



HAL
open science

Estimations des possibilités de captures totales d'anguilles de moins de 12 cm pour la saison 2018-2019

Laurent Beaulaton, Anthony Acou, Agnes Bardonnnet, Etienne Prévost,
Patrick Lambert, Hilaire Drouineau

► To cite this version:

Laurent Beaulaton, Anthony Acou, Agnes Bardonnnet, Etienne Prévost, Patrick Lambert, et al.. Estimations des possibilités de captures totales d'anguilles de moins de 12 cm pour la saison 2018-2019. INRA; AFB - Agence française pour la biodiversité; MNHN; IRSTEA. 2018, 15 p. hal-03886779

HAL Id: hal-03886779

<https://hal.inrae.fr/hal-03886779>

Submitted on 6 Dec 2022

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.

Estimations des possibilités de captures totales d'anguilles de moins de 12 cm pour la saison 2018-2019

Version 1.3 du 11 juillet 2018

I. La demande

I.1. Contexte de la demande

Le conseil de l'Union Européenne a adopté le 18 septembre 2007 un règlement (CE 1100/2007) « instituant des mesures de reconstitution du stock d'anguilles européennes ». En réponse à ce règlement, la France a transmis un plan de gestion à la Commission européenne en décembre 2008. Il a été accepté par la Commission le 15 février 2010¹.

Parmi les mesures de gestion proposées, figure la réduction de la mortalité par pêche (Figure 1) qui se décline pour la pêche professionnelle de l'anguille de moins de 12 cm en des quotas de capture (Figure 2).

L'objectif du plan de gestion est de réduire la mortalité par pêche de 30% en trois ans par rapport à un niveau de mortalité moyen calculé sur des années récentes (2005-2007 par exemple). Ce taux est de 40% pour l'anguille civelle. En 2015, la réduction de mortalité par pêche devra être de 60% pour les trois stades (anguilles de moins de 12 cm, anguille jaune et anguille argentée). Les réductions de mortalité envisagées se traduiront par des réductions d'efforts de pêche (par exemple, raccourcissement de la saison de pêche).

Figure 1 : Extrait du plan de gestion anguille de la France – objectif général de réduction de la mortalité par pêche

La pêche professionnelle de la civelle sera encadrée, en domaine maritime et fluvial, par des quotas de capture.

Figure 2 : Extrait du plan de gestion anguille de la France – modalité de gestion de la pêche professionnelle des anguilles de moins de 12 cm

I.2. La demande

Les deux directions du Ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie en charge du plan de gestion de l'anguille, la Direction de l'Eau et de la Biodiversité (DEB) et la Direction des Pêches Maritimes et de l'Aquaculture (DPMA), ont institué par courrier daté du 21 septembre 2009 (reconduit chaque année) un comité scientifique « chargé de déterminer le niveau de TAC (Taux Autorisé de Capture) ». Ce comité est composé d'experts d'Ifremer, de l'Inra, du MNHN, de l'AFB et d'Irstea.

Un courrier du Ministère de la Transition Écologique et Solidaire et du Ministère de l'Agriculture et de l'Alimentation, daté du 06 juin 2018 précise la mission du comité scientifique pour 2018. Il est demandé au comité scientifique, « afin de contribuer à la préparation de la campagne 2018-2019 de pêche de la civelle, d'estimer, pour le 12 juillet 2018,

- la réduction du taux d'exploitation obtenue pendant la saison 2017-2018 par rapport à une période de référence,
- la quantité de civelles susceptible d'être prélevée dans le milieu naturel pour la saison 2018-2019 de manière à atteindre à nouveau l'objectif de réduction de 60 % de la mortalité par pêche pour la saison 2018-2019 avec une probabilité de 25%, 50% et 75%. »

L'annexe au courrier confirme les choix méthodologiques des années précédentes : la période de référence

¹ Version disponible à cette adresse : <http://www.onema.fr/Le-plan-anguille-approuve-par-la>

(2003-2004 à 2007-2008), l'utilisation de la série des captures réalisée par le CIEM (en accord avec le rapport de mise en œuvre du plan de gestion français) et une approche basée sur les taux d'exploitation.

NB : depuis 2012, il n'est pas demandé de séparer le quota par UGA, par catégories de pêcheurs, ou par destination (consommation ou repeuplement).

1.3. Déroulement de l'expertise

Les 5 organismes ont désigné pour les représenter les membres suivant :

- pour l'Ifremer, absent
- pour l'Inra (Pôle AFB -Inra GEST'AQUA), Agnès Bardonnnet et Étienne Prévost
- pour le MNHN (UMS Patrinat), Anthony Acou
- pour l'Agence Française de la biodiversité (Pôle AFB -Inra GEST'AQUA), Laurent Beaulaton
- pour Irstea, Patrick Lambert, Hilaire Drouineau

Les experts désignés tiennent à rappeler que leur mission, dans ce cadre, se borne à proposer et mettre en œuvre une méthode de mise en application des TAC. Cette démarche ne valide ni n'infirme d'un point de vue scientifique les choix pris lors de l'établissement du plan de gestion d'établir pour les pêcheries de civelles des TAC (et les objectifs assignés pour ces TAC) comme mode de gestion à même d'assurer la viabilité du stock d'anguille, l'exploitation durable de cette espèce ou l'atteinte de l'objectif du règlement CE 1100/2007.

II. Estimation du TAC à atteindre pour la saison de pêche 2018-2019

La méthode mise au point en 2009 et affinée les années suivantes est reprise ici.

II.1. Présentation de la démarche

Dans la littérature, plusieurs estimations de la mortalité par pêche ou de taux d'exploitation pour les pêcheries civellières sont disponibles (Dekker 2000 ; Briand *et al.* 2003 ; Beaulaton et Briand 2007 ; Adam *et al.* 2008 ; Bru *et al.* 2009 ; Bertrand, 2009 ; Briand *et al.*, 2012). Toutefois ces informations n'ont pas pu être utilisées pour ce travail dans la mesure où elles reposent sur des méthodologies différentes, qu'elles concernent des pêcheries très localisées, et non à l'échelle du territoire métropolitain, et qu'elles nécessitent des suivis de terrain très fins non disponibles sur la période d'étude et à l'échelle spatiale considérées.

Plusieurs étapes sont nécessaires avant l'évaluation du TAC :

- il convient d'établir les évolutions passées de l'indice de « recrutement » (arrivée de civelles) pour estimer les recrutements à venir avec leur gamme d'incertitude et pouvoir ainsi calculer les indices du taux d'exploitation (rapport entre les captures et le recrutement) lequel étant défini comme le rapport entre les captures et le recrutement d'une saison donnée ;
- il convient d'établir le niveau des captures pour pouvoir calculer d'une part le taux moyen d'exploitation durant la période de référence (2003-2004 à 2007-2008), et d'autre part estimer la variabilité du taux d'exploitation. Cette dernière estimation servira à prendre en compte les fluctuations des conditions environnementales et économiques de la pêche ;
- à partir de ces éléments, il est possible d'estimer un TAC national pour la saison à venir.

II.2. Recrutement

II.2.1. Données de recrutement

Pour prendre en compte l'évolution du recrutement dans les calculs, le comité scientifique s'est basé sur les séries du Working Group on Eel (WGEEL - ICES, 2016). Le WGEEL compile dans ses rapports annuels 33 séries de recrutement issues de 11 pays européens (y compris les séries françaises). Deux séries de recrutement en civelles ont été établies : "North Sea" et "Elsewhere" (c'est-à-dire autre que la mer du Nord), correspondant à deux zones ayant apparemment des tendances différentes. La série "Elsewhere" est retenue ici puisqu'elle correspond à la zone à laquelle appartient la France (Tableau 1). A noter que la valeur pour la

dernière saison 2016-2017 est provisoire puisque toutes les séries européennes n'ont pas encore été actualisées, et que celle pour l'année 2017-2018 n'est à ce jour pas disponible. Toutefois, l'analyse statistique employée permet de compenser au moins partiellement ces données incomplètes.

Il est à noter que la méthode employée par le WGEEL (basée sur des modèles linéaires généralisés) conduit à réajuster chaque année toutes les valeurs de la série ce qui explique les différences sur l'indice de recrutement que l'on peut observer d'un rapport à l'autre.

Tableau 1 : Indice de recrutement utilisé (série Elsewhere, WGEEL 2017, base 100 pour la saison 1979-1980). Une année n correspondant à la saison de recrutement $n-1 - n$.

	1980	1990	2000	2010
0	100.0	32.1	16.8	4.2
1	73.4	15.2	7.2	3.3
2	82.5	20.3	11.3	4.4
3	42.8	23.2	11.5	6.8
4	47.4	23.4	6.1	11.7
5	45.6	29.2	7.0	6.5
6	30.1	22.1	5.0	8.0
7	55.4	37.0	5.7	6.8
8	64.1	14.5	5.0	
9	39,8	19.2	3.8	

Actuellement, le conseil scientifique dispose de premières informations qualitatives et parcellaires sur le niveau de recrutement de la saison 2017-2018. Les premiers éléments dont nous disposons, issus des pêcheurs professionnels, des inspecteurs de l'environnement et de nos propres suivis donnent des informations très contrastées en fonction des zones avec à la fois une saison qui a pu sembler plus précoce ou plus tardive, plus resserrée ou plus étendue, en général relativement équivalente à la saison précédente bien qu'elle puisse être définie selon les sites comme en légère augmentation ou diminution. Nous avons donc décidé de considérer le recrutement de la dernière saison comme équivalent à celui de la saison précédente (c'est-à-dire autour de 6,8). Pour prendre en compte une incertitude sur cette estimation très préliminaire, nous avons considéré que le recrutement 2017-2018 était compris entre 3,8 et 9,8 (soit $6,8 \pm 3$).

II.2.2. Modélisation du recrutement

Le modèle avec une tendance exponentielle décroissante et des perturbations auto-corrélées dans le temps tel que développé en 2012 pour prédire le recrutement a été repris. Rappelons que cette structure de perturbations permet de rendre compte qu'une année de recrutement se situant au-dessus de la tendance centrale de décroissance est plus souvent suivie par une autre année au-dessus de la tendance et vice-versa. Cette structure auto-corrélée est très classiquement utilisée en dynamique des populations, considérant que les perturbations aléatoires autour de la tendance centrale reflètent en grande partie l'effet de fluctuations environnementales (climat, conditions océanographiques...) qui sont très généralement auto-corrélées dans le temps. Formellement le modèle utilisé (modèle 1) s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned}
 IR_t &= IR_0 \cdot e^{a \cdot t + \epsilon_t} \\
 \epsilon_t &= \rho \cdot \epsilon_{t-1} + \eta_t \\
 \eta_t &\sim \text{Norm}(0, \sigma)
 \end{aligned}$$

où t désigne l'indice de l'année, IR est l'indice de recrutement, IR_0 est un paramètre d'initialisation de la série d'indice de recrutement, a est le coefficient de croissance/décroissance exponentielle, ϵ est la perturbation aléatoire annuelle auto-corrélée et ρ son coefficient d'auto-corrélation, η est le bruit aléatoire résiduel normalement, indépendamment et identiquement distribué (idd) au cours du temps de moyenne nulle et

d'écart-type σ .

Ce modèle a été ajusté dans un cadre inférentiel statistique Bayésien sur la série de recrutement européen fournie par le groupe de travail CECPAI/GFCM/CIEM sur la période 1980-2017 et sur notre expertise du niveau de recrutement pour 2017-2018. Les inférences bayésiennes ont été conduites par échantillonnage MCMC (Markov Chain Monte Carlo) tel que mis en œuvre avec le programme jags interfacé dans R par le package rjags. Les distributions *a priori* sont choisies peu informatives afin que seules les données de recrutement s'expriment.

L'auto-corrélation des perturbations au cours du temps est confirmée *a posteriori* par l'estimation d'un coefficient d'auto-corrélation qui est positif (une bonne année est plus souvent suivie d'une bonne année et vice et versa).

En 2014, le conseil scientifique a proposé un second modèle pour répondre au changement de tendance de recrutement (augmentation importante du recrutement les années précédentes). Ce second modèle (modèle 2) comprend deux tendances d'évolution du recrutement et une seule structure de perturbations. Le changement de régime a été fixé en 2012, considérant que l'effet des mesures de gestion initiées par les plans de gestion ne pouvait pas se faire sentir avant 2012. Formellement, le modèle 2 s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned}
 &t = 1980 \dots 2020 \\
 &IR_t = IR_0 \cdot e^{a_1 \cdot t + \epsilon_t} \\
 &t \geq 2012 \\
 &IR_t = IR_{2011} \cdot e^{a_2 \cdot (t - 2011) + \epsilon_t} \\
 &\epsilon_t = \rho \cdot \epsilon_{t-1} + \eta_t \\
 &\quad \text{iid} \\
 &\eta_t \sim \text{Norm}(0, \sigma)
 \end{aligned}$$

où IR_{2011} désigne le recrutement à partir de 2011 calculé avec la première équation ($t = 1980 \dots 2011$; $IR_t = IR_0 \cdot e^{a_1 \cdot t + \epsilon_t}$). Nous appellerons cette approche « modèle à deux tendances ».

Les figures 3 et 4 illustrent les résultats de ces 2 modèles pour les 3 saisons suivant la dernière observation (2017-2018). Le modèle à une tendance prévoit logiquement, étant donné la tendance générale, un recrutement en baisse pour la saison 2018-2019, alors que le modèle à 2 tendances prévoit au contraire une augmentation. A noter que la deuxième pente calculée est significativement différente de la pente avant 2012, elle n'est néanmoins pas nécessairement positive (l'intervalle de crédibilité inclut zéro).

Le Tableau 2 donne les quantiles des recrutements prédits pour les saisons 2018-2019 et 2019-2020.

Tableau 2 : Récapitulatif des prédictions du recrutement pour les saisons 2018-2019 et 2019-2020

saison	Modèle	Quantile du recrutement prédit				
		2.5 %	25 %	50 %	75 %	97.5 %
2017-2018	« 1 tendance »	2,0	3,6	4,8	6,4	11,8
	« 2 tendances »	3,6	6,8	9,1	12,2	21,2
2018-2019	« 1 tendance »	1,5	2,9	4,1	5,9	12,6
	« 2 tendances »	3,5	7,5	10,6	15,0	28,9

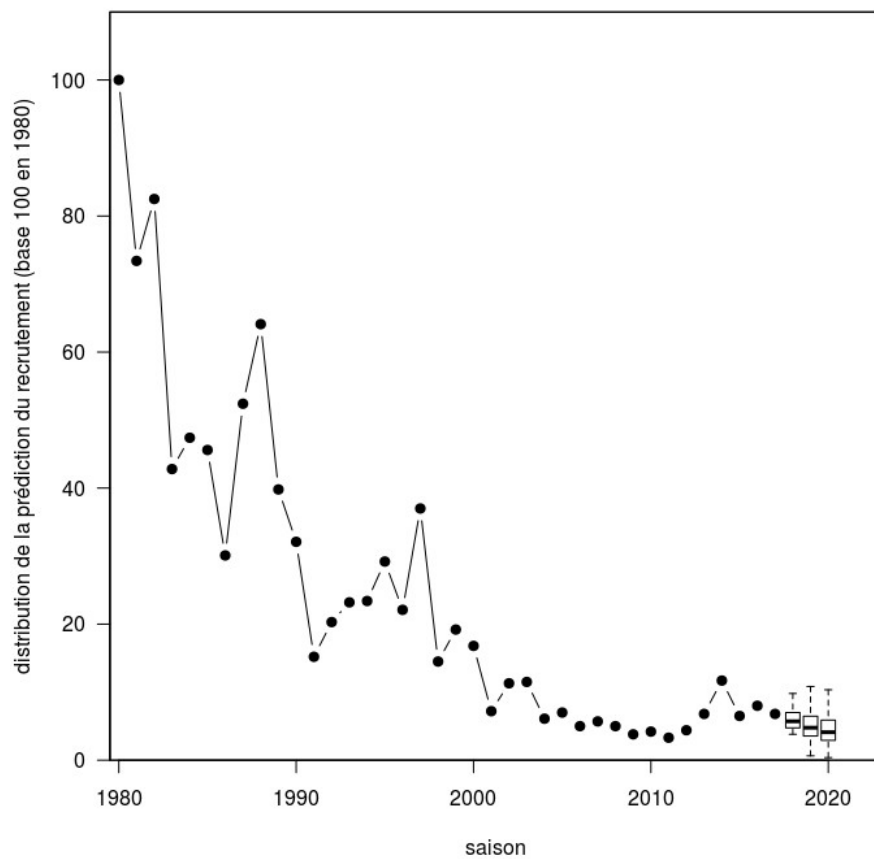


Figure 3 : Évolution du recrutement jusqu'à la saison 2016-2017 (incluse) et distributions des prédictions du recrutement pour les trois saisons suivantes pour le modèle à une tendance exponentielle décroissante, en incluant les tendances rapportées pour 2017-2018. Les boxplots présentent la médiane, les 1er et 3ème quartiles. Les moustaches correspondent à 1,5 fois l'interquartile.

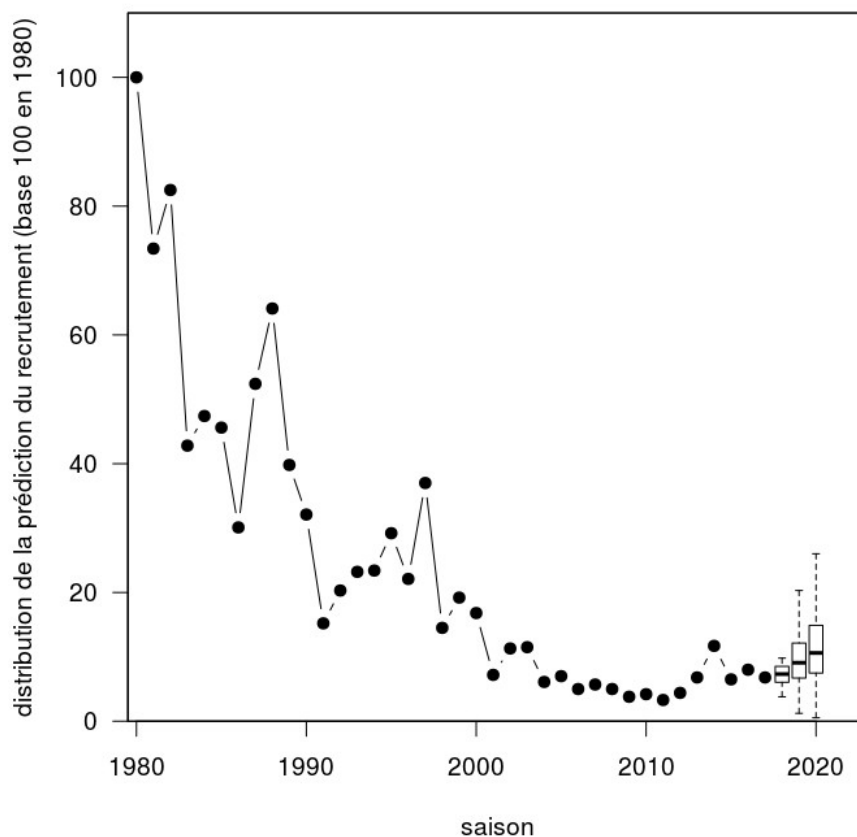


Figure 4 : Évolution du recrutement jusqu'à la saison 2016-2017 (incluse) et distributions des prédictions du recrutement pour les trois saisons suivantes pour le modèle à deux tendances, en incluant les tendances rapportées pour 2017-2018. Les boxplots présentent la médiane, les 1er et 3ème quartiles. Les moustaches correspondent à 1,5 fois l'interquartile.

Les capacités des deux modèles à prédire le recrutement de la saison 2016-2017 ont été évaluées en comparant la valeur de ce recrutement avec la distribution de probabilité de la prédiction obtenue via le modèle ajusté sur la série d'indices de recrutement de 1980-2016.

Pour le modèle à une seule tendance, l'observation de recrutement 2016-2017 est supérieure à la médiane (quantile 63%) dans la partie médiane de la distribution prédite. Le modèle avec une seule tendance exponentielle décroissante est compatible avec les informations préliminaires de la saison 2017-2018 (notre estimation basse de 3,8 correspond au quantile 32% et notre estimation haute de 9,8 au quantile 90%).

Concernant le modèle à 2 tendances, l'observation de recrutement 2016-2017 est dans la partie basse de la distribution prédite (quantile 14%). Il semble optimiste par rapport aux informations préliminaires pour la saison 2017-2018 (notre estimation basse de 3,8 correspond au quantile 1% et notre estimation haute de 9,8 au quantile 29%).

D'un point de vue statistique, la valeur observée pour les saisons 2016-2017 tombe dans les intervalles de confiance à 95 % des deux modèles et les valeurs anticipées pour 2017-2018 tombent dans l'intervalle de crédibilité à 95 % pour le modèle 1, mais la valeur basse pour 2017-2018 sort de l'intervalle de confiance du modèle 2. Le critère d'ajustement pénalisé par la complexité du modèle (nombre de paramètres), DIC, est en faveur du modèle 2 (234 contre 245).

D'un point de vue pratique, le modèle à une seule tendance décroissante prédit donc bien les recrutements des saisons 2016-2017 et 2017-2018, alors que le modèle à 2 tendances les sur-estime.

Compte tenu des résultats présentés, le conseil scientifique a estimé qu'avec les données disponibles il est encore difficile de faire un choix pour désigner un des deux modèles comme le plus

vraisemblable. Le premier modèle est plus conservateur en termes d'avis pour la gestion en produisant des prédictions de recrutement plus faibles. Le second donne une vision plus optimiste du recrutement futur et semble légèrement meilleur au plan statistique. Les deux modèles seront encore utilisés dans la suite du travail.

II.3. Taux d'exploitation

II.3.1. Données de captures

Jusqu'à 2012, les données de captures prises en compte pour les avis, étaient les chiffres considérés comme officiels des déclarations à l'Onema et à l'Ifremer et celles transmises par le Ministère de l'agriculture, de l'agroalimentaire et de la Forêt (MAAF) au groupe. Ils peuvent être substantiellement différents des estimations faites par les scientifiques, notamment dans le cadre du groupe de travail de la CECPAI, de la GFCM et du CIEM sur l'anguille (WGEEL ; Beaulaton *et al.* 2012). Conformément à la demande et comme depuis 2013, ce sont les estimations scientifiques qui sont utilisées pour les données antérieures à 2008-2009.

En raison du décalage de la période principale de migration en fonction de la latitude, la saison de pêche à la civelle couvre deux années civiles dans le Golfe de Gascogne (généralement de novembre à mars dans les estuaires du sud) et une seule pour la Manche et mer du Nord (de janvier à avril pour les plus nordiques).

Les données de captures des marins-pêcheurs dans ce document pour les saisons 2009-2010 à 2017-2018 ont été fournies par la DPMA. Nous n'avons pas d'informations complètes pour la saison 2008-2009 qui ne sera donc pas représentée.

Les données de captures des pêcheurs fluviaux dans ce document proviennent du Suivi National de la Pêche aux Engins (SNPE) de l'AFB pour les saisons 2009-2010 à 2017-2018.

Ces données sont sommées et présentées dans le Tableau 3 et la Figure 5.

Tableau 3 : Chiffres de capture (en t) utilisés par saison de pêche. (voir texte pour l'origine des données). L'année n correspond aux captures de la saison "année n-1/année n"

	1980	1990	2000	2010
0	1491	325	206	40,8
1	890	179	101	34,8
2	866	183	202	34,3
3	791	329	151	33,6
4	528	329	89	34,8
5	444	413	89	36,1
6	423	262	67	46,4
7	461	287	77	46,1
8	504	195	71	56,0
9	410	242	-	

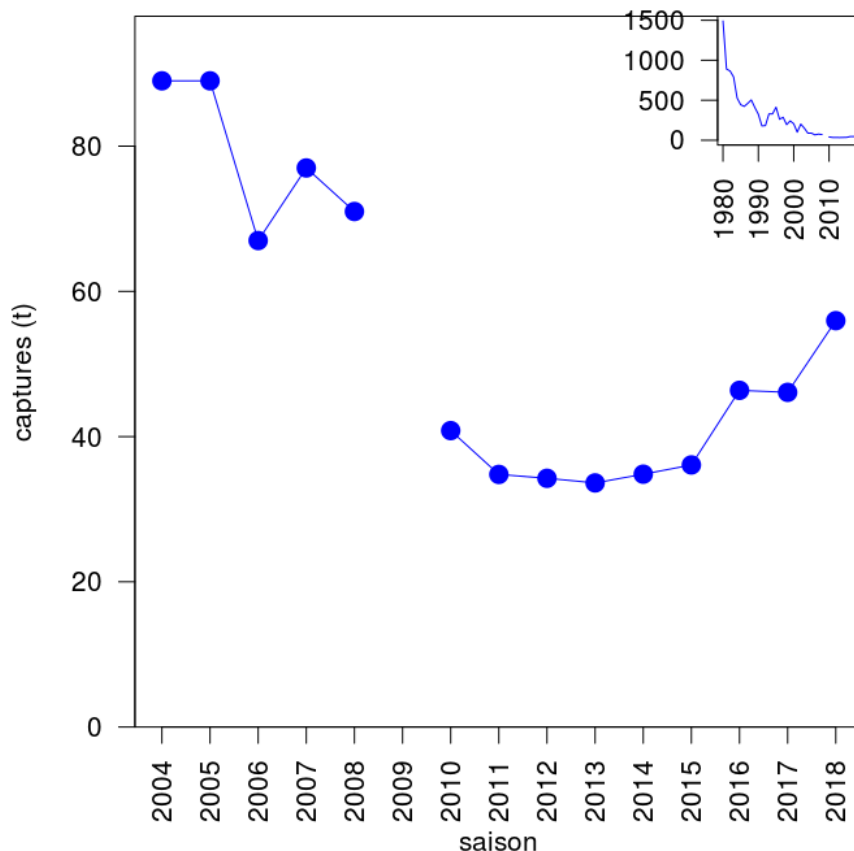


Figure 5 : Captures de 1980 à 2018 (encart en haut à droite), et focus sur le niveau des captures entre 2004 et 2018.

II.3.2. Calcul du taux d'exploitation de la saison 2016-2017

Rappelons que le taux d'exploitation est le rapport annuel entre les captures (Tableau 3) et les arrivées de civelles (Tableau 1). Si les captures sont connues en valeur absolue (en tonnes), on ne dispose pour le recrutement que d'indices d'abondance (pas d'unité) dont la valeur d'absolue n'a de sens que relativement par rapport à une période de référence. Toutefois, le modèle GEREM récemment développé (Drouineau et al. 2016) a permis de déterminer un taux d'exploitation absolu de l'ordre de 20 % sur la période 1980-2011 à l'échelle du territoire français.

Seuls des indices relatifs du taux d'exploitation (et non des estimations absolues) ont été calculés (Figure 6). Le taux d'exploitation moyen sur la période de référence (2003-2004 à 2007-2008) est défini comme la base 100. On ne peut calculer cet indice pour la saison 2017-2018 car la donnée indice de recrutement n'est pas encore connue précisément.

Après une diminution enregistrée depuis la mise en place des quotas en 2009-2010, le taux d'exploitation (courbe en noir) pour la saison 2016-2017 dépasse la cible de gestion pour la deuxième saison (triangles rouges, Figure 6).

La Figure 6 donne également la transcription en taux d'exploitation de la valeur des quotas arrêtés par le ministère si ceux-ci avaient été entièrement consommés (carrés verts) : on voit que sur les trois dernières années, les quotas adoptés auraient conduits à un dépassement de la cible de gestion s'ils avaient été consommés. Plus précisément pour la saison 2016-2017, le recrutement observé s'est avéré plus bas que celui de l'année précédente. La valeur du quota retenu par le ministère pour la saison 2016-2017, (qui correspondait à une probabilité d'atteinte de l'objectif proche de 50% si on retenait une évolution à deux tendances et en tenant compte de la diminution du nombre de pêcheurs), ouvrait la possibilité d'un niveau d'exploitation au-dessus de la cible de gestion. Mais dans les faits, le quota n'a été utilisé que partiellement (86%). Le taux d'exploitation de la saison 2016-2017 est égal à 50 % du taux d'exploitation de la période de référence et se positionne *in fine* au-dessus de la cible de gestion.

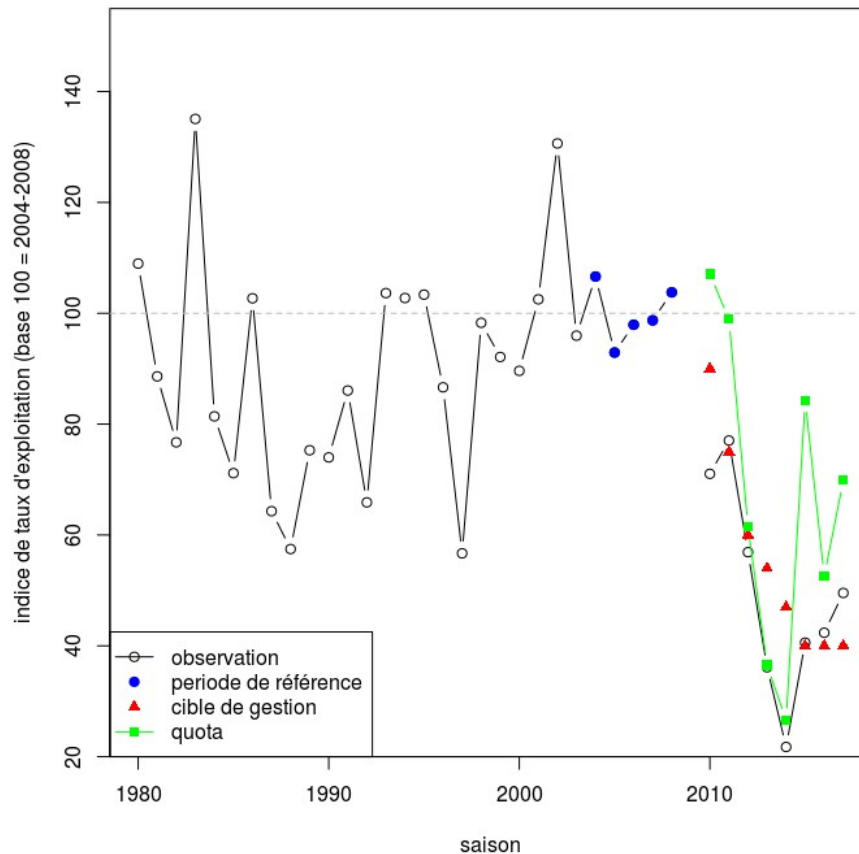


Figure 6 : Évolution de l'indice du taux d'exploitation entre 1980 et 2017 (en base 100 sur la période entre les saisons 2003-2004 et 2007-2008 ; en bleu les valeurs de la période de référence), cibles de gestion (en rouge) et quotas (en vert) retranscrits en taux d'exploitation (voir texte).

II.3.3. Modélisation des taux d'exploitation

L'indice de taux d'exploitation montre des fluctuations au cours du temps. Les causes de ces fluctuations relèvent à la fois de variations de l'effort de pêche effectif, mais également de l'environnement socio-économique (e.g. conditions de marché) ou naturel (e.g. hydro-climat). Le conseil scientifique ne dispose actuellement pas de données permettant de les interpréter. On considère donc que ces fluctuations sont aléatoires (i.e. de cause inconnue) et distribuées selon une loi log-normale (regroupées autour de la moyenne pour les valeurs qui lui sont inférieures et pouvant avoir des valeurs au dessus de la moyenne parfois éloignées de cette dernière). On considère en outre que cette loi log-normale a une moyenne et une variabilité stables entre 1980 et 2008, c'est-à-dire avant la mise en œuvre du plan de gestion anguille. Cette distribution a été ajustée sur les taux d'exploitation calculés de 1980 à 2008. Cet ajustement permet ensuite de faire des prédictions de taux d'exploitation pour une année donnée indépendamment de la fixation de quota. Ces prédictions reflètent les fluctuations non expliquées du taux d'exploitation, mais prennent également en compte l'incertitude sur la valeur estimée du niveau moyen et sur la variabilité des fluctuations. Ces prédictions sont utilisées par la suite pour tenir compte du fait que les objectifs de réduction de mortalité par pêche du plan de gestion anguille peuvent éventuellement être atteints indépendamment de toute fixation de quotas. Cet aspect est ensuite formellement incorporé dans l'analyse de risque qui sert à déterminer la valeur du quota en fonction de la probabilité (25%, 50%, 75%) d'atteindre les objectifs de réduction de mortalité du plan de gestion.

II.4. Estimation du TAC national

La lettre de commande demande des quotas associés à des probabilités d'atteindre l'objectif de 25%, 50% et 75%.

A l'instar des travaux du comité scientifique depuis 2012, nous avons considéré comme sources de risque de ne pas atteindre l'objectif, l'incertitude associée à la prévision de l'indice de recrutement dans les années à

venir et la variabilité du taux d'exploitation liée aux fluctuations des conditions d'exercice de la pêche (contraintes environnementales et économiques).

Pour ce faire, pour un niveau de quota fixé *a priori*, nous avons tirés aléatoirement :

- a) 66 000 valeurs de l'indice de recrutement simulé à partir des 2 modèles établis (cf.p.3) et pour la saison considérée (2017-2018).
- b) 66 000 valeurs de l'indice du taux d'exploitation (à partir de la distribution log-normale établie au paragraphe II.3.3)

Le produit des indices de recrutement par les indices du taux d'exploitation permet de générer un jeu de données des captures potentielles possibles compte tenu de la variabilité du recrutement et des conditions d'exercice de la pêche. Lorsque les captures potentielles sont supérieures à la valeur du quota considéré, elles sont remplacées par la valeur du quota pour simuler une stricte application d'une gestion sous quota. Ces captures corrigées sont ensuite divisées par les indices de recrutement pour obtenir 30 000 indices de taux d'exploitation effectif sous régime de quota. Ceux-ci sont comparés à l'indice du taux d'exploitation que l'on veut atteindre (réduction de 60 % de l'indice de référence de 100, fixée pour la saison 2017-2018) pour obtenir une estimation de la probabilité d'atteindre l'objectif fixé.

Le Tableau 4 présente la quantité de civelles susceptible d'être prélevée pour atteindre les objectifs de gestion en 2017-2018 avec une probabilité de 25 %, 50 % et 75 % pour les modèles 1 et 2 de recrutement (1 et 2 tendances respectivement). Sont donnés d'une part le résultat sans tenir compte de la diminution du nombre de pêcheurs (1^{er} nombre) et d'autre part le résultat en considérant que la diminution du nombre de pêcheurs (-55% en 2017-2018 par rapport à la moyenne 2006-2008) engendre une diminution équivalente du taux d'exploitation (2nd nombre). La réalité se situe sans doute entre ces deux hypothèses extrêmes puisqu'en général, les plans de sortie de flotte concernent en premier les pêcheurs les plus fragilisés et qui ont les captures les plus faibles.

Exemple de lecture du Tableau 4 pour l'établissement du TAC national :

Si l'on souhaite atteindre avec une probabilité de 50 % l'objectif de gestion pour la saison 2018-2019 (réduction de la mortalité de 60%), nos estimations situent le TAC national entre 26,1 et pas de quota (la diminution du nombre de pêcheur suffit) en fonction de l'hypothèse choisie de réduction du taux d'exploitation par la diminution du nombre de pêcheurs et du modèle de recrutement (Tableau 4).

Tableau 4 : Valeurs des TAC (en t) pour des niveaux de probabilité d'atteinte de l'objectif de 25, 50 % et 75 % pour la saison 2018-2019 pour les modèles avec 1 tendance (modèle 1) et avec 2 tendances du recrutement (modèle 2). La première valeur ne tient pas compte de la diminution du nombre de pêcheurs, la seconde considère que cette diminution (55 % en 2017-2018 par rapport à la moyenne 2006-2008) engendre une diminution équivalente du taux d'exploitation. "/" : signifie que la diminution du nombre de pêcheurs suffit seule à atteindre l'objectif à la probabilité correspondante.

Saison	Objectif de réduction	Modèle	Probabilité d'atteinte de l'objectif		
			25 %	50 %	75 %
2018-2019	60 %	1 tendance	35,3 t - /	26,1 t - /	19,5 t – 26,2 t
		2 tendances	66,9 t - /	50,0 t - /	37,0 t – 50,3 t

Du fait de la proximité entre la valeur de l'objectif de gestion (-60 % de mortalités) et la valeur de la diminution du nombre de pêcheur (-55%), les TAC obtenus sont très différents selon que l'on considère ou non la réduction effective du taux d'exploitation par la diminution du nombre de pêcheurs. Désormais, dans le cas où la probabilité d'atteindre l'objectif reste peu exigeante (25 %) et moyenne (50%), la réduction du nombre de pêcheurs (si elle se traduit directement en réduction de taux d'exploitation) suffit à atteindre l'objectif.

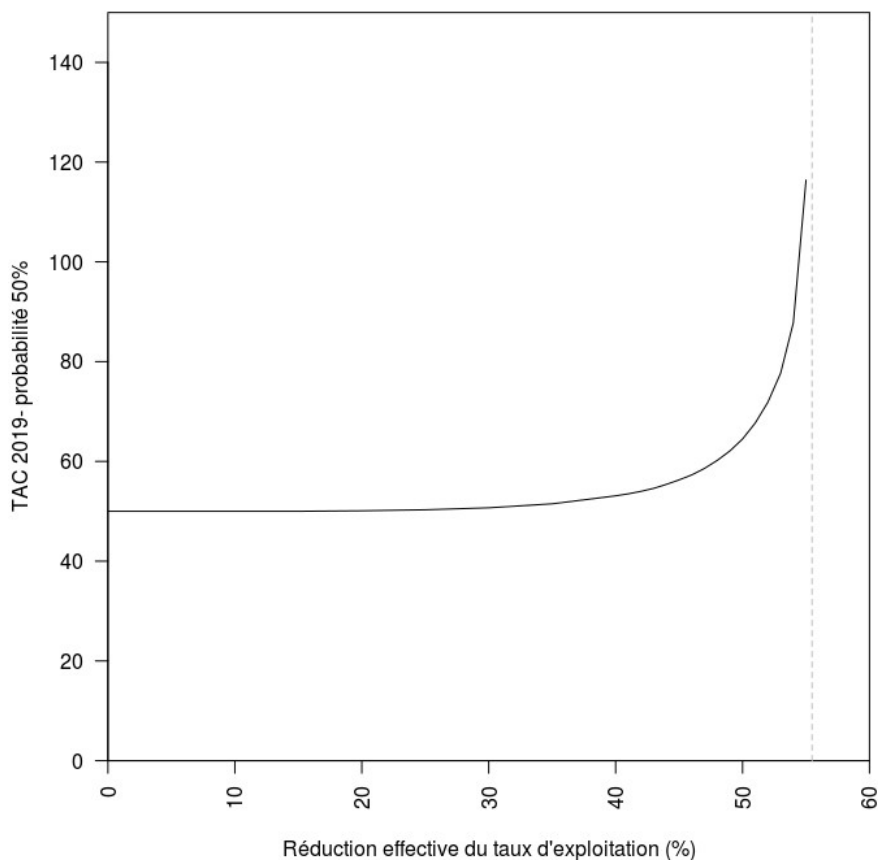


Figure 7 : TAC 2018-2019 estimé en fonction de la réduction effective du taux d'exploitation obtenu avec la diminution du nombre de pêcheur (ou tout autre mesure) pour le modèle avec changement de régime et une probabilité de 50% d'atteindre la cible de gestion. La ligne verticale en pointillé représente la diminution actuelle du nombre de pêcheur.

La Figure 7 illustre ce phénomène pour la saison 2018-2019. On constate que, tant que la réduction effective du taux d'exploitation obtenue par la diminution du nombre de pêcheurs (ou tout autre mesure) se situe entre 0 et 40%, le TAC estimé est relativement stable (50,0 t pour 0 %, 53,1 t pour -40 %) et la gestion par quotas limite effectivement l'exploitation. A contrario, dès que la réduction effective est supérieure à 55 %, elle seule suffit à atteindre l'objectif de gestion, rendant superfétatoire une gestion par quotas. Si la réduction effective est entre 40 et 55 %, le TAC estimé augmente rapidement faisant passer de la première situation où le TAC limite l'exploitation au taux de mortalité souhaité, à la seconde où le TAC n'apporte rien de plus à la gestion.

III. Éléments de discussion

III.1. Évaluation a posteriori de la qualité des modèles de recrutement

Depuis 2014, nous utilisons exactement la même procédure pour évaluer le recrutement : nous utilisons les données du WGEEL jusqu'à l'année n-1, donnons une expertise sur le niveau de recrutement venant de s'écouler (année n) et faisons une prédiction de recrutement pour l'année n+1 à l'aide de deux modèles (à 1 ou 2 tendances). Dans ce paragraphe, nous reprenons les avis de 2014 à 2017 et examinons la justesse de l'expertise donnée et la qualité des prédictions des 2 modèles au regard des données telles qu'elles sont actuellement. La base 100 variant d'une année à l'autre avec la mise à jour de la série du WGEEL, les valeurs que nous donnons dans ce paragraphe sont données sur la base 100 du WGEEL 2017, après redressement de la donnée des avis antérieurs si nécessaire.

Alors que les valeurs de 2014 à 2017 sont respectivement de 11,7, 6,5, 8 et 6,8 (ICES, 2017), nous avons expertisé des valeurs médianes respectivement de 10,5, 6,8, 9,2 et 7,8 (avis de 2014 à 2017, après correction

de la base 100), soit la valeur « réelle » à + ou – 15 %.

Concernant les modèles, nous avons refait tourner les modèles dans les mêmes conditions que les avis donnés précédemment pour les années 2015 à 2017 (Figure 8). La valeur médiane du modèle 1 représente respectivement 108 %, 70 % et 93 % des valeurs de recrutement « réelle » de 2015 à 2017, alors que, pour le modèle 2, c'est respectivement : 204 %, 183 % et 169 %. Le modèle à 1 tendance donne donc, pour ces 3 années, des valeurs de recrutement relativement proche des valeurs finalement observées, parfois au-dessus, parfois en-dessous. *A contrario*, le modèle 2 a surestimé à chaque fois, pour ces 3 années, la valeur réelle d'au moins de 69 %.

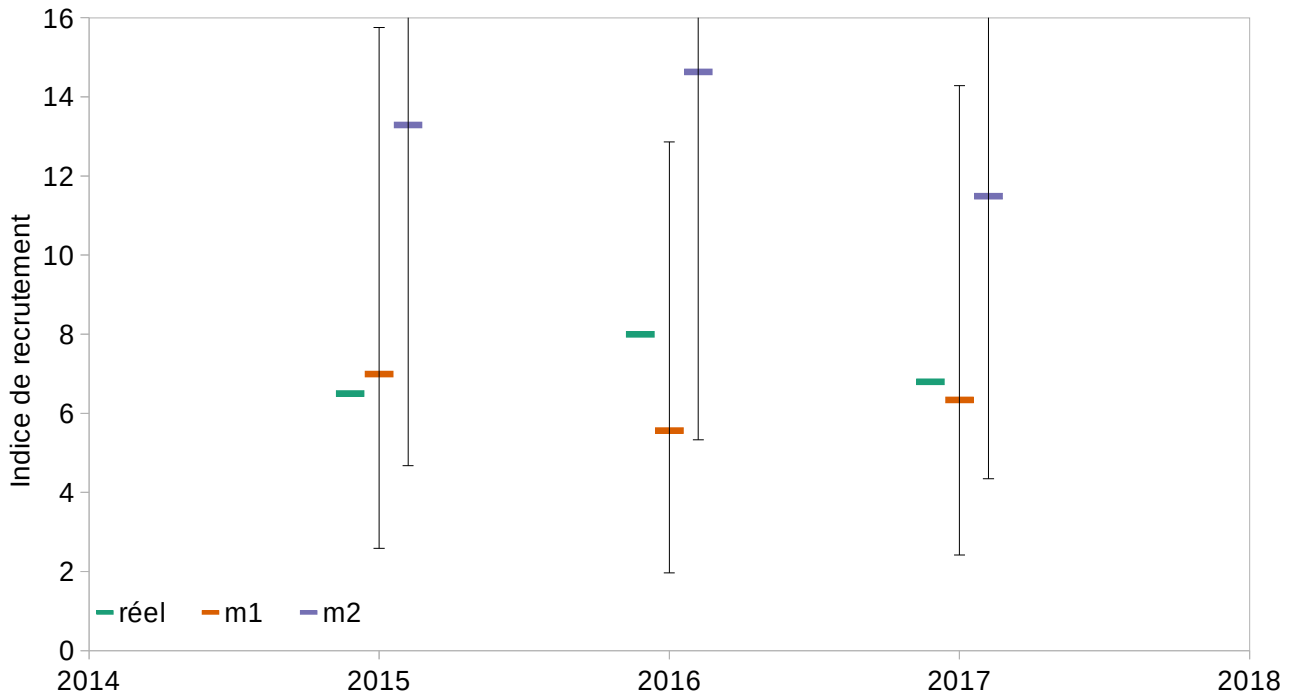


Figure 8 : comparaison entre les résultats des modèles à 1 (m1) et 2 (m2) tendances et la valeur connue aujourd'hui (ICES, 2017)

Cet exercice montre que :

- notre expertise, sur la base des informations disponibles, de la saison en cours est relativement juste ;
- le modèle 2 a été, sur ces 3 années, trop optimiste alors que le modèle 1 c'est situé autour de la valeur de recrutement finalement observé.

Les mécanismes des variations du recrutement restant largement inconnus, la qualité des résultats obtenus sur les 3 dernières années ne peut être qu'une indication. Il incite néanmoins à prendre « l'optimisme » du modèle 2 avec la plus grande précaution.

III.2. Quota repeuplement et quota consommation

La saisine actuelle ne demande pas de tenir compte de la destination, consommation ou repeuplement, des civelles pêchées, elle permet simplement d'estimer « la quantité de civelles susceptible d'être prélevée dans le milieu naturel ». Le comité scientifique s'est donc limité à une estimation de l'impact de la pêche au travers du taux d'exploitation, sans distinction de la destination.

Il est évident que l'effet du repeuplement doit faire l'objet d'une évaluation précise à l'échelle des plans de gestion (voir par exemple : Rigaud *et al.* 2015), qui aille au-delà d'une survie « dogmatique » de 0 ou 100 % des civelles transférées. Il serait indispensable de dissocier dans ce calcul les cas de repeuplements intra-UGA et inter-UGA et d'éviter le double comptage d'éventuels effets bénéfiques entre UGA donneur et UGA récepteur.

La répartition du quota national entre repeuplement et consommation est à l'arbitrage des instances de gestion. Celles-ci ont régulièrement utilisé cette capacité d'arbitrage pour réaliser des transferts entre quotas

de repeuplement et quotas de consommation.

III.3. Conséquence du choix des modèles de recrutement

Comme explicité au paragraphe II.2.2, les deux modèles produisent des estimations de recrutement, compatibles avec les observations disponibles mais fournissent des prédictions avec de larges intervalles de confiance.

Ils conduisent cependant à des résultats très différents quant à la définition des TAC, allant du simple pour le modèle à une seule tendance (modèle 1) à un peu moins du double pour le modèle à deux tendances (modèle 2).

Pour le modèle 2, le changement de régime a été fixé en 2012, considérant un possible effet des mesures de gestion initiées par les plans de gestion à l'échelle Européenne et en tenant compte des durées de migration trans-Atlantique. Pour autant, la reprise ou une tendance à la baisse beaucoup moins importante (possibilité désormais envisageable avec les données les plus récentes) telle qu'elle est estimée par le modèle 2 peut apparaître trop optimiste. Il reste que ce changement de régime pourrait aussi être induit par des modifications environnementales (temporaires ou à long terme). Nous ne disposons pas actuellement d'élément pour relativiser la part effective des effets des plans de gestion par rapport à ceux liés à l'environnement.

Si la tendance à la baisse se poursuit malgré la relative embellie des dernières années (hypothèse du modèle 1), le TAC issu du modèle 2 serait alors surdimensionné et peu précautionneux pour le respect des objectifs de gestion, et *in fine* pour le stock. Au contraire, si la reprise à la hausse du recrutement se trouve être la bonne hypothèse (hypothèse du modèle 2), l'application d'un TAC issu du modèle 1 serait préjudiciable pour la pêche.

Le CS attire également l'attention sur le fait que les niveaux de risque associés à chacun des deux modèles, sont estimés en supposant à chaque fois que le modèle considéré est correct. Un modèle trop optimiste conduit donc à recommandation qui sous-estime le risque associé, et inversement, un modèle trop pessimiste conduit à des recommandations surestimant le risque associé.

Dans l'état actuel des connaissances et du manque de recul sur les données depuis le début de l'application du plan de gestion, l'option pour définir une cible qui limite le risque pour la population, tout en préservant l'exploitation reste difficile à établir.

III.4. Atteinte de l'objectif de gestion

Le comité scientifique confirme que l'objectif de gestion a été atteint voire dépassé depuis la mise en place des quotas jusqu'en 2014-2015 (malgré des quotas décidés supérieurs à nos évaluations), d'une part grâce à des recrutements systématiquement situés dans les valeurs hautes des prédictions à partir de 2010 et d'autre part grâce à la consommation incomplète des quotas en 2010, 2011 et 2012. À partir 2014-2015, les quotas décidés ont été deux fois supérieurs à ceux des années précédents (60-75t contre 30-40t). Il s'est avéré que le recrutement réel, qui avait jusqu'en 2013-2014 connu une augmentation, a été inférieur presque de moitié la saison 2014-2015 et n'a pas connu d'augmentation forte depuis. Les captures réelles ont été bien inférieures au quota, mais conduisent tout de même à un taux d'exploitation supérieur à la cible de gestion (Figure 6).

NB : N'ayant pas encore les données précises de recrutement pour la saison 2017-2018, nous ne pouvons pas encore commenter cette saison.

III.5. Diminution du nombre de pêcheurs et contraintes d'exercice de la pêche

Le comité scientifique a tenté d'intégrer les contraintes d'exercice de la pêche en considérant une distribution des taux d'exploitation.

Le comité scientifique attire l'attention sur le fait que la gestion par l'effort nominal (réduction du nombre de licences) tel que proposée par le comité socio-économique ne garantit pas systématiquement l'atteinte d'un objectif en taux exploitation (soit à cause d'une diminution plus rapide du recrutement que de l'effort, soit parce que la réduction du nombre de pêcheurs n'implique pas une réduction du taux d'exploitation au même niveau).

Pour autant, il est clair que la diminution de l'effort impacte la probabilité d'atteinte de l'objectif. Dans cet esprit, le comité scientifique a considéré deux extrêmes : soit la réduction du nombre de pêcheurs ne modifie pas le taux d'exploitation de la pêcherie (distribution historique des taux d'exploitation) soit la réduction du nombre de pêcheurs se répercute intégralement dans le taux d'exploitation (distribution des taux d'exploitation réduit de 55 %). Le présent travail (II.4) montre que la définition du quota pouvait être sensible à la valeur réelle de la réduction du taux d'exploitation.

La comparaison des captures historiques des pêcheurs ayant quitté la pêcherie depuis la mise en place du plan de gestion et de celles des pêcheurs continuant leur activité pourrait permettre d'évaluer l'impact de la diminution du nombre de pêcheurs sur le taux d'exploitation. Toutefois le taux d'exploitation est également impacté, à la hausse ou à la baisse, par d'autres mesures de gestion (suppression des relèves par exemple) ou des changements dans le marché de la civelle (diminution des prix par exemple).

La saison 2015-2016 a illustré en partie ceci. En effet les quotas élevés n'ont que peu contraint la pêcherie (fermeture du quota consommation, quand elle a eu lieu, en général en fin de saison légale). Malgré cette absence (relative) de contrainte liée aux quotas, le taux d'exploitation est resté bien inférieur aux années de référence et très proche de la cible de gestion (Figure 6). Nous ne pouvons cependant pas déterminer quel(s) facteur(s) (diminution du nombre de pêcheurs, marché contraint, ...) a contribué le plus à cette diminution du taux d'exploitation peu contrainte par les quotas.

III.6. Influence des données provisoires

Le travail s'effectue avec les meilleures données disponibles pour les captures et pour le recrutement. Cela implique de travailler avec des données parfois provisoires, en particulier pour les dernières années. Dans tous les cas la procédure d'établissement de la série de recrutement du WGEEL prévoit chaque année le calcul de l'ensemble de la série de recrutement, ce qui entraîne chaque année des variations dans l'ensemble de la série de recrutement. Si ces variations sont souvent modestes (décimale), en particulier pour les années les plus anciennes, elles peuvent être plus importantes (unité) pour les toutes dernières années compte tenu de la mise à jour des données provisoires, voire manquantes dans le rapport précédent. Quant à la saison qui vient juste de passer, nous utilisons les informations qualitatives et parcellaires en provenance du terrain sous la forme d'un intervalle de valeurs.

Le poids des années récentes étant important dans les deux modèles, tout changement dans les indices de recrutement des années récentes (y compris la dernière saison) peut entraîner des variations relativement importantes dans les prédictions des recrutements futurs (de une à plusieurs unités) et par conséquent des variations importantes (plusieurs tonnes) dans l'estimation des quotas. Les variations des indices de recrutement passés entraînent également la révision du taux d'exploitation passé.

Enfin, il n'est pas prévu dans le processus actuel une procédure formelle pour inclure, en particulier pour la saison venant juste de s'écouler, le savoir issu de la profession. On pourrait imaginer que la lettre de commande au CS du ministère s'accompagne en amont d'une consultation des professionnels sur le niveau de recrutement de la saison passée. À défaut, nous avons eu des contacts avec les organisations des pêcheurs professionnels qui ont bien voulu nous faire part de leur impression zone par zone.

IV. Références bibliographiques

- ADAM G., FEUNTEUN E., PROUZET P. et RIGAUD C., 2008. L'anguille européenne. Indicateurs d'abondance et de colonisation, QUAE.
- BEAULATON L. et BRIAND C., 2007. Effect of management measures on glass eel escapement ICES Journal of Marine Science, 64, 7, 1402-1413.
- BEAULATON L., BRIAND C., CASTELNAUD G., DE CASAMAJOR M.N. et LAMBERT P. 2012. Report on the eel stock and fishery in France 2011/12. Annex to ICES 2012.
- BERTRAND, L. 2009. Etude de l'impact de la pêche à la civelle sur les estuaires de la Seudre et de la Charente dans le cadre du règlement européen R(CE) 1100/2007 sur l'anguille. Université de Pau et des Pays de l'Adour. 69 p.

- BRIAND C., FATIN D., FONTENELLE G. et FEUNTEUN E., 2003. Estuarine and fluvial recruitment of European glass eel in an Atlantic exploited estuary. *Fisheries Management and Ecology*, 10, 6, 377-384.
- BRIAND, C., BUARD, E., et POSTIC-PUVIF, A. 2012. Modélisation de la capture de civelles dans l'estuaire de la Seudre par l'utilisation du modèle GEMAC. Traitement des données des saisons 2008-2009 et 2009-2010. IAV, CREEA, EPTB Charente, 25p.
- BRU, N., PROUZET, P. et LEJEUNE, M., 2009. Daily and seasonal estimates of the recruitment and biomass of glass eels runs (*Anguilla anguilla*) and exploitation rates in the Adour open estuary (Southwestern France). *Aquatic Living Resources*. 22 (4): 509-523.
- DEKKER W., 2000. A Procrustean assessment of the European eel stock. *ICES Journal of Marine Science*, 57, 4, 938-947.
- DROUINEAU, H., BEAULATON, L., LAMBERT, P., et BRIAND, C. 2016. GEREM (Glass-Eel Recruitment Estimation Model): a model to estimate glass-eel recruitment at different spatial scales. *Fisheries Research*, 174: 68–80.
- ICES, 2015. Report of the joint EIFAAC/ICES/GFCM Working Group on Eels. Kavala, Greece. ICES CM 2017 / ACOM:15, 481p.
- Rigaud, C., Beaulaton, L., Briand, C., Charrier, F., Feunteun, E., Mazel, V., Pozet, F., et al. 2015. Le programme français de repeuplement en civelles. Bilan des trois premières années de transferts. Rapport d'expertise. GRISAM, 229p.