PITS », « CRYO », « CARL », « ABLA-IT »; ou : « ABLA » et *loc_libelle* : « opercule gauche »)

2. Recaptures non marquées :

- *cap_id* qui ne sont pas dans les captures marquées de P2

Autres considérations :

- Vérification de la correspondance des poissons marqués entre Eu et Beauchamp la même année (cohérence des numéros de PIT).
- Vérification des individus morts et des possibilités d'erreurs de saisie.
- Utilisation de la colonne « *cap_lot* » pour le compte final des lots d'individus.

II.2.2. Données de Débit :

La période de migration des smolts ont été déterminées à l'aide de la distribution des dates de capture au piège (quantiles 1% et 99%; Fig. II.1.). Et les données de débit, extraite à partir de la base de données Hub'Eau, ont été utilisées en sélectionnant les débits moyens pour chaque année sur les périodes de migration spécifiées. Un ajustement a été effectué entre les données de débit de différentes stations (Fig. II.2.).

- Source des données :

- Hub'Eau : <https://hubeau.eaufrance.fr/sites/default/files/api/demo/hydro/index.htm>
- Numéros de stations :
 - G111041010 → Yères (1978-1999)
 - G017042010 → Bresle (>2000)
- Processus de sélection des débits moyens pour chaque année pendant les périodes de migrations déterminées :
 - Choix d'un pic pour les smolts
 - Période estimée : 01 Mars - 15 Mai
- Reconstitution des données de débit de la Bresle (<2000) à partir du débit de l'Yères :
 - Méthode utilisée : Log Hyères ~ Log Bresle

II.2.3. Effort

Les efforts de capture aux pièges de Beauchamp et Eu ont été évalués sur une période s'étendant de 1982 et 2024 (Fig. II.3.). Cet effort est défini comme le nombre de jours de piégeage annuel rapporté au nombre de jours de piégeage maximal annuel au sein de la série temporelle. Les calculs ont été effectués spécifiquement pour la période préférentielle de migration des smolts de truite de mer, permettant ainsi d'obtenir des données précises et comparables d'une année à l'autre. Depuis 2018, un allègement de l'effort de piégeage (en particulier les week-end) a été mis en place. L'étude de l'impact de ce changement mené par Josset et Beaulaton (2023) montre un impact contenu sur la précision des estimations chez le saumon et la truite de mer mais au final peu d'impact sur la justesse des estimations.

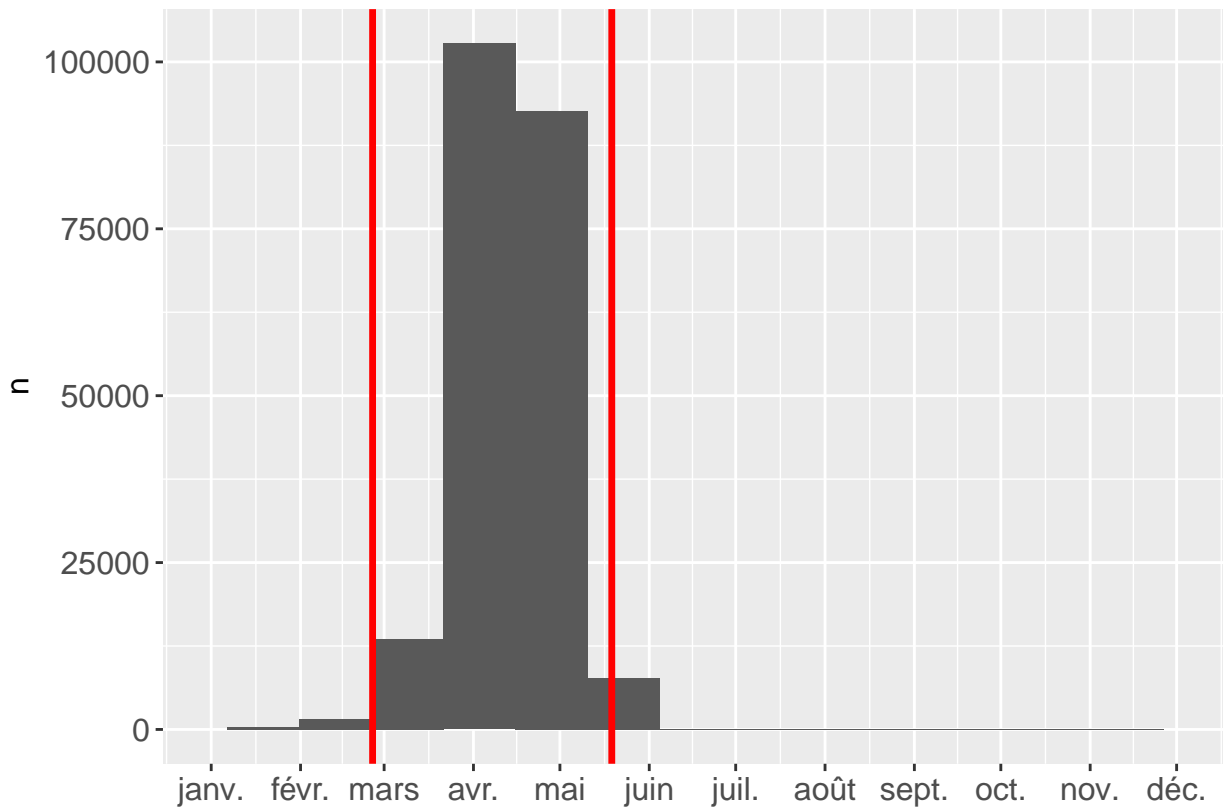


Figure II.1. Distribution des dates de capture des smolts de truite de mer au piège de Beauchamp, utilisées pour déterminer la période de migration (quantiles 1% et 99% encadrés en rouge)

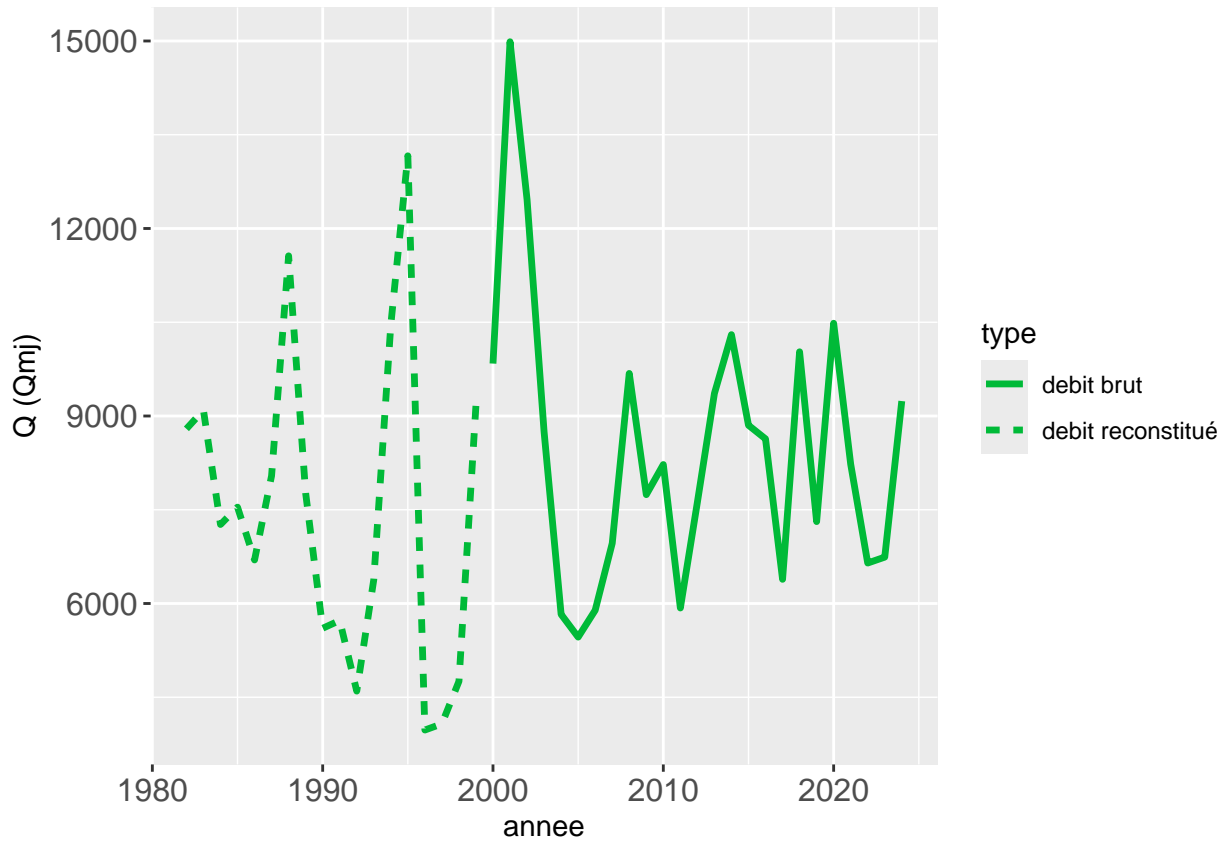


Figure II.2. Débit journalier moyen Q (Qmj) de la Bresle, calculé pour sur la période préférentielle de migration des smolts de truite de mer pour chaque année.

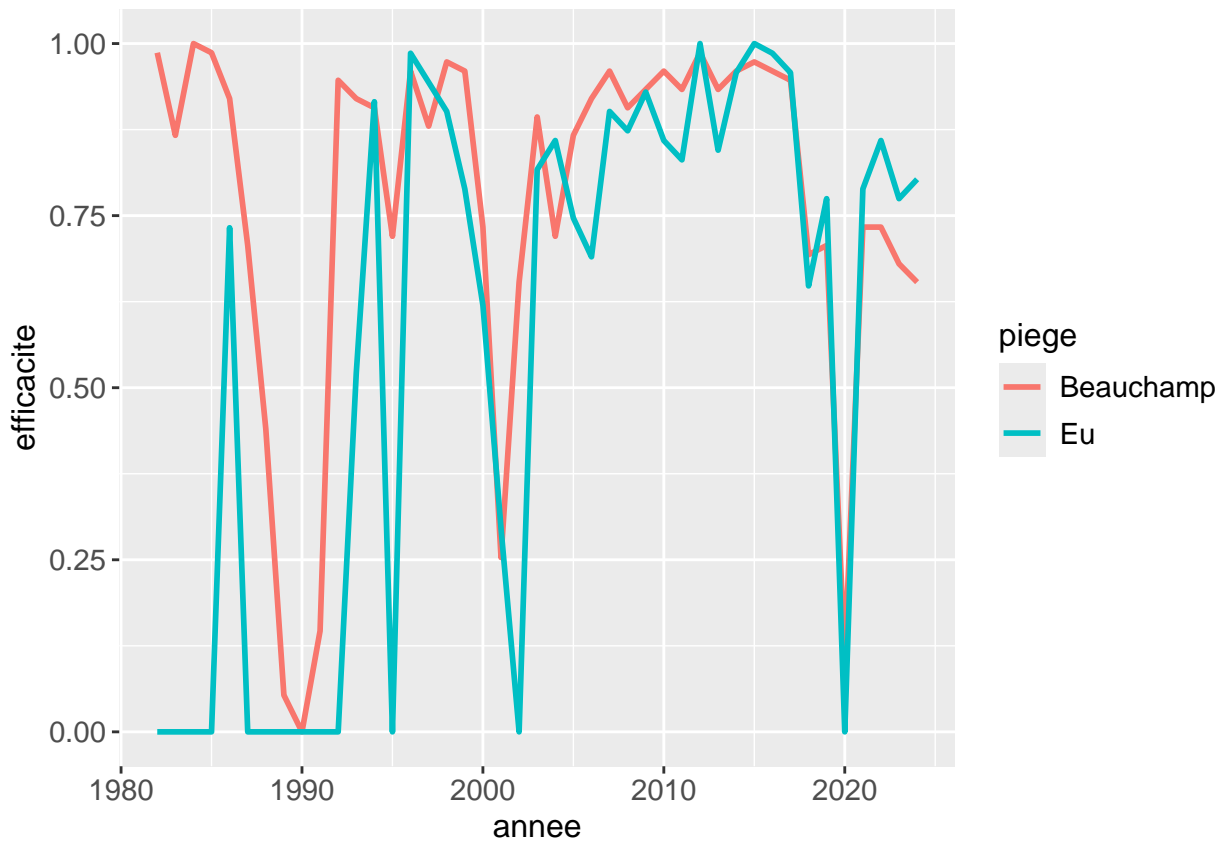


Figure II.3. Efforts de capture aux pièges de Beauchamp et Eu (Nombre de jours de piégeage annuel rapporté au nombre de jour de piégeage maximal annuel sur la série temporelle), calculées pour sur la période préférentielle de migration des smolts de truite de mer pour chaque année.

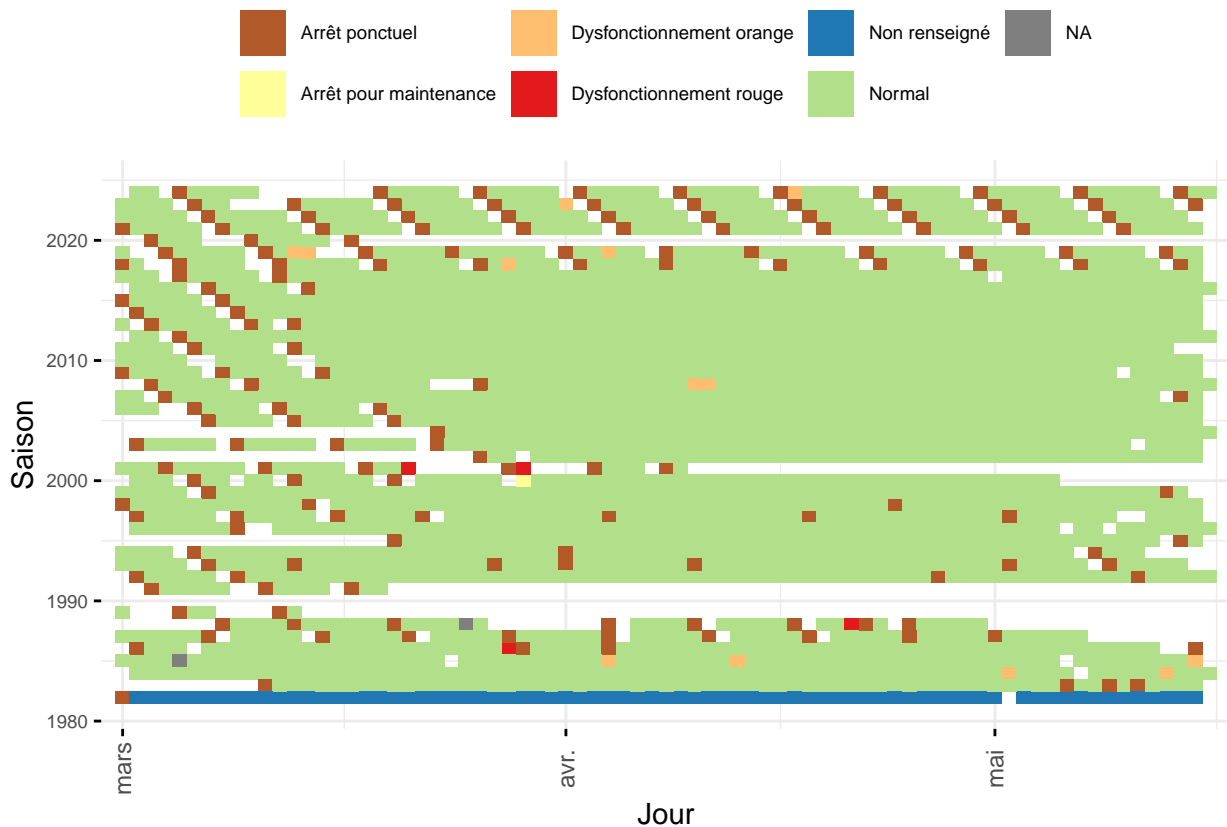


Figure II.4. Fonctionnement du piège de Beauchamp, jour par jour sur la période de capture, sur toute la série temporelle

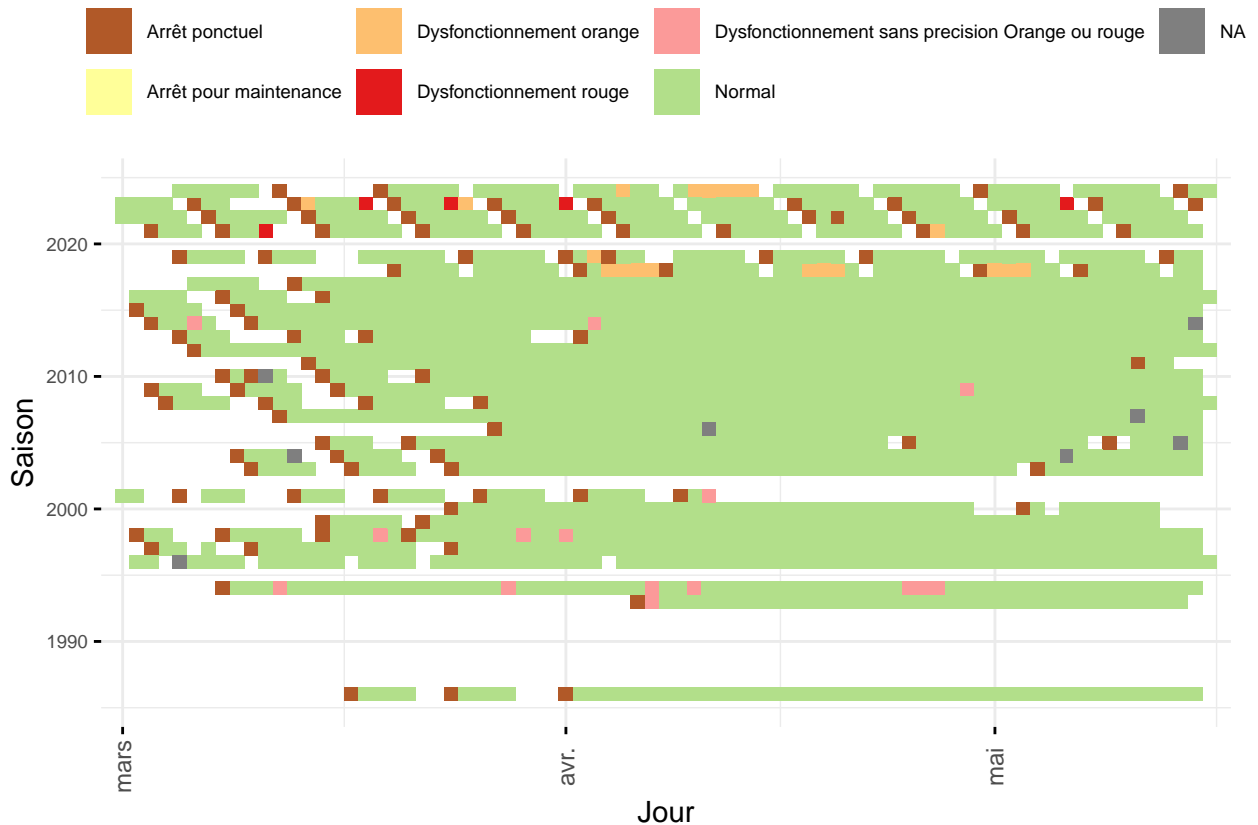


Figure II.5. *Fonctionnement du piège de Eu, jour par jour sur la période de capture, sur toute la série temporelle*

II.3. Conception du modèle

La conception du modèle s'est basé sur l'adaptation du modèle déjà existant d'estimation d'abondance de smolts de saumon atlantique sur le même cours d'eau développé par Servanty & Prévost 2016 et Buoro et al, 2019.

Le modèle vise à estimer le nombre de smolts total et ceux quittant la rivière pour la mer, tout en évaluant les probabilités de captures à Beauchamp et Eu. Les données de débit (Fig. II.2.), l'effort de piégeage (Fig. II.3.) et les périodes de piégeage sont utilisées pour moduler ces estimations.

II.3.1. Variables principales :

Données :

- Longueur de la série temporelle :
 - Nyears : Longueur de la série temporelle de 1982 à 2024, soit 43 années au total jusqu'en 2024.
 - NBeau : Nombre d'années avec piégeage à Beauchamp, totalisant 38 années jusqu'en 2024.
 - NEu : Nombre d'années avec piégeage à Eu, soit 29 années jusqu'en 2024
 - years_r : index des années avec piégeage à Beauchamp et à Eu

- years_nr : index des années avec piégeage uniquement à Beauchamp
- Variables pour les captures annuelles de smolts à Beauchamp (Fig. II.6., Table II.2.) :
 - C_B[t] : Nombre annuel de smolts capturés à Beauchamp.
 - D_B[t] : Nombre annuel de smolts morts capturés à Beauchamp.
 - Cm_B[t] : Nombre annuel de smolts marqués et relâchés en aval de Beauchamp.
 - Cum_B[t] : Nombre annuel de smolts non marqués capturés à Beauchamp et relâchés sans marquage en aval.
- Variables pour les captures annuelles de smolts à Eu :
 - Cm_Eu[t] : Nombre annuel de smolts marqués capturés à Eu.
 - Cum_Eu[t] : Nombre annuel de smolts non marqués capturés à Eu.
- Covariables (Fig. II.2. & Fig. II.3.) :
 - Q[t] : Données de débit (Qmj) : Moyenne sur la période du 01 mars au 15 mai. Cette covariable est standardisée à l'intérieur du programme et passée en échelle log.
 - EffB[t] : Nombre de jours de piégeage annuel à Beauchamp rapporté au nombre de jour de piégeage maximal annuel sur la série temporelle.
 - EffEu[t] : Nombre de jours de piégeage annuel à Eu rapporté au nombre de jour de piégeage maximal annuel sur la série temporelle.

Estimations :

- Estimation du nombre total de smolts et de ceux quittant la rivière pour se diriger vers la mer :
 - Ntot[t] : Nombre total de smolts dans la cohorte
 - Nesc[t] : Nombre de smolts quittant la rivière (calculé par $N_{tot} - D_B$)
- Evaluation des probabilités de captures aux pièges de Beauchamp et d'Eu, dépendant des variations de débit et du nombre de jours de piégeage annuel :
 - PB[t] : Probabilité de capture à Beauchamps, liée au débit et à l'effort de piégeage.
 - PEu[t] : Probabilité de capture à Eu, liée au débit et à l'effort de piégeage.

Modélisation

La probabilité de capture à Beauchamps et à Eu est modélisée avec une transformation logit. Le débit (débit log-transformé standardisé) influence la probabilité de capture via une relation linéaire en échelle logit, incluant des effets spécifiques aux périodes de migration et aux sites :

- À Eu, un coefficients modélisent son impact sur la période du 01 mars au 15 mai :

- $\text{logit}(\mu_{pEu}[t]) = \text{logitint}_{pEu} + \text{logitflow}_{pEu} \times \text{stlogQ}[t]$

- À Beauchamps, un coefficient représente son effet lors de la recapture sur la période du 01 mars au 15 mai :

- $\text{logit}(\mu_{pB}[t]) = \text{logitint}_{pB} + \text{logitflow}_{pB} \times \text{stlogQ}[t]$

L'effort de capture ajuste ces probabilités via un facteur multiplicatif ($\text{eff}_{Eu}[t]$ et $\text{eff}_B[t]$), pondéré par des paramètres exponentiels, incluant des effets spécifiques aux sites :

- $pEu_tot[t] = pEu[t] \times \text{Eff}_{Eu}[t]^{\text{expd}_{pEu}}$ avec $\text{expd}_{pEu} = \exp(d_{pEu})$, et
- $pB_tot[t] = pB[t] \times \text{Eff}_B[t]^{\text{expd}_{pB}}$ avec $\text{expd}_{pB} = \exp(d_{pB})$

Une loi de Poisson est utilisée pour modéliser l'abondance annuelle. Les captures et recaptures sont modélisées avec des distributions binomiales.

- Pour les années où seul Beauchamps est actif :
 - Le nombre de smolts capturés à Beauchamp suit une distribution binomiale basée sur pB_{tot} et N_{tot} .
- Pour les années avec recapture à Eu :
 - Le nombre de smolts capturés à Beauchamp suit une distribution binomiale basée sur pB_{tot} et N_{tot} .
 - La recapture à Eu est également modélisée avec une loi binomiale basée sur $pEutot$ appliquée aux poissons marqués et non marqués.

Changements principaux par rapport à Buoro et al, 2019 :

- Test de l'effet du débit à la fois sur $pB[t]$ et $pEu[t]$.
- Les années avec un effort moindre de capture ont été conditionnées en fonction du nombre de jours de piégeage (critère continu valable pour toute les années du modèle VS facteur de diminution sur des années ponctuelles).

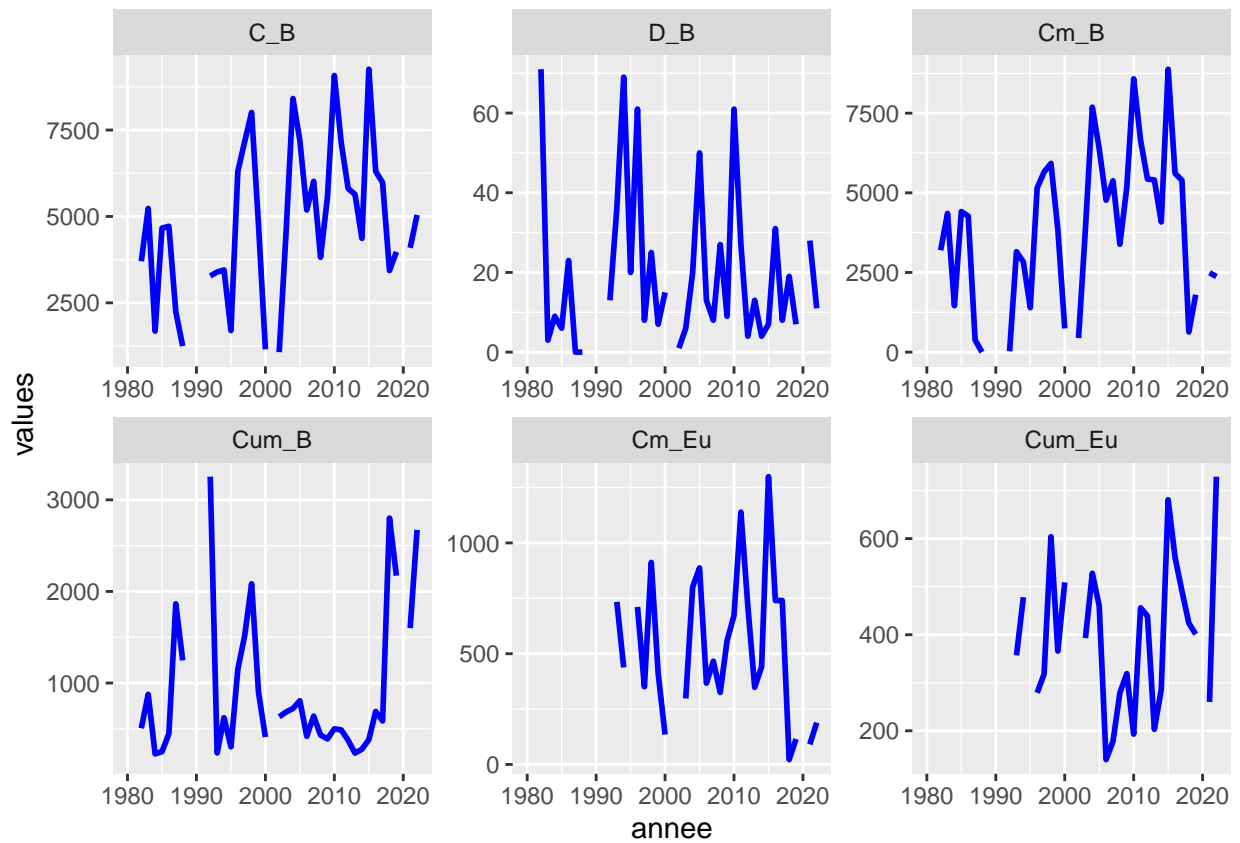


Figure II.6. Données de Capture-Marquage-Recapture utilisées pour le modèle truite de mer – smolts : $C_B[t]$: Nombre annuel de smolts capturés à Beauchamp ; $D_B[t]$: Nombre annuel de smolts morts capturés à Beauchamp ; $Cm_B[t]$: Nombre annuel de smolts marqués et relâchés en aval de Beauchamp ; $Cum_B[t]$: Nombre annuel de smolts non marqués capturés à Beauchamp et relâchés sans marquage en aval ; $Cm_{Eu}[t]$: Nombre annuel de smolts marqués capturés à Eu ; $Cum_{Eu}[t]$: Nombre annuel de smolts non marqués capturés à Eu.

Tableau II.2. Données de Capture-Marquage-Recapture utilisées pour le modèle truite de mer – smolts : Capturés $C_B[t]$, Morts $D_B[t]$, Marqués $Cm_B[t]$, Non – marqués $Cum_B[t]$, Recapturés marqués $Cm_{Eu}[t]$, Recapturés non-marqués $Cum_{Eu}[t]$

annee	C_B[t]	D_B[t]	Cm_B[t]	Cum_B[t]	Cm_Eu[t]	Cum_Eu[t]
1982	3703	71	3197	506	NA	NA
1983	5231	3	4354	877	NA	NA
1984	1682	9	1456	226	NA	NA
1985	4663	6	4413	250	NA	NA
1986	4715	23	4268	447	441	336
1987	2247	0	382	1865	NA	NA
1988	1247	0	0	1247	NA	NA
1989	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1990	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1991	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1992	3279	13	26	3253	NA	NA
1993	3391	36	3154	237	734	357
1994	3452	69	2830	622	438	478
1995	1698	20	1395	303	NA	NA
1996	6302	61	5153	1149	711	279
1997	7171	8	5652	1519	351	318
1998	8009	25	5925	2084	912	604
1999	4758	7	3859	899	410	366
2000	1154	15	744	410	135	509
2001	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2002	1073	1	442	631	NA	NA
2003	4544	6	3860	684	298	393
2004	8412	20	7690	722	801	528
2005	7193	50	6386	807	887	460
2006	5187	13	4769	418	367	140
2007	6016	8	5377	639	466	178
2008	3818	27	3386	432	325	279
2009	5562	9	5172	390	560	319
2010	9080	61	8580	500	673	193
2011	7135	27	6646	489	1139	456
2012	5807	4	5432	375	717	439
2013	5640	13	5405	235	348	203
2014	4365	4	4087	278	441	286
2015	9261	7	8880	381	1299	681
2016	6302	31	5612	690	740	561
2017	5981	8	5395	586	740	491
2018	3434	19	633	2801	22	424
2019	3975	7	1803	2172	115	401
2020	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2021	4092	28	2493	1599	91	260
2022	5044	11	2372	2672	189	729
2023	3738	23	2797	941	267	593
2024	2027	18	1863	164	98	411

II.4. Exécution du Modèle

Le modèle a été implémenté pour les années définies, assurant la convergence des paramètres estimés. Pour ce faire, les spécifications suivantes ont été appliquées :

- Nombre de chaînes : 2

- Étapes d'adaptation : 50 000
- Burn-in : 50 000 itérations
- Stockage : 500 000 échantillons
- Sous-échantillonnage : un échantillon conservé tous les 10

Il est important de noter que tous les paramètres du modèle ont convergé avec succès vers des valeurs stables. Cette convergence a été évaluée en utilisant le critère Rhat, qui a montré des valeurs inférieures à 1.1 pour l'ensemble des paramètres, validant ainsi la fiabilité des résultats obtenus.

Le temps de compilation est de quelques minutes.

II.5. Sélection du Modèle

Cette étape a été réalisée à partir des résultats 2022.

La comparaison des valeurs de l'Information Critère Bayésienne (DIC) entre quatre modèles distincts évaluant l'influence du débit sur la probabilité de capture à Beauchamp et à Eu révèle des écarts minimes entre les différents modèles (Table II.3.). Cependant, les tests de modèles linéaires, évaluant spécifiquement l'impact du débit sur les probabilités de capture aux pièges de Beauchamp et Eu, révèlent des p-valeurs et des coefficients de détermination (R^2) indiquant une corrélation significative entre le débit et la probabilité de capture à Beauchamp, tandis que cette relation ne semble pas significative à Eu (Table II.4. ; Fig. II.7.). Ce résultat est confirmé par les distributions à posteriori des coefficients liés à l'effet débit (Fig. II.8.), qui est dans le négatif dans le cas de Beauchamp et autour de zéro dans le cas de Eu.

Ce résultat peut s'expliquer par le fait que le piège de Beauchamps est sans doute plus sujet aux variations de débit et à des écarts de gestion entre les années que le piège d'Eu. Le piège de Beauchamps est une installation permanente et plus robuste, qui peut opérer sur une plus large gamme de débits. Le piège d'Eu est en revanche un piège mobile démontable, plus fragile et plus limité sur les débits en conditions opérationnelles. Il est aussi associé à un vannage qui est potentiellement géré de façon plus fine (dans le temps et sur les manœuvres), car ce vannage régle aussi le piège montée, qui est en service à cette période.

Tableau II.3. Comparaison des valeurs de l'Information Critère Bayésienne (DIC) entre quatre modèles différents testant l'effet du débit sur la probabilité de capture à Beauchamp (p_B), à Eu (p_{Eu}), sur les deux (p_B et p_{Eu}), ou aucune des deux (Pas d'effet débit). Dernière mise à jour en 2022. Mettre à jour si nécessaire.

	p_B	p_Eu	p_B et p_Eu	Pas d'effet débit
DIC	936	935	937	937

Tableau II.4. Résultats des tests de modèles linéaires évaluant l'impact du débit sur les probabilités de capture de poissons aux pièges de Beauchamp et Eu (estimées à partir du modèle complet), avec les valeurs de p-valeurs (p-values) et les coefficients de détermination (R^2). Dernière mise à jour en 2022. Mettre à jour si nécessaire

Critère	Effet débit sur p_B	Effet débit sur p_{Eu}
p_value	<0.001	0.53
R_squared	56%	1.6%

Bien que les résultats soulignent l'importance de l'effet du débit spécifiquement sur la probabilité de capture à Beauchamp, les estimations finales ont pris en compte l'effet du débit à la fois à Beauchamp et à Eu. En réalité, l'inclusion des deux effets n'a pas eu d'impact sur les estimations finales et pourrait éviter de négliger un effet de débit à Eu si les variations de débit devenaient plus prononcées à l'avenir (en raison de prévisions climatiques plus douces et plus humides dues au changement climatique). Un débit élevé pourrait avoir un effet négatif sur le piégeage en créant des conditions de passage difficiles pour les poissons, comme lors de l'ouverture des vannes qui peut provoquer un fort courant, compliquant ainsi leur capture. De forts débits nécessitent également une gestion dans laquelle plus d'eau est envoyé dans le bras de dérivation de Beauchamps ou dans le vannage principal à Eu, ce qui signifie que moins de poisson est dirigé vers le piège. Chez le saumon, l'étude de Servanty et Prévost (2016), qui ont testé l'effet du débit uniquement à Eu, n'ont pas trouvé de résultat significatif au stade smolt, en revanche les modèles de Buoro et al (2019) conserve cet effet (néanmoins limité) à Eu dans le modèle servant à leur estimations finales.

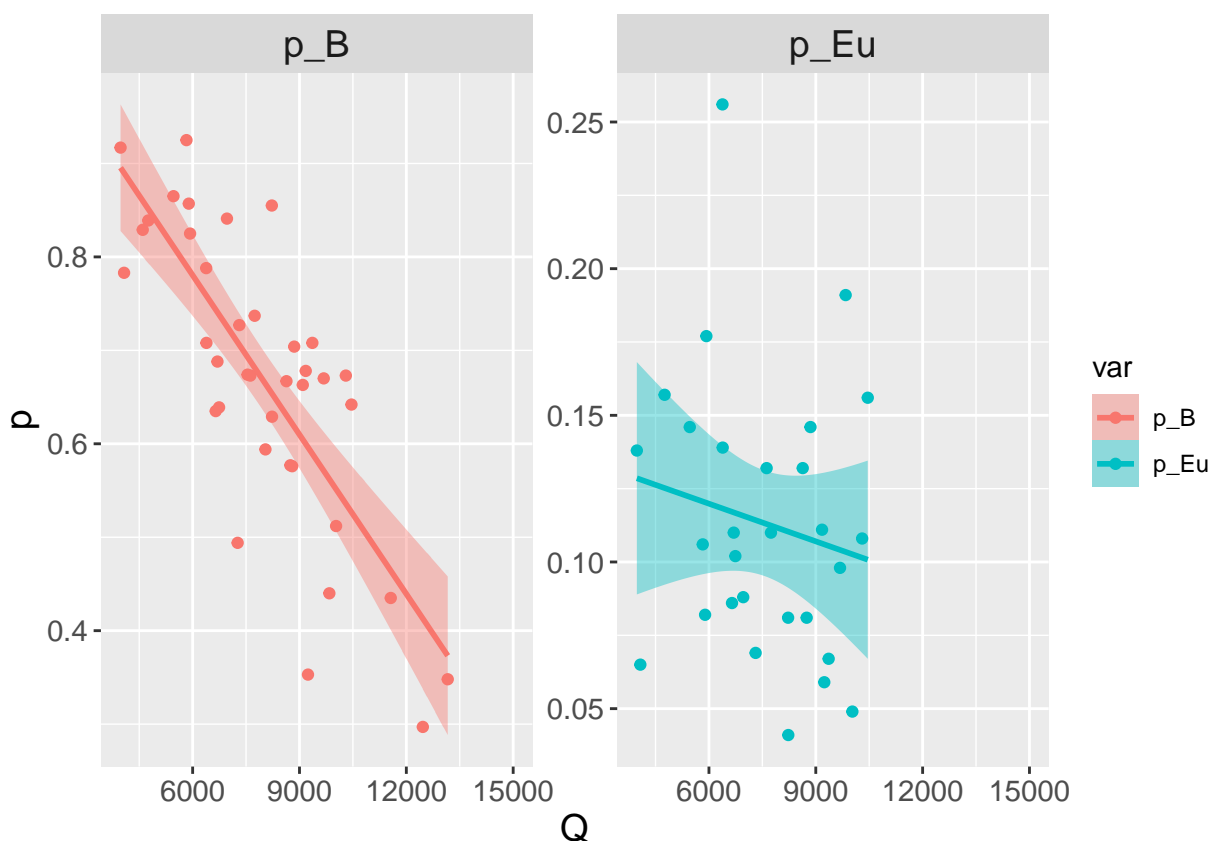


Figure II.7. Relation entre les probabilités de capture des poissons ($p_{B_{tot}}$ et $p_{Eu_{tot}}$) et le débit (Q en Q_{mj}) pour le pic de migration. La ligne représente la régression linéaire avec l'intervalle de confiance, tandis que les points marquent les observations.

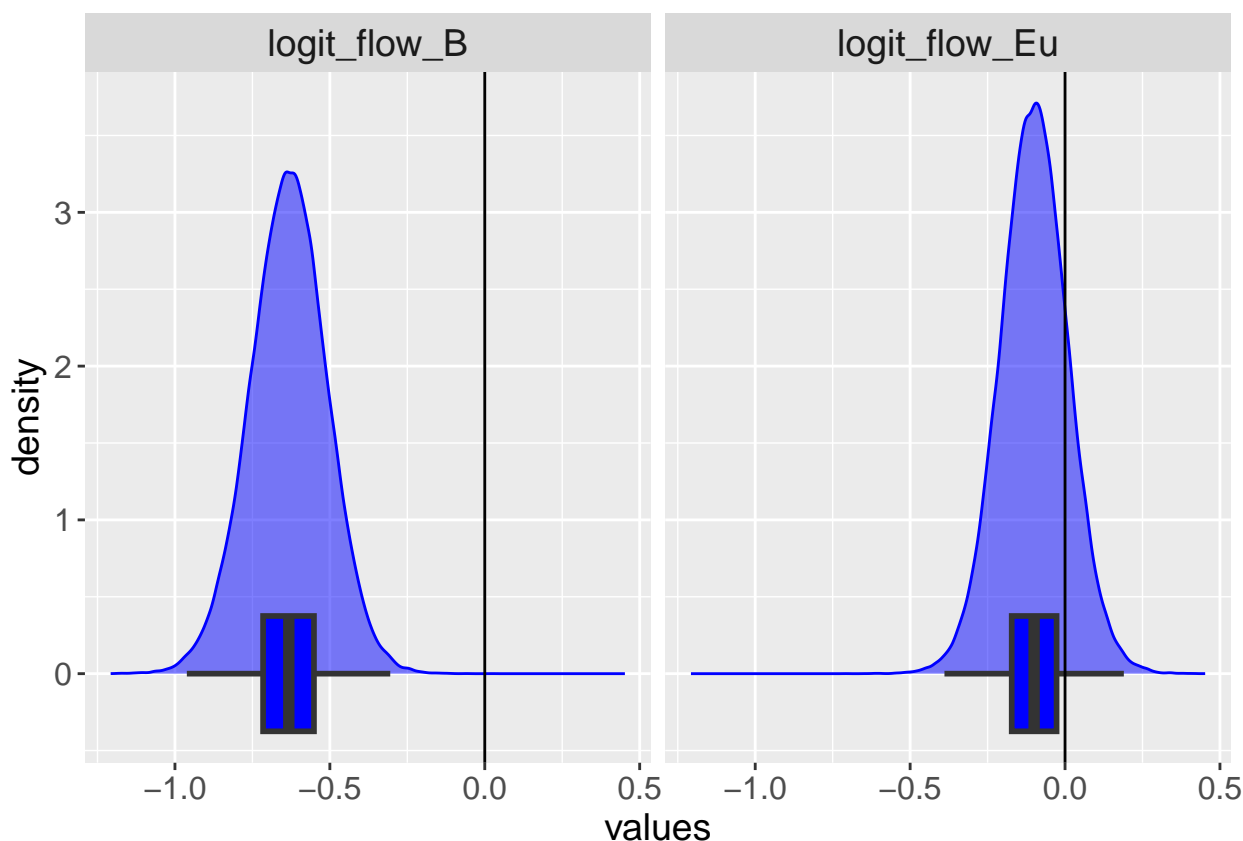


Figure II.8. Distributions à posteriori des coefficients (en échelle logit) du modèle linéaire lié à l'effet du débit sur la probabilité de capture à Beauchamp et à Eu.

La distribution a posteriori du coefficient représentant l'impact de l'effort de capture à Beauchamp indique que cet effet est plus important que la simple proportion de jours pendant lesquels le piégeage a été effectué durant la période de migration (Fig. II.8.). Cela pourrait indiquer qu'il y a une plus grande quantité de poissons disponibles à la capture les jours où aucun piégeage n'a été réalisé, ce qui pourrait s'expliquer par un effet de blocage des pièges. Lorsque le piège de Beauchamp est hors service, les grilles sont simplement relevées, permettant à l'eau de s'écouler normalement sans être filtrée. Il est difficile de croire qu'il puisse y avoir des différences importantes entre les conditions avec et sans piège mais cela reste une explication possible.

La distribution à posteriori du coefficient représentant l'impact de l'effort de capture à Eu est moins bien estimée mais semble être très faible (Fig. II.9.), signifiant que la proportion de jours où le piégeage a été effectué à Eu sur la période de migration a peu d'impact sur la probabilité de capture (l'exposant "d" étant très faible, l'effort est ramené à 1). L'effet de l'effort de piégeage au niveau du piège de Eu pourrait être difficile à estimer du fait des faibles valeurs de celle-ci. Elle pourrait également être plus complexe que ce que le modèle montre, car la probabilité de capture à Eu dépend aussi de l'effort de capture à Beauchamp en amont, qui influence la proportion de poissons marqués et non marqués atteignant le piège. Le premier marquage de la semaine est effectué le mardi matin, et ce jusqu'au samedi matin. Étant donné que le temps moyen de transit entre Eu et Beauchamp est de 3,2 jours, et en supposant un nombre constant de poissons chaque jour, le nombre de poissons marqués introduits dans le système devrait augmenter progressivement jusqu'à vendredi, puis se

stabiliser. Par conséquent, le nombre de poissons marqués capturables devrait être plus élevé en fin de semaine et le week-end (et on s'attendrait alors à un effet inverse, c'est à dire à un coefficient "d" élevé).

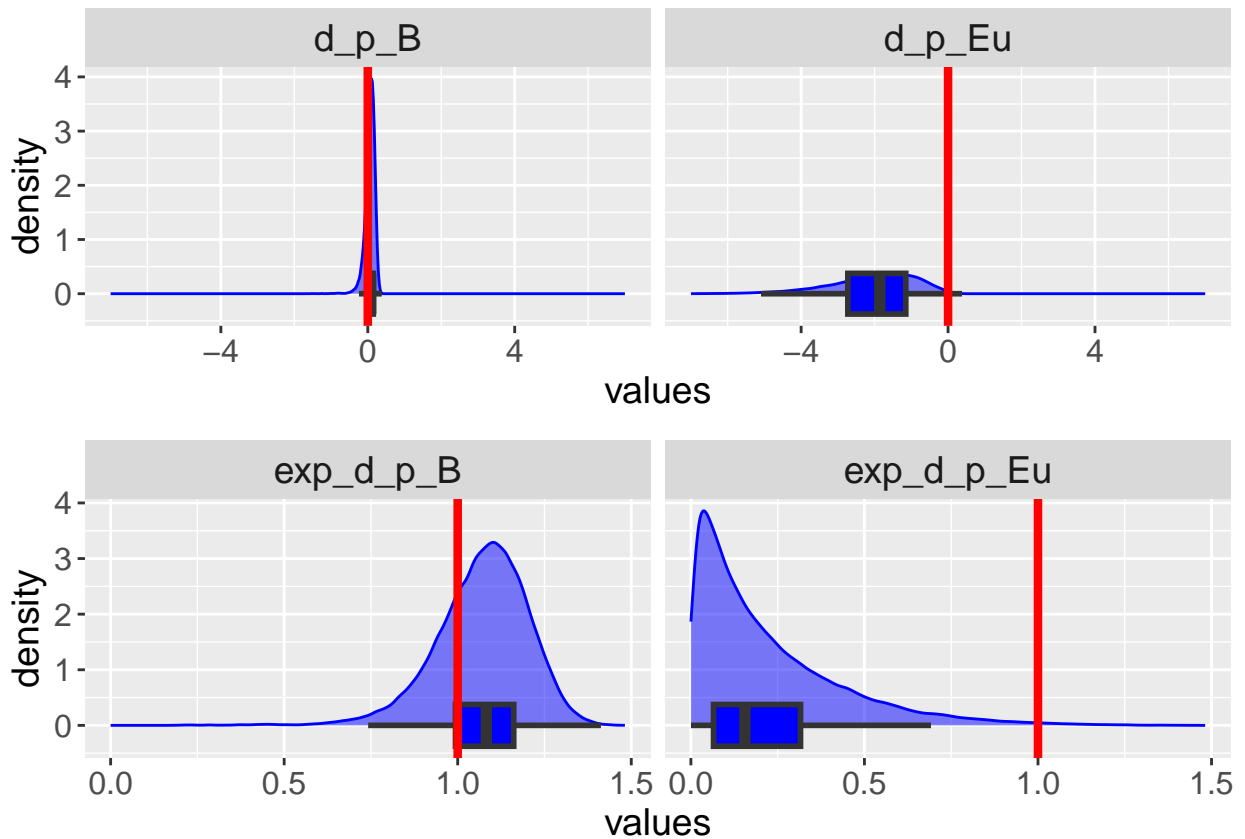


Figure II.9. Distributions à posteriori des coefficients liés à l'effet de l'effort de piégeage sur la probabilité de capture à Beauchamp et à Eu, issus des relations $p_{B_{tot}}[t] = p_B[t] \times Eff_B[t]^{expd_{p_B}}$ et $p_{Eu_{tot}}[t] = p_{Eu}[t] \times Eff_{Eu}[t]^{expd_{p_{Eu}}}$.

II.6. Estimations et Résultats

Cette section présente les derniers résultats obtenus, c'est à dire sur toute la série temporelle jusqu'à l'année 2024.

Les Figures II.10. et II.11. présentent les estimations bayésiennes de l'abondance totale des smolts de truite de mer, de leur échappement, et des probabilités de capture à Beauchamp et à Eu.

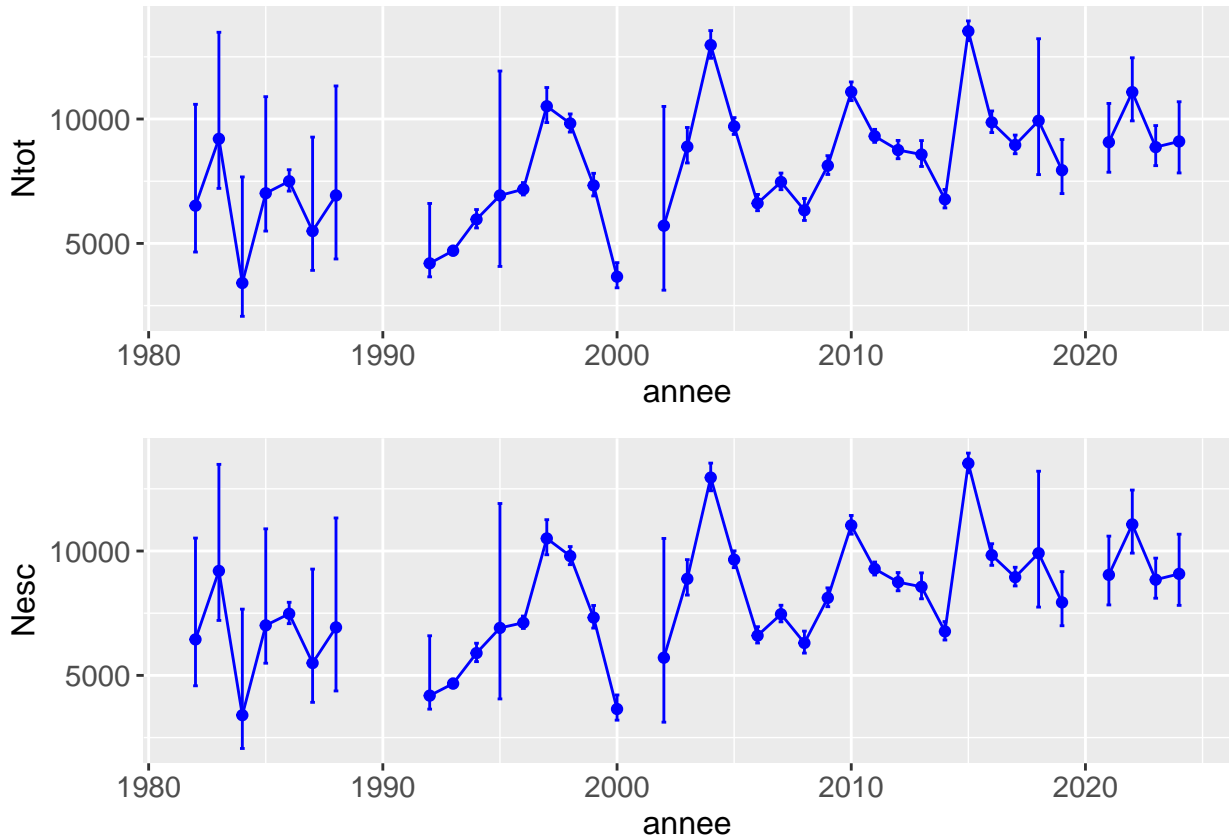


Figure II.10. Estimations bayésiennes de l'abondance totale de smolts de truite de mer (N_{tot}) et de l'échappement (N_{esc}). La ligne médiane représente les estimations centrales tandis que les intervalles à 95 % capturent la plage probable des estimations.

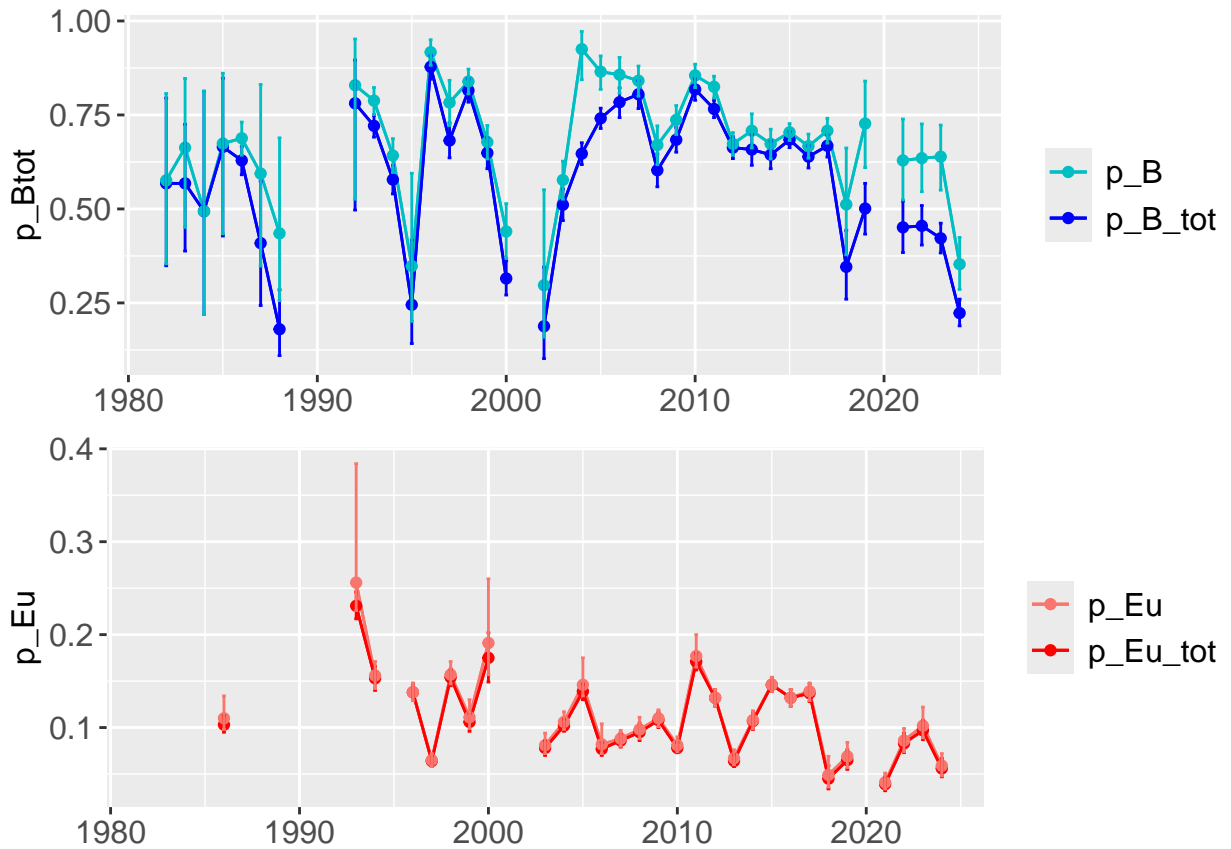


Figure II.11. Estimations bayésiennes des probabilités de capture à Beauchamp (p_B) et à Eu (p_{Eu}), et des probabilités de capture à Beauchamp et à Eu en tenant compte du nombre de jours annuel de piégeage sur la période de migration (p_{B_tot} et p_{Eu_tot}). La ligne médiane représente les estimations centrales tandis que les intervalles à 95 % capturent la plage probable des estimations.

Dans les années où aucune estimation d'abondance n'a été réalisée, cela est attribuable à l'absence de captures à Beauchamps, ce qui a entraîné l'impossibilité d'effectuer des estimations d'abondance pour ces périodes. Au cours des années où des estimations ont été effectuées mais avec une incertitude significative, plusieurs raisons ont été identifiées :

- L'absence de captures à Eu a engendré une forte incertitude dans les estimations d'abondance pour ces années.
- Une faible fréquence de capture (5 jours par semaine au lieu de 7 à partir de 2018)
- Un nombre réduit de poissons marqués a pu également contribuer à accroître l'incertitude dans des estimations certaines années.

Tableau II.5. *Estimations bayésiennes des effectifs annuels de pré-smolts et smolts de truite de mer. Le tableau contient la médiane ainsi que les bornes 2.5 et 97.5 pourcents de l'intervalle de confiance.*

annee	Q2.5	Q50.	Q97.5
1982	4653	6517	10591
1983	7212	9203	13487
1984	2070	3409	7672
1985	5496	7016	10898
1986	7103	7500	7962
1987	3917	5496	9273
1988	4375	6930	11329
1989	NA	NA	NA
1990	NA	NA	NA
1991	NA	NA	NA
1992	3656	4199	6606
1993	4543	4705	4884
1994	5622	5967	6362
1995	4074	6928	11930
1996	6947	7178	7445
1997	9858	10514	11267
1998	9476	9823	10204
1999	6909	7332	7818
2000	3215	3663	4227
2001	NA	NA	NA
2002	3120	5712	10506
2003	8234	8889	9660
2004	12442	12973	13554
2005	9381	9704	10057
2006	6315	6613	6969
2007	7160	7469	7828
2008	5923	6331	6807
2009	7771	8126	8527
2010	10739	11092	11491
2011	9062	9311	9584
2012	8405	8753	9139
2013	8092	8575	9134
2014	6426	6773	7167
2015	13152	13530	13944
2016	9455	9866	10324
2017	8604	8957	9355
2018	7765	9932	13227
2019	7003	7942	9177
2020	NA	NA	NA
2021	7861	9069	10627
2022	9926	11081	12462
2023	8126	8871	9737
2024	7833	9099	10694

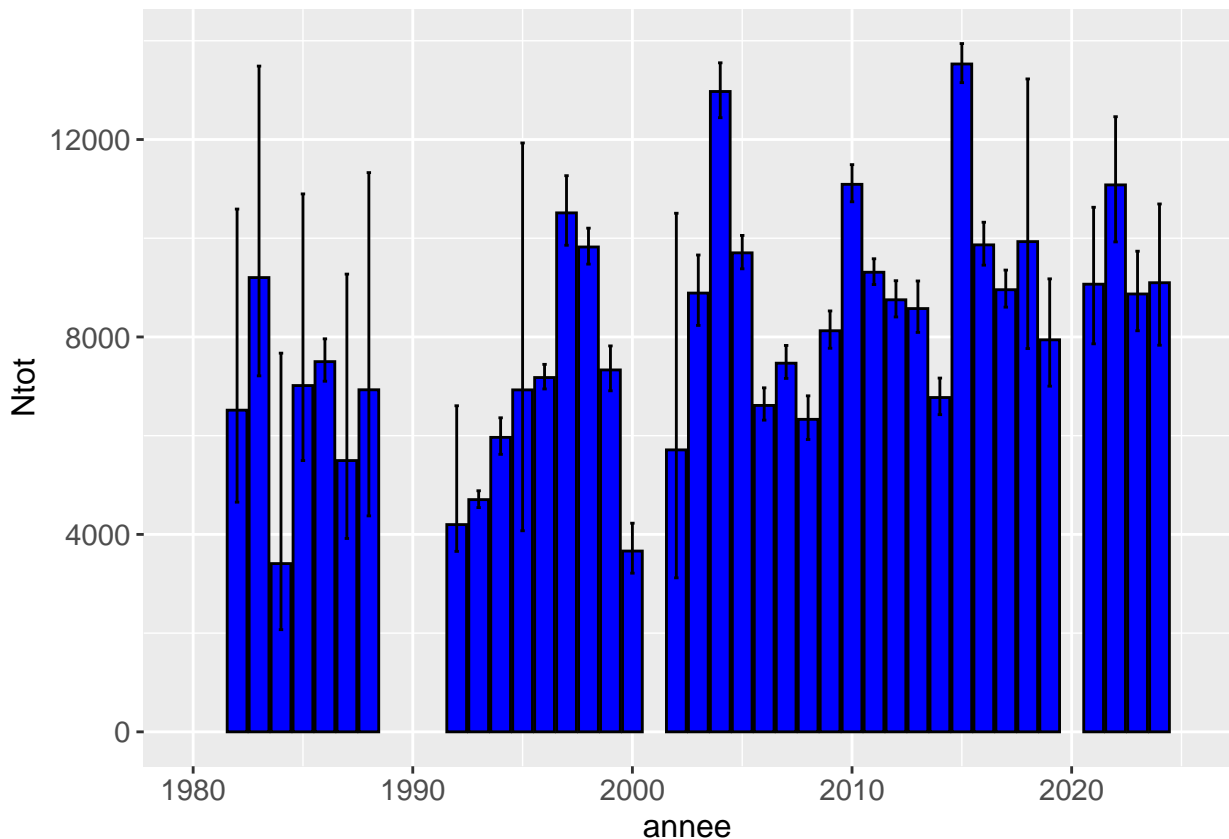


Figure II.12. Estimations bayésiennes de l'abondance totale de smolts de truite de mer (N_{tot}). Les barres bleues représentent les estimations centrales tandis que les intervalles à 95 % (barres d'erreurs) capturent la plage probable des estimations.

II.7. Conclusion

Cette analyse fournit des estimations actualisées des populations de truites de mer au stade smolt, en utilisant des méthodes de modélisation bayésienne hiérarchiques et des données de piégeage entre 1982 et 2024. Elle souligne l'importance de considérer l'effet du débit ainsi que l'effort de piégeage (nombre de jours de piégeage) sur les probabilités de capture et identifie des lacunes ou des incertitudes dans certaines années.

Il semble que ce nouveau modèle en comparaison avec Josset et al, (2022), est similaire en termes de variations inter-annuelles et d'incertitudes (Fig. II.12.). Cependant, il tend à surestimer globalement les résultats par rapport à ce modèle de référence. Cette surestimation est probablement liée à des paramètres non pris en compte dans l'étude antérieure, tels que les données de débit et l'effort de piégeage, qui semblent jouer un rôle significatif dans les nouvelles estimations. Certaines années, le nouveau modèle présente des sous-estimations, malgré des incertitudes élevées. Mais la cause la plus probable pourrait être expliquées la prise en compte des truites « blanchissantes », un aspect peut-être négligé dans l'étude antérieure. Un test effectué en retirant ces individus a montré une réduction de la surestimation, suggérant que leur inclusion peut expliquer en partie cet écart par rapport à Josset et al, 2022.

En somme, le nouveau modèle semble apporter des améliorations en intégrant des variables importantes non considérées dans l'étude antérieure, notamment en intégrant l'effort comme variable continue (ie nb

de jours de piégeage).

III. Rivière index Bresle : Adultes

Tableau III.1. paramètres

param	value
start_year	1984
year	2024
site	Bresle
stade	adult
maj_data	TRUE
pdf_data_graphs	TRUE
maj_inits	TRUE
run_new_analyse	TRUE
run_report	TRUE
maj_graphs_results	TRUE
pdf_results_graphs	TRUE

III.1. Présentation du dispositif de piégeage

Chaque année, depuis 1984, les flux remontant de d'adultes truite de mer remontant sont quantifiés en mettant en place un processus de capture, de marquage et de recapture :

- piège principal (P1), de capture-marquage, à Eu,
- piège secondaire (P2), de recapture-contrôle, à Beauchamp

III.2. Extraction des Données

III.2.1. Données d'abondance :

Les données de capture sont extraites à partir de la base de donnée sécurisée PostgreSQL « db_u3e » (non disponible en ligne).

Les données sont extraites selon les stades et les marques, avec une série de critères précis pour chaque piège de capture. Des vérifications ont été réalisées pour garantir la cohérence des données, y compris la correspondance des marquages entre les types de marques utilisées, les différentes localités de piégeage et années.

Critères généraux :

- cam_date_heure_fin : Années 1984 à 2024

Piège de capture P1 :

Captures marquées :

- *sdv_code* : commençant par « AM »
- *sec_code* : « EU_PGM »
- *mqg_lupo* : « PO »
 - ET (*tmq_code* : « PITS », « CRYO », « CARL »; ou : « ABLA » et *loc_libelle* : « Nageoire pelvienne Droite », « Nageoire pelvienne Gauche »)
- *mqg_lupo* : « LU »
 - ET (*tmq_code* : « PITS »)

Captures non marquées : * *cap_id* qui ne sont pas dans les captures marquées de P1

Piège de capture P2 :

Captures marquées :

- *sdv_code* : commençant par « AD** »
- *sec_code* : « LD_PGD »
- *mqg_lupo* : « LU »
 - ET (*tmq_code* : « PITS », « CRYO », « CARL »; ou : « ABLA » and *loc_libelle* : « Nageoire pelvienne Droite » (année paire), « Nageoire pelvienne Gauche » (année impaire))

Captures non marquées :

- *cap_id* qui ne sont pas dans les captures marquées de P2

Préparation spécifique :

Les individus ont été répartis en 3 classes de taille définies visuellement à partir de l'histogramme de répartition des longueurs fourche :

- Taille inférieure à 40 cm
- Taille comprise entre 40 et 60 cm
- Taille supérieure à 60 cm

Autres considérations :

- Vérification de la correspondance des poissons marqués entre Eu et Beauchamp la même année (cohérence des numéros de PIT).
- Vérification des individus morts et des possibilités d'erreurs de saisie.
- Utilisation de la colonne « *cap_lot* » pour le compte final des lots d'individus. Pour les lot de plus de 1 individu, les tailles ne sont pas disponibles. Les individus sont alors associés à la classe de taille moyenne.

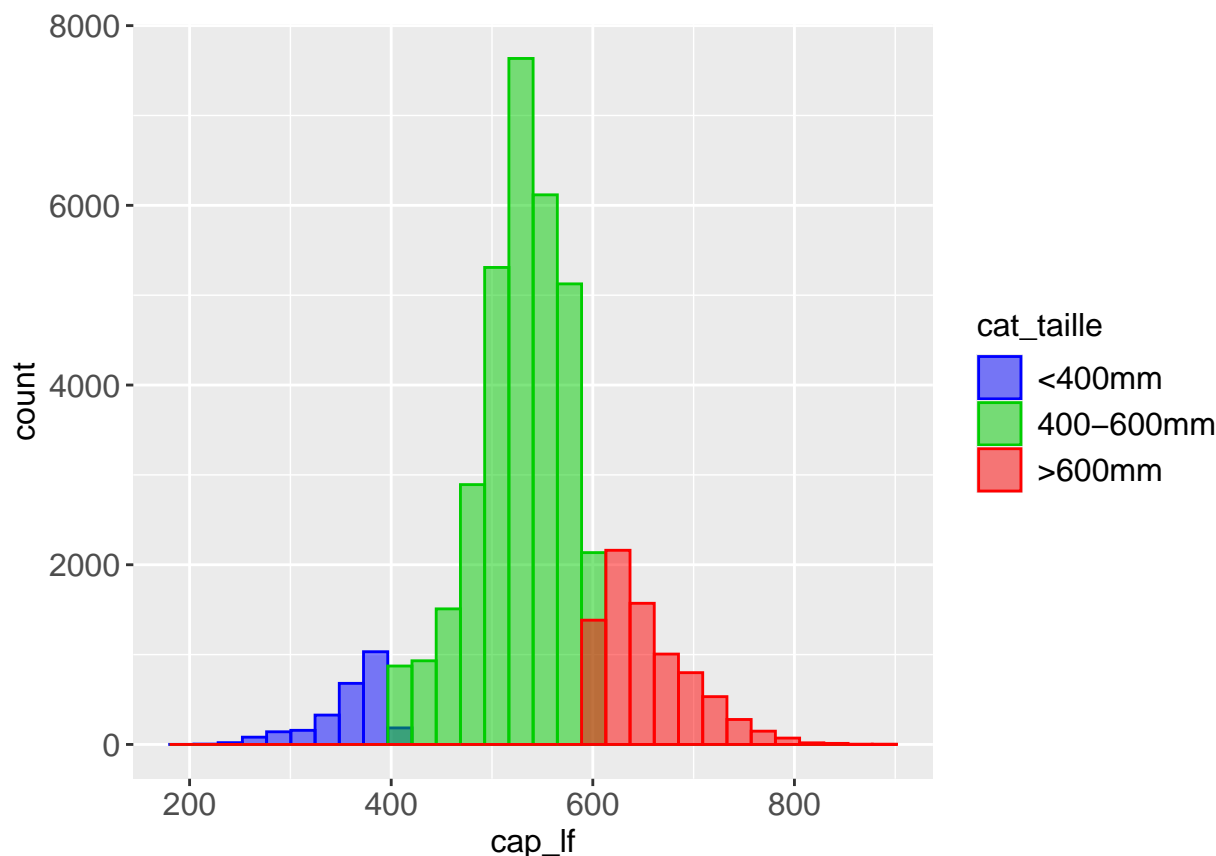


Figure III.1. Histogramme de répartition des longueurs fourche des adultes de truite de mer capturés sur la Bresle.

III.2.2. Données de Débit

Les périodes de migration des adultes ont été déterminées visuellement à l'aide de la distribution des dates de capture au piège. Et les données de débit, extraite à partir de la base de données Hub'Eau, ont été utilisées en sélectionnant les débits moyens pour chaque année sur les périodes de migration et de recapture spécifiées (Fig. III.2.). Un ajustement a été effectué entre les données de débit de différentes stations (Fig. III.3.).

- Source des données :
 - Hub'Eau : <https://hubeau.eaufrance.fr/sites/default/files/api/demo/hydro/index.htm>
- Numéros de stations :
 - G111041010 → Yères (1978-1999)
 - G017042010 → Bresle (>2000)
- Processus de sélection des débits moyens pour chaque année pendant les périodes de migrations déterminées :
- Choix de deux pic de migration pour les adultes et d'un pic pour la période de recapture.
- Dates similaires pour l'ensemble des classes de taille.
- Période estimée : 01 Mai – 01 Septembre (1er pic) / 01 Septembre – 15 Décembre (2e pic) / 15 Novembre – 15 Mai (recapture).
- Reconstitution des données de débit de la Bresle (<2000) à partir du débit de l'Yères :

- Méthode utilisée : Log Hyères ~ Log Bresle

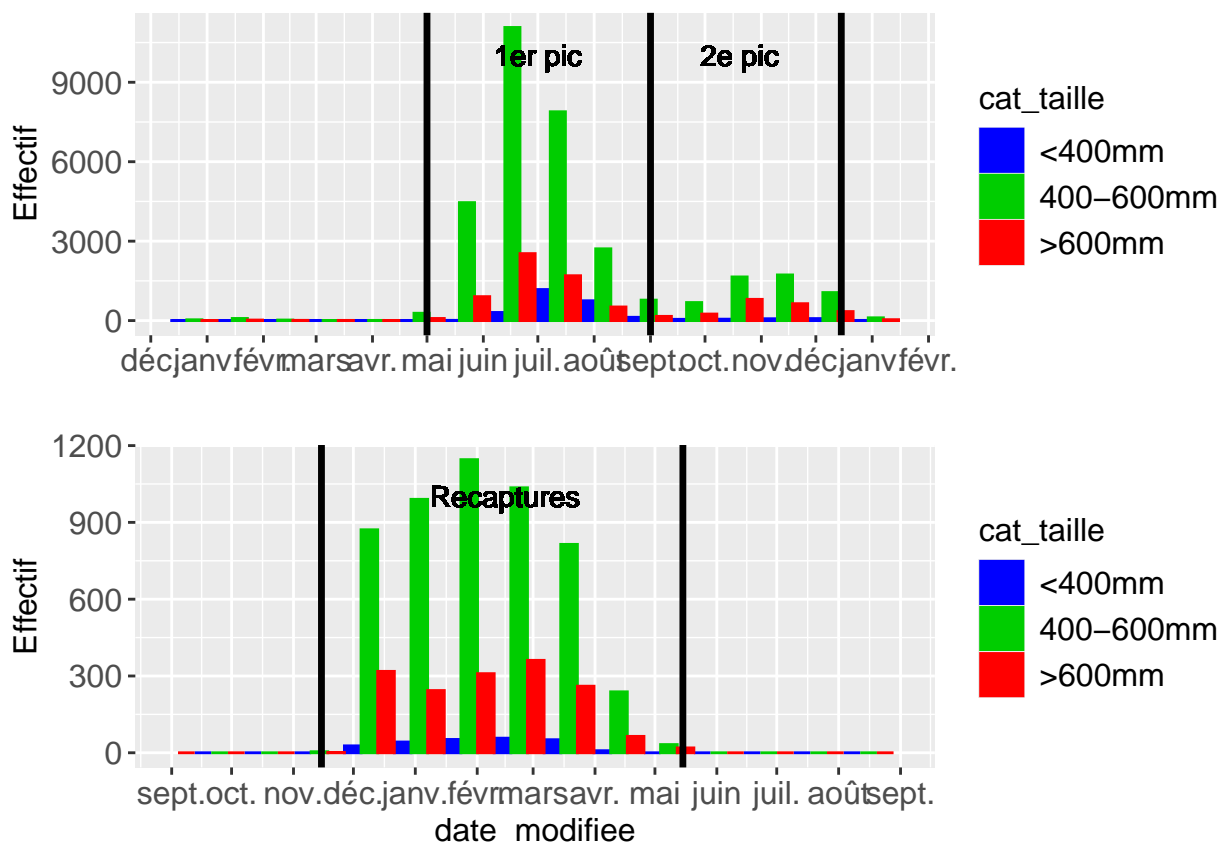


Figure III.2. Distribution des dates de capture des adultes de truite de mer au piège de Eu, utilisées pour déterminer les périodes de migration : 01 Mai – 01 Septembre (1er pic) / 01 Septembre – 15 Décembre (2e pic); Et de la période de recapture à Beauchamp : 15 Novembre – 15 Mai.

III.2.3. Effort

Les efforts de capture au piège de Beauchamp et Eu ont été évalués sur une période s'étendant de 1984 et 2024 (Fig. III.4.). Cet effort est défini comme le nombre de jours de piégeage annuel rapporté au nombre de jours de piégeage maximal annuel au sein de la série temporelle. Les calculs ont été effectués spécifiquement pour la période préférentielle de migration des adultes de truite de mer, permettant ainsi d'obtenir des données précises et comparables d'une année à l'autre. Depuis 2018, un allègement de l'effort de piégeage (en particulier les week-end) a été mis en place. L'étude de l'impact de ce changement menée par Josset et Beaulaton (2023) montre un impact contenu sur la précision des estimations chez le saumon et la truite de mer mais au final peu d'impact sur la justesse des estimations.

III.3. Conception du Modèle

La conception du modèle s'est basée sur l'adaptation du modèle déjà existant d'estimation d'abondance de smolts de saumon atlantique sur

le même cours d'eau développé par Servanty & Prévost 2016 et Buoro et al, 2019.

Le modèle vise à estimer le nombre d'adultes total remontant la rivière depuis la mer pour se reproduire, tout en évaluant les probabilités de captures à Beauchamp et Eu. Les données de débit (Fig. III.3.), l'effort de piégeage (Fig. III.4.) et les périodes de piégeage sont utilisées pour moduler ces estimations.

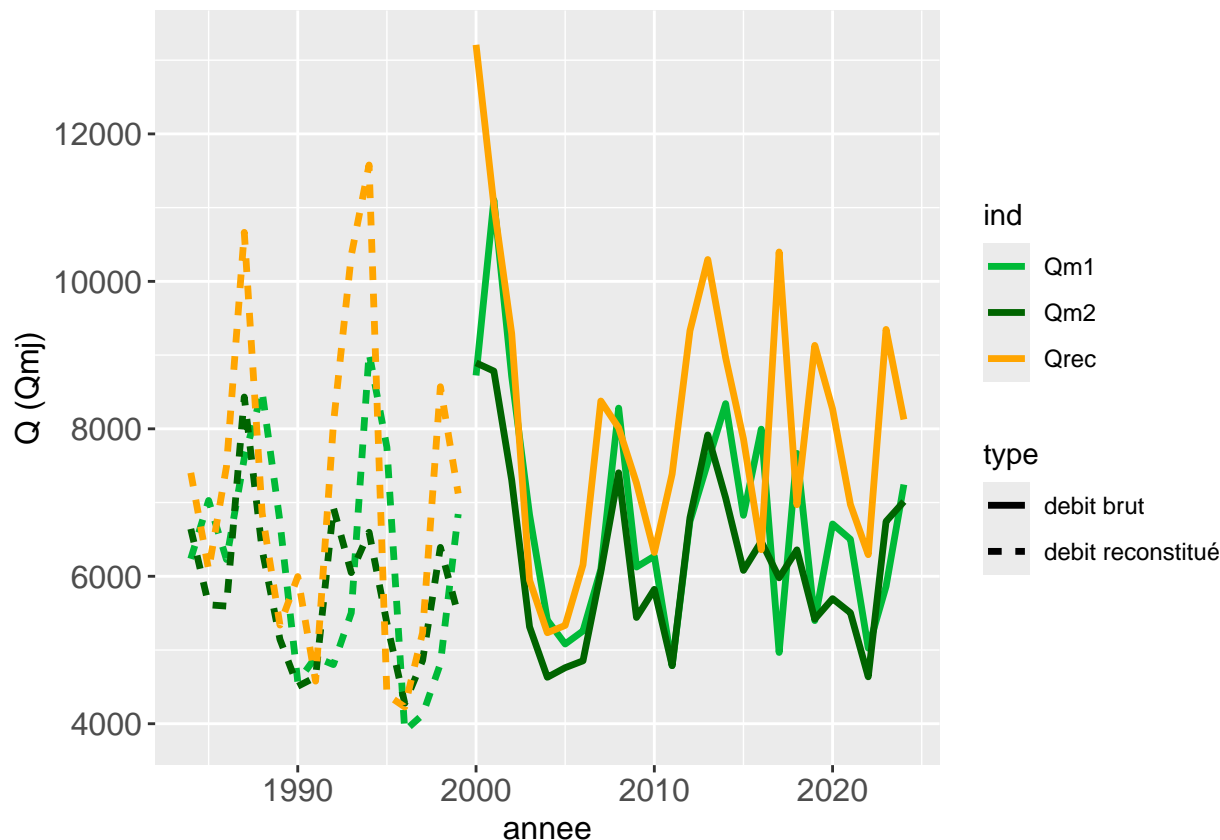


Figure III.3. Débit journalier moyen Q (Q_{mj}) de la Bresle, calculé pour sur les deux périodes préférentielles de migration des adultes de truite de mer pour chaque année : 01 Mai – 01 Septembre (Q_{m1}) / 01 Septembre – 15 Décembre (Q_{m2}). Avant 2000, le débit de la Bresle est reconstitué grâce à celui de l'Hyères.



Figure III.4. Efforts de capture aux pièges de Beauchamp et Eu (Nombre de jours de piégeage annuel rapporté au nombre de jour de piégeage maximal annuel sur la série temporelle), calculées pour sur la période préférentielle de migration des smolts (Eu) et de recapture (Beauchamp) de truite de mer adulte pour chaque année.

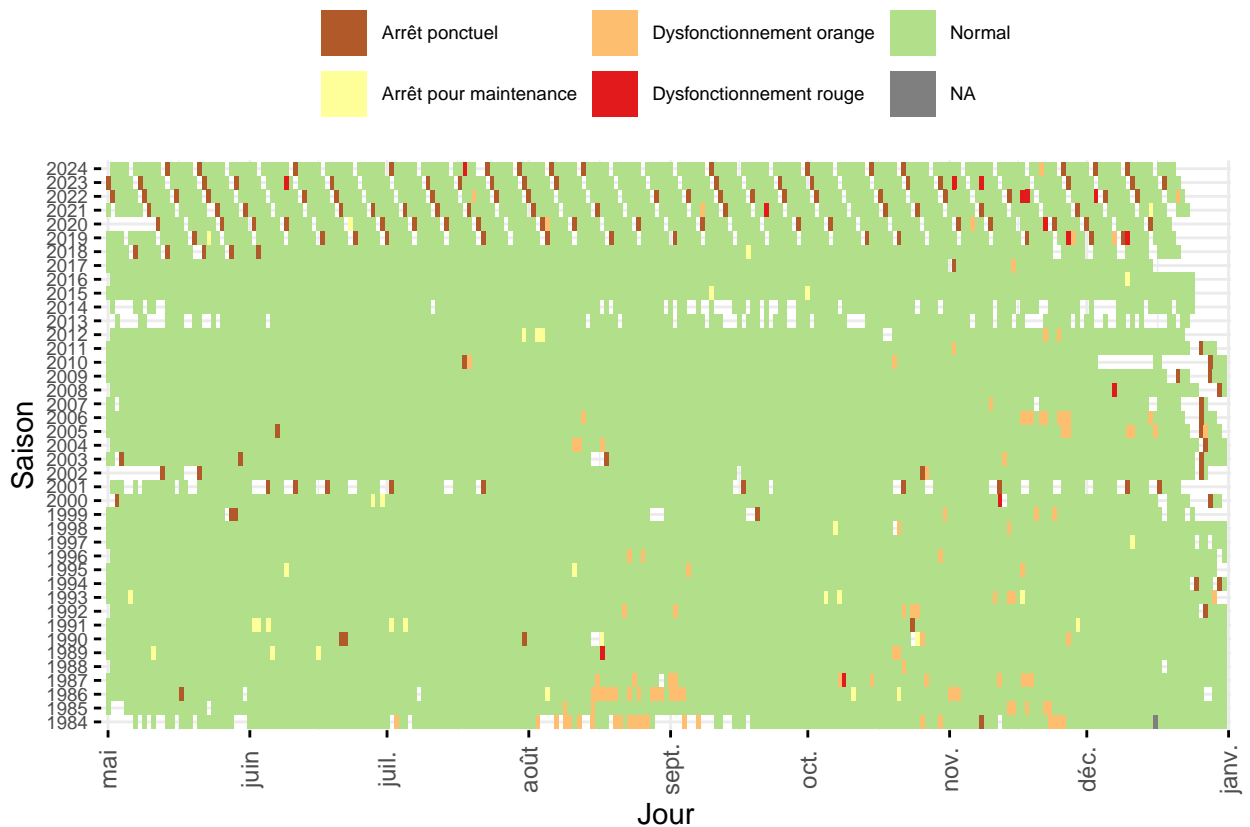


Figure III.5. Fonctionnement du piège de Eu, jour par jour sur la période de capture, sur toute la série temporelle

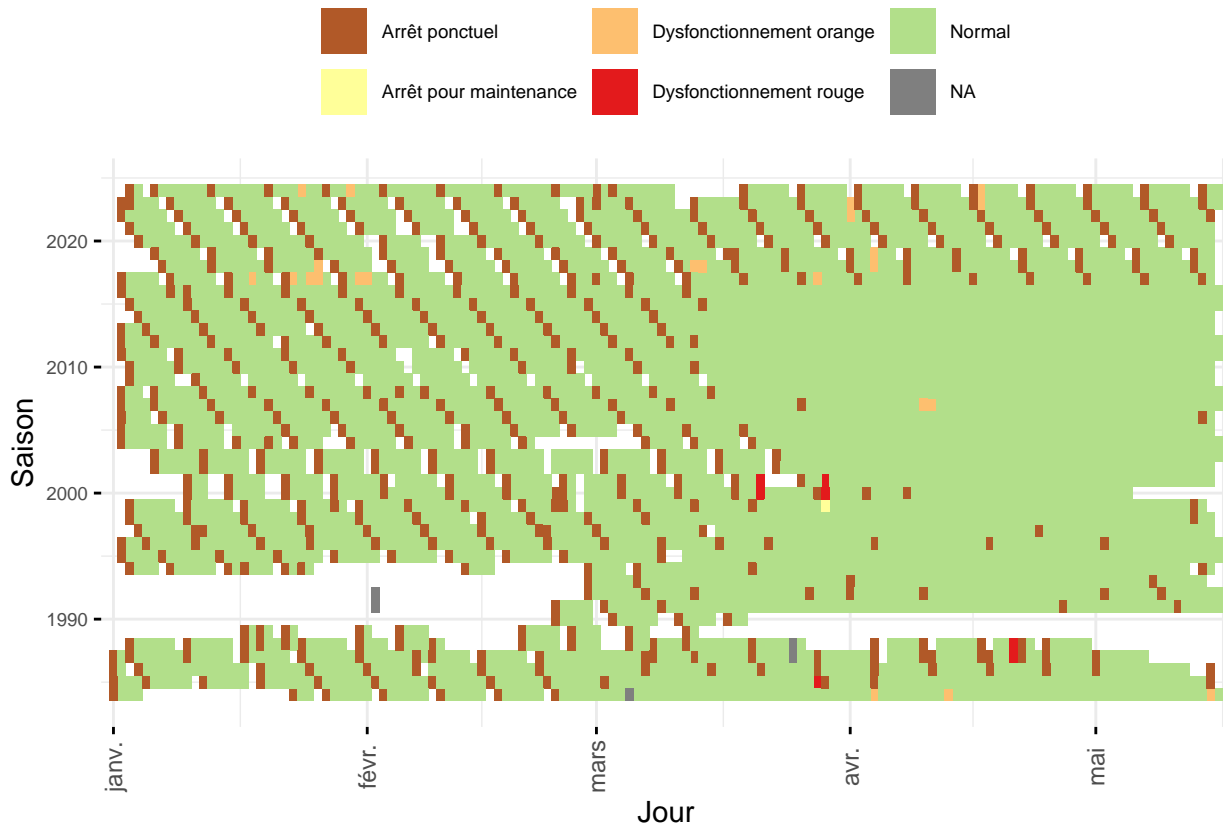


Figure III.6. *Fonctionnement du piège de Beauchamp, jour par jour sur la période de capture, sur toute la série temporelle*

III.3.1. Variables principales :

Données :

- Longueur de la série temporelle :
 - Nyears : Longueur de la série temporelle de 1984 à 2024, soit 41 années au total jusqu'en 2024.
 - years_r : index des années avec piégeage et à Eu et à Beauchamp
 - years_nr : index des années avec piégeage uniquement à Eu
- Variables pour les captures annuelles d'adultes à Eu (Fig. III.7, Table III.2.) :
 - C_Eu[t, 1:3] : Nombre annuel d'adultes capturés à Eu pour chaque classe de taille.
 - Cm_Eu[t, 1:3] : Nombre annuel d'adultes marqués capturés à Eu pour chaque classe de taille.
- Variables pour les captures annuelles d'adultes à Beauchamp (Fig. III.7, Table III.3.) :
 - Cm_B[t, 1:3] : Nombre annuel d'adultes marqués recapturés Beauchamp pour chaque classe de taille.
 - Cum_B[t, 1:3] : Nombre annuel d'adultes recapturés à Beauchamp.
- Covariables :
 - Qm1[t, 1:3] : Données de débit (Qmj) : Moyenne sur la première période de migration à Eu pour chaque classe de classe (ici du 1er mai au 31

août pour toutes). Cette covariable est standardisée à l'intérieur du programme et passée en échelle log.

- $Q_{m2}[t, 1:3]$: Données de débit (Q_{mj}) : Moyenne sur la deuxième période de migration à Eu pour chaque classe de classe (ici du 1er septembre au 15 décembre pour toutes). Cette covariable est standardisée à l'intérieur du programme et passée en échelle log.
- $Q_{rec}[t, 1:3]$: Données de débit (Q_{mj}) : Moyenne sur la période de recapture à Beauchamp pour chaque classe de classe (ici du 1er septembre au 15 décembre pour toutes). Cette covariable est standardisée à l'intérieur du programme et passée en échelle log.
- $EffEu[t]$: Nombre de jours de piégeage annuel à Eu rapporté au nombre de jour de piégeage maximal annuel sur la série temporelle.
- $EffB[t]$: Nombre de jours de piégeage annuel à Beauchamp rapporté au nombre de jour de piégeage maximal annuel sur la série temporelle.

Estimations :

- Estimation du nombre total d'adultes revenant en rivière après leur séjour en mer :
 - $N_{tot}[t]$: Nombre total d'adultes dans la cohorte.
 - $N1[t]$: Nombre d'adultes de la classe de taille 1 dans la cohorte
 - $N2[t]$: Nombre d'adultes de la classe de taille 2 dans la cohorte
 - $N3[t]$: Nombre d'adultes de la classe de taille 3 dans la cohorte
- Evaluation des probabilités de captures aux pièges de Beauchamp et d'Eu, dépendant des variations de débit et du nombre de jours de piégeage annuel :
 - $PEu[t, 1:3]$: Probabilité de capture à Eu, liée au débit et à l'effort de piégeage.
 - $PB[t, 1:3]$: Probabilité de capture à Beauchamp, liée au débit et à l'effort de piégeage.

Modélisation

La probabilité de capture à Beauchamps et à Eu est modélisée avec une transformation logit. Le débit (débit log-transformé standardisé) influence la probabilité de capture via une relation linéaire en échelle log, incluant des effets spécifiques aux classes de tailles, aux périodes de migration et aux sites :

- À Cerisel, à la première capture, deux coefficients modélisent son impact sur deux périodes (mai-août et sept.-fev.), par classe d'âge a :
 - $\text{logit}(\mu_{pEu}[t,a]) = \text{logitint}_{pEu}[a] + \text{logitflow}_{pEu}[a] \times \text{stlog}Q_{m1}[t] + \text{logitflow}_{fall}_{pEu}[a] \times \text{stlog}Q_{m2}[t,a]$
- À Beauchamps, un coefficient représente son effet lors de la recapture après reproduction (nov.-mai), par classe d'âge a :
 - $\text{logit}(\mu_{pB}[t,a]) = \text{logitint}_{pB}[a] + \text{logitflow}_{pB}[a] \times \text{stlog}Q_{rec}[t]$

L'effort de capture ajuste ces probabilités via un facteur multiplicatif ($eff_Eu[t]$ et $eff_B[t]$), pondéré par des paramètres exponentiels, incluant des effets spécifiques aux classes de tailles et aux sites :

- $pEu_tot[t] = pEu[t] \times Eff_Eu[t]^{expd_pEu}$ avec $expd_pEu = \exp(d_pEu)$, et
- $pB_tot[t] = pB[t] \times Eff_B[t]^{expd_pB}$ avec $expd_pB = \exp(d_pB)$

Une loi de Poisson est utilisée pour modéliser l'abondance annuelle par classe de taille. La proportion de chaque classe de taille est modélisée par une loi de Dirichlet. Les captures et recaptures sont modélisées avec des distributions binomiales. La distribution des effectifs par classe de taille

- La capture à Eu suit une distribution binomiale basée sur $pEutot$ et $Ntot$.
- La recapture à Beauchamp est également modélisée avec une loi binomiale basée sur $pBtot$ appliquée aux poissons marqués et non marqués.

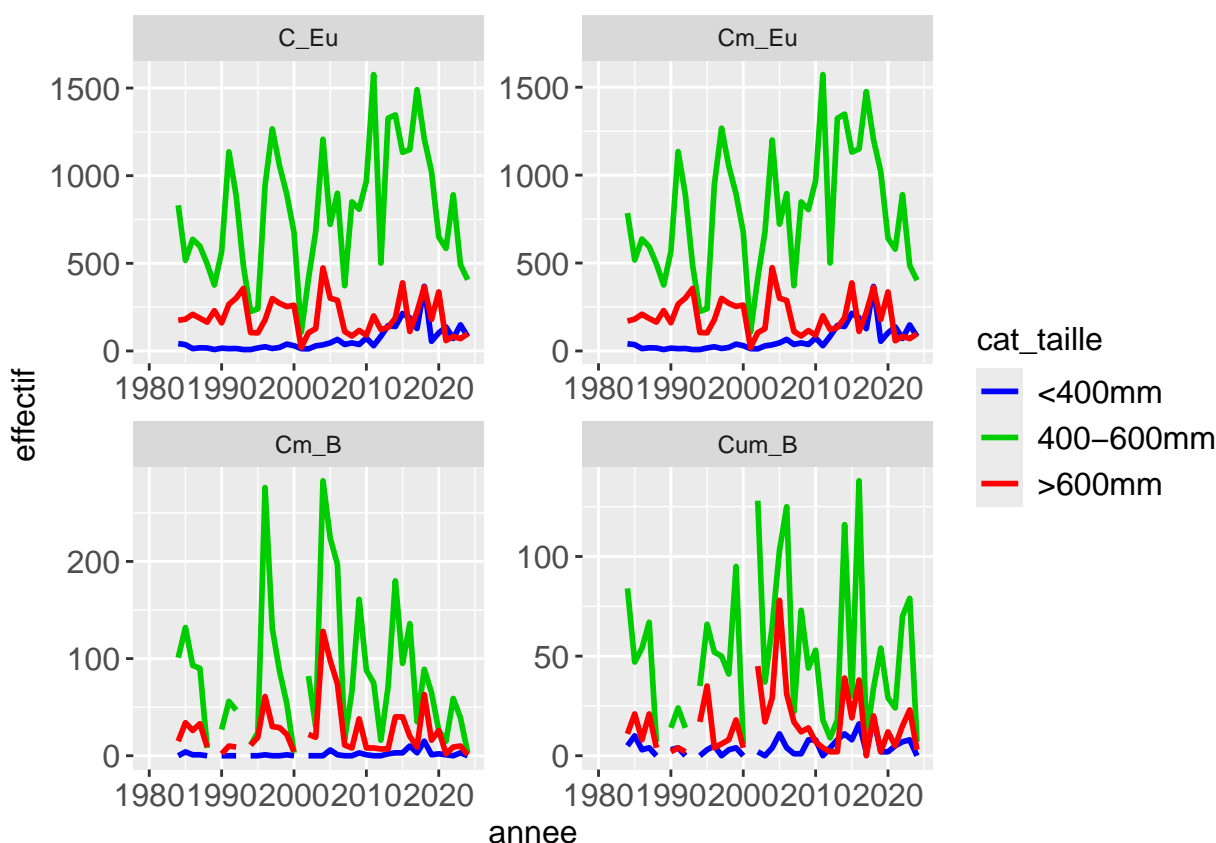


Figure III.7. Données de Capture-Marquage-Recapture utilisées pour le modèle truite de mer – adultes, par classe de taille : C_{Eu} : Nombre annuel d'adultes capturés à Eu ; C_{mEu} : Nombre annuel d'adultes marqués capturés à Eu ; C_{mB} : Nombre annuel d'adultes marqués recapturés à Beauchamp ; C_{umB} : Nombre annuel d'adultes non marqués recapturés à Beauchamp.

III.3.2. Changements principaux par rapport à Buoro et al, 2019 :

- Modèle structuré en classe de tailles et non en classes d'âges.
- Test de l'effet du débit à la fois sur $pB[t]$ et $pEu[t]$.

Tableau III.2. Données de Capture-Marquage-Recapture utilisées pour le modèle truite de mer – adultes. Première capture à Eu : Capturés C_{Eu} , Marqués Cm_{Eu} pour les trois classes de tailles (<400mm : 1; 400-600mm : 2; >600mm : 3)

annee	C_Eu[t,1]	C_Eu[t,2]	C_Eu[t,3]	Cm_Eu[t,1]	Cm_Eu[t,2]	Cm_Eu[t,3]
1984	42	831	175	41	784	170
1985	36	517	181	36	517	181
1986	13	637	209	13	637	209
1987	18	598	187	18	593	185
1988	17	496	164	17	495	164
1989	8	376	230	8	375	230
1990	16	566	160	16	566	160
1991	13	1136	266	13	1134	266
1992	14	888	301	14	887	301
1993	8	487	357	8	487	356
1994	8	225	105	8	225	105
1995	17	240	103	17	240	103
1996	24	946	177	24	944	177
1997	14	1267	299	14	1267	299
1998	20	1056	272	20	1052	271
1999	39	894	253	39	893	253
2000	30	676	261	30	675	261
2001	13	107	19	13	107	19
2002	12	413	104	12	413	104
2003	29	682	127	29	678	127
2004	35	1208	474	35	1200	474
2005	46	722	301	46	721	300
2006	66	900	289	66	895	287
2007	37	372	111	37	371	111
2008	46	851	85	46	848	85
2009	37	808	117	37	804	116
2010	74	970	90	74	969	89
2011	30	1577	200	30	1572	200
2012	84	501	122	84	500	122
2013	145	1328	134	145	1323	133
2014	139	1347	188	139	1347	188
2015	214	1133	389	214	1131	387
2016	189	1149	111	189	1149	111
2017	128	1491	224	127	1475	219
2018	369	1210	366	367	1201	362
2019	55	1022	180	55	1019	179
2020	103	650	337	103	641	336
2021	137	585	59	137	579	58
2022	71	891	83	71	889	83
2023	149	492	70	148	486	70
2024	82	406	98	82	402	98

Tableau III.3. Données de Capture-Marquage-Recapture utilisées pour le modèle truite de mer – adultes. Recapture à Beauchamp : Marqués C_{m_B} et Non-marqués C_{um_B} pour les trois classes de taille (<400mm : 1; 400-600mm : 2; >600mm : 3)

annee	Cm_B[t,1]	Cm_B[t,2]	Cm_B[t,3]	Cum_B[t,1]	Cum_B[t,2]	Cum_B[t,3]
1984	0	101	15	5	84	11
1985	4	132	34	10	47	21
1986	1	93	26	3	54	8
1987	1	90	33	4	67	21
1988	0	8	9	0	7	4
1989	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1990	0	27	2	3	14	2
1991	0	56	10	4	24	4
1992	0	47	9	0	14	2
1993	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1994	0	11	11	0	35	17
1995	0	24	19	3	66	35
1996	1	276	61	5	52	4
1997	0	131	30	0	50	6
1998	0	87	29	3	41	8
1999	1	54	22	4	95	18
2000	0	3	4	0	6	4
2001	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2002	0	82	22	2	128	45
2003	0	30	19	0	37	17
2004	0	283	128	4	65	29
2005	6	224	98	11	103	78
2006	1	197	74	4	125	31
2007	0	17	11	1	22	17
2008	0	66	8	1	73	12
2009	3	161	38	8	44	14
2010	1	88	8	8	53	7
2011	0	75	8	0	18	4
2012	0	16	7	4	9	2
2013	2	71	7	8	18	2
2014	3	180	40	11	116	39
2015	3	95	40	8	30	19
2016	10	136	20	16	138	38
2017	3	35	9	2	8	0
2018	15	89	63	19	34	20
2019	1	65	16	2	54	2
2020	2	26	26	2	29	12
2021	1	15	2	5	24	5
2022	0	59	9	7	70	15
2023	3	39	10	8	79	23
2024	0	3	1	0	7	3

- Les années avec un effort moindre de capture ont été conditionnées en fonction du nombre de jours de piégeage (critère continu valable pour toutes les années du modèle VS facteur de diminution sur des années ponctuelles).

III.4. Exécution du Modèle

Le modèle a été implémenté pour les années définies, assurant la convergence des paramètres estimés. Pour ce faire, les spécifications suivantes ont été appliquées :

- Nombre de chaînes : 2
- Étapes d'adaptation : 100 000
- Burn-in : 100 000 itérations
- Stockage : 1 000 000 échantillons
- Sous-échantillonnage : un échantillon conservé tous les 100

Il est important de noter que tous les paramètres du modèle ont convergé avec succès vers des valeurs stables. Cette convergence a été évaluée en utilisant le critère Rhat, qui a montré des valeurs inférieures à 1.1 pour l'ensemble des paramètres, validant ainsi la fiabilité des résultats obtenus.

Le temps de compilation est d'environ 45 minutes.

III.5. Sélection du Modèle

Cette étape a été réalisée à partir des résultats 2022.

La comparaison des valeurs de l'Information Critère Bayésienne (DIC) entre quatre modèles distincts évaluant l'influence du débit sur la probabilité de capture à Beauchamp et à Eu révèle des écarts minimes entre les différents modèles (Table III.4.). Les modèles sans effet débit et avec un effet du débit seulement sur la probabilité de capture à Eu sont équivalents. L'effet du débit se révèle significatif sur la probabilité de capture à Eu (p_{Eu}) pour les deux pics de migration et sur la probabilité de recapture à Beauchamp (Table III.5.; Fig. III.8.). Cet effet diffère cependant selon la classe de taille des poissons pour le premier pic de capture à Eu. En effet, ce résultat est confirmé par les distributions à posteriori des coefficients liés à l'effet débit (Fig. III.9.). Les coefficients liés à l'effet débit sont négatifs pour les classes de tailles moyenne et grande et proche de zéro pour la plus petite classe de taille.

Un débit élevé pourrait avoir un effet négatif sur le piégeage en créant des conditions de passage difficiles pour les poissons, comme lors de l'ouverture des vannes qui peut provoquer un fort courant, compliquant ainsi leur capture. De forts débits nécessitent également une gestion dans laquelle plus d'eau est envoyé dans le bras de dérivation de Beauchamps ou dans le vannage principal à Eu, ce qui signifie que moins de poisson est dirigé vers le piège. Enfin, le premier ouvrage à la mer, le port du Tréport, dispose d'une passe dont le dimensionnement est jugé à la limite des préconisations actuelles sur les vitesses de courant. Il est donc vraisemblable que son franchissement soit difficile en périodes de forts débits.

La plus petite classe de taille étant probablement massivement représentée par des finnocks (des poissons ayant passé quelques mois en mer) rentrant préférentiellement pendant l'été sont peut-être moins impactés par le débit par rapport aux deux autres classes de tailles rentrant préférentiellement au printemps. Contrairement aux résultats des modèles linéaires, les distributions à posteriori montrent un effet du débit quasi nul lors du deuxième pic de migration. Une hypothèse possible est que des débits plus élevés en automne stimuleraient la migration des truites vers des zones situées en amont d'Eu (Servanty et Prévost, 2019), compensant l'effet négatif du débit sur le passage des poissons. A la recapture, l'effet du débit est négatif et identique pour toutes les classes de tailles (Fig. III.9.). On notera cependant que les poissons capturés en automne sont pour beaucoup des individus colorés et portant des traces (parasites) de séjour récent en rivière, ce qui suggère que l'effet limitant de la passe-à-poisson du Tréport est peut-être atténué sur la vague de migration automnale. Les estimations finales ont pris en compte l'effet du débit à la fois à Eu et à Beauchamp (pour les deux pics de migration et la recapture).

Tableau III.4. Comparaison des valeurs de l'Information Critère Bayésienne (DIC) entre quatre modèles différents testant l'effet du débit sur la probabilité de capture à Beauchamp (p_B), à Eu (p_{Eu}), sur les deux (p_B et p_{Eu}), ou aucune des deux (Pas d'effet débit). Dernière mise à jour en 2022. Mettre à jour si nécessaire.

	p_B	p_Eu	p_B et p_Eu	Pas d'effet débit
DIC	2193	2021	2194	2198

Tableau III.5. Résultats des tests de modèles linéaires évaluant l'impact du débit sur les probabilités de capture de poissons aux pièges de Beauchamp et Eu (estimées à partir du modèle complet), avec les valeurs de p-valeurs (p-values) et les coefficients de détermination (R^2). Dernière mise à jour en 2022. Mettre à jour si nécessaire

	Covariable	Critère	Effet débit	Effet classe de taille	Interaction	R_squared
Eu	Qm1	P_value	<0.001	<0.001	<0.001	77%
	Qm2	P_value	<0.001	<0.001	0.771	72%
Beauchamp	Qrec	P_value	0.024	<0.001	0.058	71%

Les distributions a posteriori du coefficient représentant l'impact de l'effort de capture à Beauchamp et à Eu indiquent que cet effet est plus important que la simple proportion de jours pendant lesquels le piégeage a été effectué durant la période de migration (Fig. III.10.). Cet impact est particulièrement marqué à Beauchamp, lors de la seconde capture, quand il est quasi nul à Eu. Cela pourrait indiquer qu'il y a une plus grande quantité de poissons disponibles à la capture à Beauchamp les jours où aucun piégeage n'a été réalisé, ce qui pourrait s'expliquer par un effet de blocage des pièges. Tandis qu'à Eu, l'impact sur la probabilité de capture serait directement proportionnel à la proportion de jours piégés. Les connaissances actuelles iraient pourtant dans le sens d'un effet plus fort à Eu. Des études de marquage acoustique sur la Bresle ont montré que les poissons avaient du mal à s'engager dans le piège de Eu. Les antennes RFID ont montré qu'au départ, en ouvrant grand le weekend le piège était potentiellement plus attractif, ce qui a été corrigé depuis en maintenant un débit identique en semaine et lors des arrêts du Week-end. L'effet de l'ef-

fort de piégeage au niveau du piège de Beauchamp pourrait également être plus complexe que ce que les modèles montrent, car la probabilité de capture à Beauchamp dépend aussi de l'effort de capture à Eu, qui influence la proportion de poissons marqués et non marqués atteignant le piège (cf. modèle smolt). Cependant, on estime que le temps entre capture et recapture est beaucoup plus long que pour les smolts, donc on peut faire l'hypothèse que l'effet de la dynamique de marquage expliqué précédemment sur les smolts, est ici absent sur les adultes

Bien que les valeurs de DIC soient comparables entre les modèles et la part de variance expliquée par le débit sur la probabilité de capture à Eu relativement faible, les estimations finales ont pris en compte l'effet du débit sur les probabilités de capture à Eu.

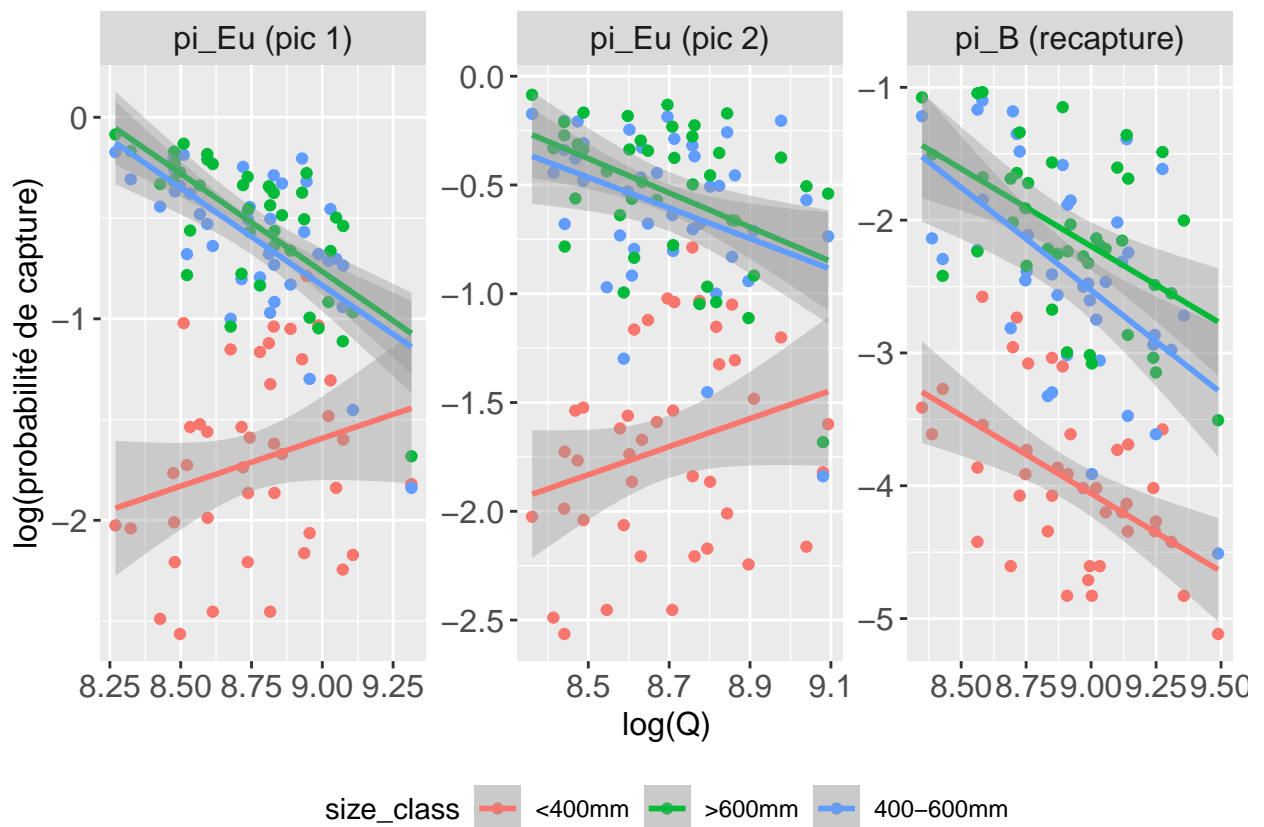


Figure III.8. Relation entre les probabilités de capture des poissons (P_{Eu} et P_B et le débit (Q_{m1} , Q_{m2} et Q_{rec} en Q_{mj}) pour les deux pics de migration et la recapture. La ligne bleue représente la régression linéaire avec l'intervalle de confiance, tandis que les points noirs marquent les observations. Mise à jour au dernier run.

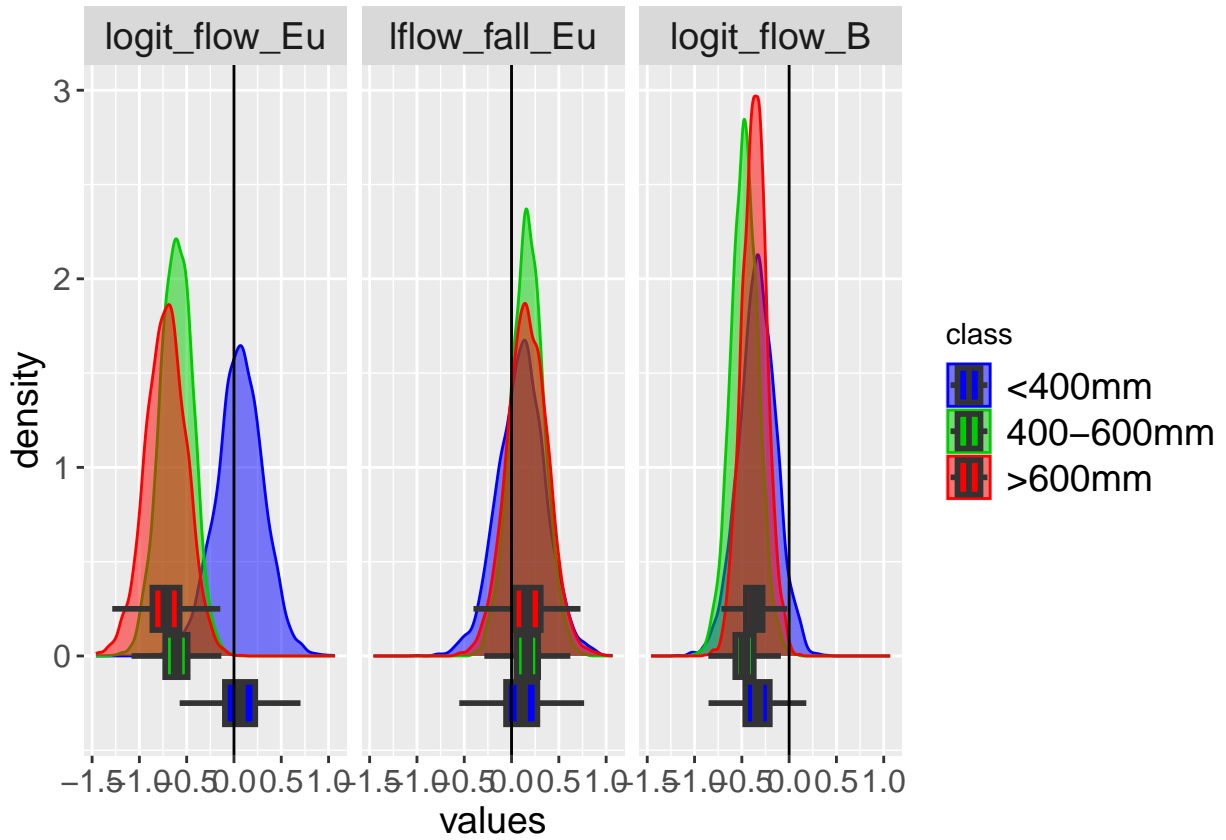


Figure III.9. Distributions à posteriori des coefficients (en échelle logit) du modèle linéaire lié à l'effet du débit sur la probabilité de capture à Eu et à Beauchamp. Mise à jour au dernier run.

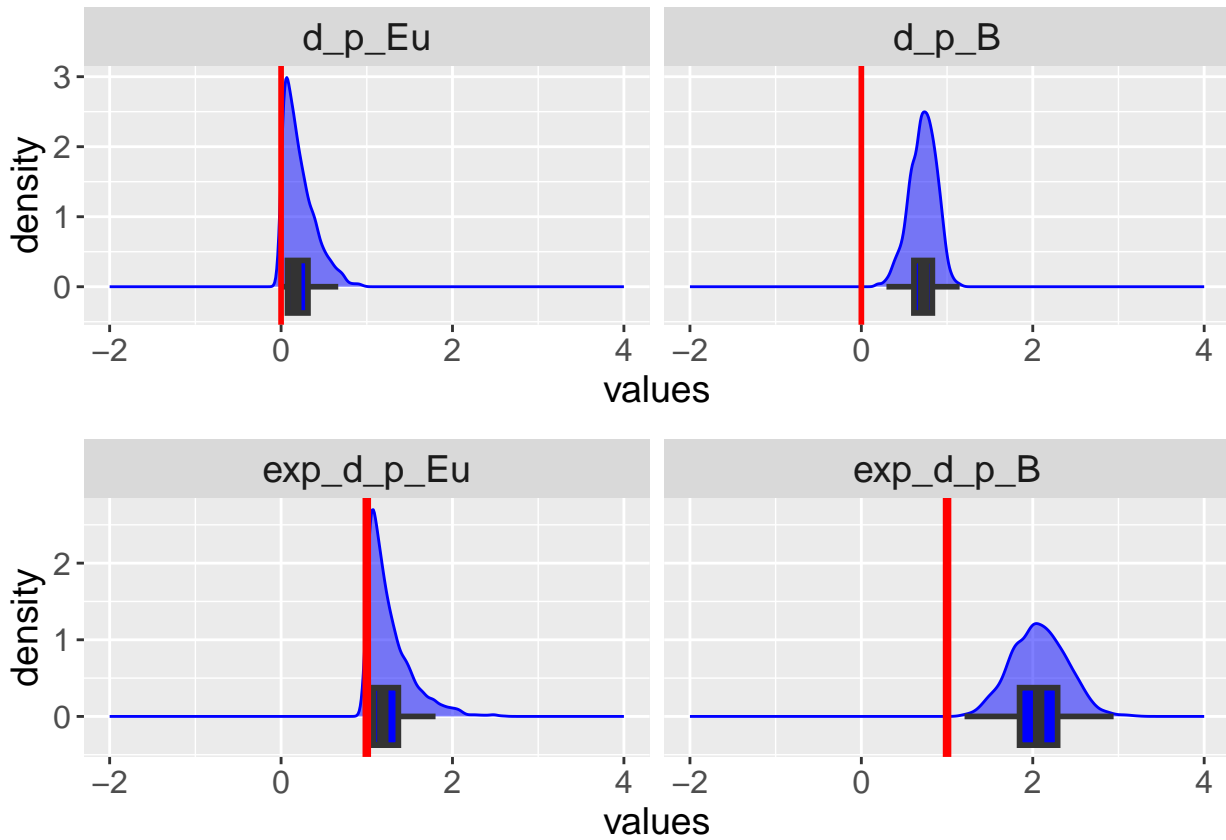


Figure III.10. Distributions à posteriori des coefficients liés à l'effet du de l'effort de piégeage sur la probabilité de capture à Beauchamp et à Eu, issus des relations $p_{B_{tot}}[t] = p_B[t] \times Eff_B[t]^{exp_{d_p_B}}$ et $p_{Eu_{tot}}[t] = p_{Eu}[t] \times Eff_{Eu}[t]^{exp_{d_p_{Eu}}}$. Mise à jour au dernier run.

III.6. Estimations et Résultats

Cette section présente les derniers résultats obtenus, c'est à dire sur toute la série temporelle jusqu'à l'année 2024.

Les figures Fig. III.11., Fig. III.12. et Fig. III.13. présentent les estimations bayésiennes de l'abondance totale adultes de truite de mer, totale et par classe de taille, et des probabilités de capture à Beauchamp et à Eu. Il semble y avoir une augmentation des petites classes de taille sur la fin de la série temporelle. Certaines années, les abondances ont été estimées mais avec une incertitude significative, plusieurs raisons ont été identifiées :

- L'absence de captures à Beauchamp.
- Une plus faible fréquence de capture (5 jours par semaine au lieu de 7 à partir de 2018)
- Un nombre réduit de poissons marqués a également contribué à accroître l'incertitude des estimations certaines années.

La probabilité de capture des plus petits individus est bien plus faible que pour les classes de taille moyenne et grande (Fig. III.12.). Cela pourrait être dû à une différence dans le fonctionnement du piège sélectionnant sur la taille ou à un effet de survie post-reproduction, les finnock n'atteignant pas les zones au-dessus de Beauchamp.

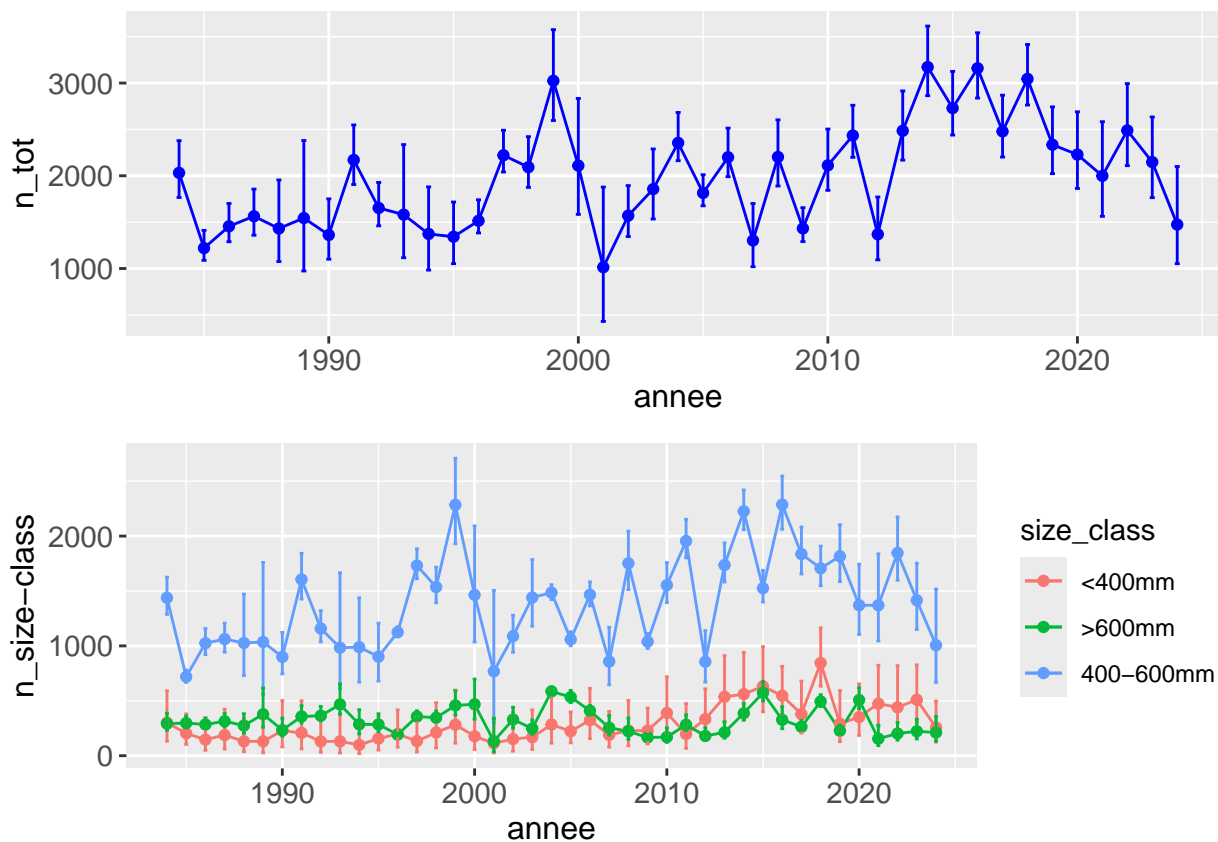


Figure III.11. Estimations bayésiennes de l'abondance totale d'adultes de truite de mer (N_{tot}) et l'abondance par classe de taille ($N_{size-class}$). La ligne médiane représente les estimations centrales tandis que les intervalles à 95 % (shaded area) capturent la plage probable des estimations.

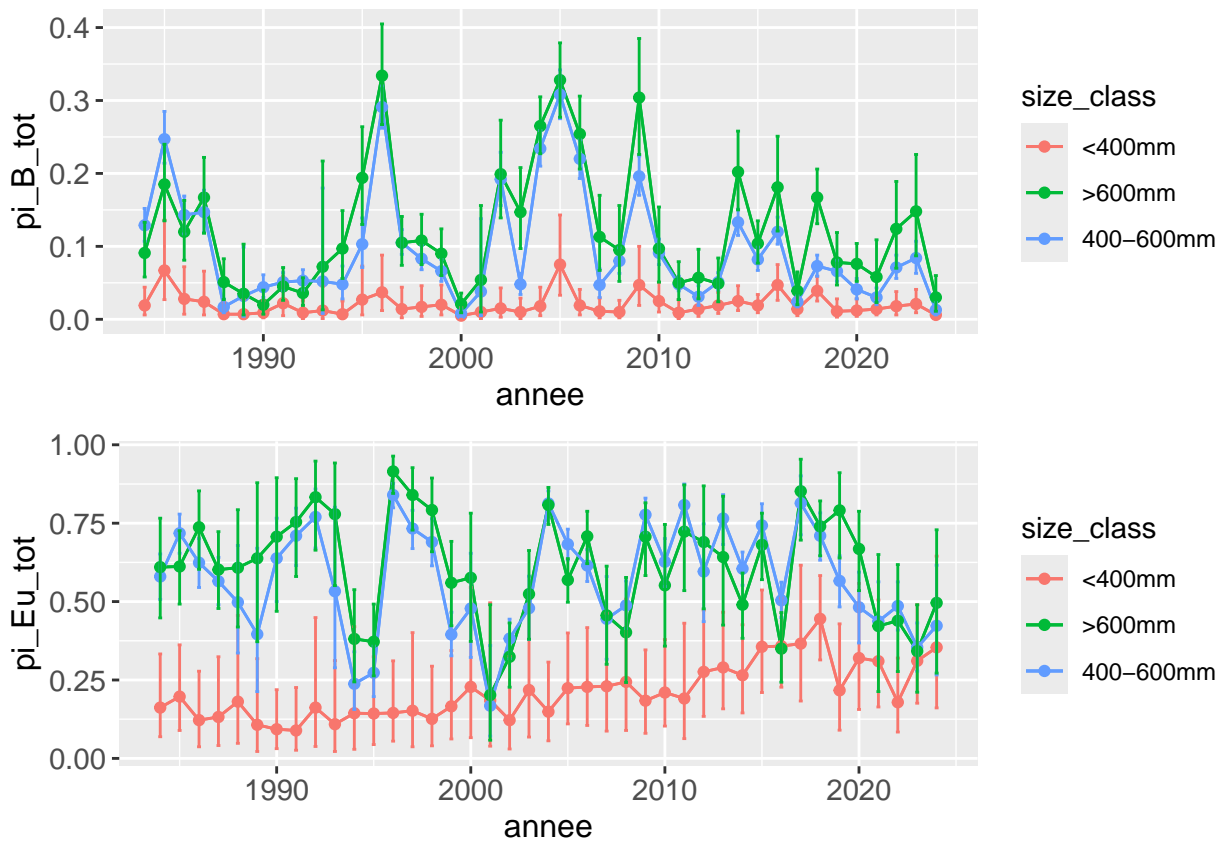


Figure III.12. Estimations bayésiennes des probabilités de capture à Beauchamp ($p_{B_{tot}}$) et à Eu ($p_{Eu_{tot}}$), en tenant compte du nombre de jours annuel de piégeage sur la période de migration, pour chaque classe de taille. La ligne médiane représente les estimations centrales tandis que les intervalles à 95 % capturent la plage probable des estimations.

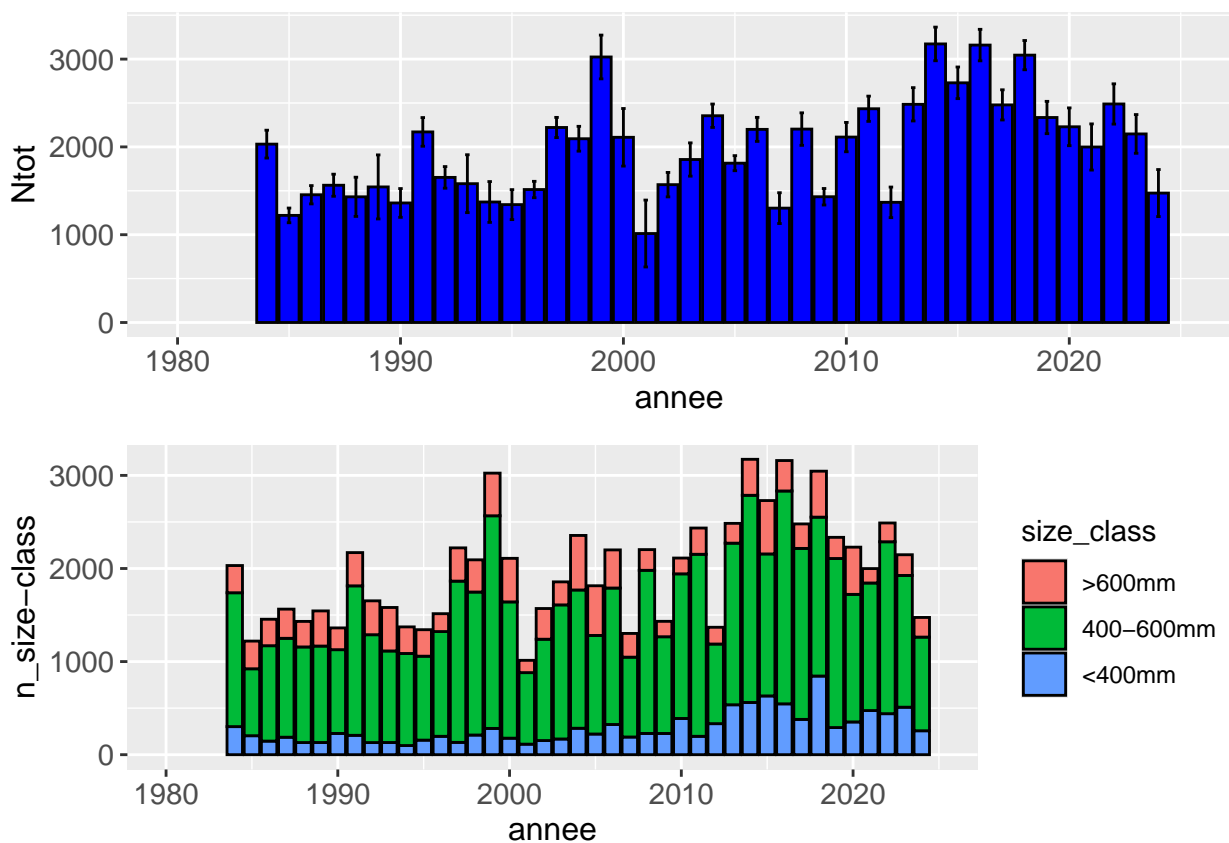


Figure III.13. Estimations bayésiennes des effectifs annuels d'adultes de truite de mer : effectif total (panel du haut) et par classe de taille (panel du bas).

Tableau III.6. Estimations bayésiennes des effectifs annuels d'adultes pour chacune des trois classes de tailles définies. Le tableau contient la médiane ainsi que les bornes 2.5 et 97.5 pourcents de l'intervalle de confiance.

Annee	Ntot			<400mm			400-600mm			>600mm		
	Q2.5	Q50	Q97.5	Q2.5	Q50	Q97.5	Q2.5	Q50	Q97.5	Q2.5	Q50	Q97.5
1985	1088	1210	1411	103	190	380	668	717	780	254	295	360
1986	1289	1443	1701	49	128	345	920	1019	1158	245	281	342
1987	1359	1550	1856	60	168	423	943	1058	1207	263	309	385
1988	1075	1404	1955	37	109	338	731	1001	1471	205	267	382
1989	973	1496	2380	27	105	371	560	997	1760	260	355	616
1990	1100	1343	1751	80	206	502	745	885	1123	179	224	342
1991	1906	2153	2548	62	184	500	1427	1596	1843	299	351	456
1992	1460	1637	1928	31	106	353	1037	1152	1321	317	357	449
1993	1116	1514	2336	25	106	381	610	930	1666	378	449	654
1994	983	1350	1880	19	78	286	670	967	1438	199	278	419
1995	1052	1327	1717	51	138	357	680	888	1207	220	280	382
1996	1383	1498	1741	78	179	417	1084	1123	1174	184	191	205
1997	2041	2205	2491	34	109	357	1611	1727	1884	325	354	409
1998	1875	2075	2422	71	188	483	1393	1529	1717	306	342	407
1999	2596	3004	3576	114	254	597	1930	2272	2709	371	452	591
2000	1584	2070	2834	55	152	437	1035	1427	2093	333	452	698
2001	429	962	1878	26	90	331	298	724	1505	38	113	342
2002	1345	1552	1894	41	129	396	942	1079	1279	252	325	441
2003	1534	1840	2289	57	145	417	1179	1428	1786	195	242	326
2004	2163	2333	2683	114	258	606	1422	1484	1557	553	584	626
2005	1676	1806	2011	117	209	399	1001	1057	1129	484	532	595
2006	1990	2181	2514	156	301	613	1364	1462	1583	372	408	458
2007	1019	1283	1701	79	171	403	646	840	1169	188	248	367
2008	1890	2187	2603	90	205	503	1513	1741	2045	150	215	343

2009	1290	1418	1656	107	211	434	976	1037	1113	146	164	194
2010	1843	2091	2504	198	367	719	1394	1544	1759	122	163	254
2011	2199	2417	2760	67	171	474	1802	1944	2153	230	275	372
2012	1093	1346	1771	177	314	609	671	837	1139	139	174	255
2013	2169	2468	2915	307	511	911	1582	1725	1937	160	206	309
2014	2864	3150	3615	328	533	941	2059	2219	2420	323	383	475
2015	2439	2707	3126	399	605	994	1399	1519	1688	499	568	675
2016	2838	3148	3542	372	531	814	2063	2280	2546	246	321	445
2017	2202	2459	2869	207	356	679	1655	1824	2083	232	258	321
2018	2763	3030	3416	633	825	1164	1548	1697	1908	447	491	556
2019	2023	2317	2743	128	268	593	1586	1805	2103	196	224	279
2020	1863	2211	2690	185	329	653	1104	1350	1744	429	501	618
2021	1563	1972	2583	269	451	823	1045	1348	1838	92	144	278
2022	2109	2460	2994	220	413	820	1598	1836	2174	142	195	302
2023	1764	2132	2634	303	488	827	1150	1400	1753	153	214	332
2024	1052	1441	2100	124	240	497	667	973	1518	134	200	356

III.7. Conclusion

Le nouveau modèle, en comparaison avec l'étude de Josset et al. (2022), présente des caractéristiques distinctes. Il offre des variations inter-annuelles équivalentes avec moins d'incertitudes, bien qu'il tende à légèrement surestimer les effectifs comparativement au modèle précédent. Il identifie des années présentant des différences, toutefois ces variations ne suivent pas systématiquement la même direction et les incertitudes se regroupent. Ce modèle est structuré selon les classes de taille, et intègre les données de débit et d'effort de piégeage. Son avantage majeur réside dans sa capacité à estimer les abondances selon les classes de taille, ce qui est particulièrement intéressant car chaque classe contribue différemment à la reproduction.

Cette analyse fournit des estimations actualisées des populations de truites de mer au stade adulte, en utilisant des méthodes de modélisation bayésienne hiérarchiques et des données de piégeage entre 1984 et 2024. En conclusion, le nouveau modèle développé présente une amélioration significative par rapport à l'étude précédente de Josset et al. (2022), offrant des estimations plus précises et structurées par classe de taille. En intégrant les données de débit ainsi que l'effort de piégeage (nombre de jours de piégeage), ce modèle permet de réduire les incertitudes offrant une meilleure compréhension des variations inter-annuelles des populations de truites de mer, tout en identifiant des lacunes ou des incertitudes dans certaines années.

IV. Rivière index Bresle : Truitelles

Les données truitelles collectées sur la Bresle avec le protocole Vigitruite® sont encore trop récentes et trop peu nombreuses. Une perspective est de développer un modèle similaire à ceux développés sur l'Oir et la Nivelle dans les années à venir.

V. Références bibliographiques

Beaulaton Laurent, Josset Quentin. Étude d'impact de nouveaux protocoles d'échantillonnage : Observatoire long terme de la Bresle - Rapport final. Pôle Gestion des Migrateurs Amphihalins dans leur Environnement, OFB, INRAE, Institut Agro, UNIV PAU & PAYS ADOUR/E2S UPPA. 2024, 37 p. ?hal-04514894

Buoro Mathieu, Sabrina Servanty, Laurent Beaulaton, & Prévost Etienne. (2019, July 9). Estimation and standardisation of Atlantic salmon abundance time series on DiaPFC ORE rivers (Version v1.0). <http://doi.org/10.5281/zenodo.3275148>

Josset Quentin, Flesselle Aurélie, Bernardin Anaïs, Lecoœur Lucie, Macquet Tony, et al.. Rapport d'activités de l'Observatoire Long Terme de la Bresle - Année 2022. Pôle Gestion des Migrateurs Amphihalins dans leur Environnement. 2023, 72 p. ?hal-04136414 ?

Servanty S., Prévost É., 2016, 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. Pôle Gest'Aqua.

c'est mon dernier mot