



HAL
open science

Analyse des structures en taille de l'anguille européenne en France : application du modèle ELSA aux données de BDMAP

Patrick Lambert

► **To cite this version:**

Patrick Lambert. Analyse des structures en taille de l'anguille européenne en France : application du modèle ELSA aux données de BDMAP. [Rapport de recherche] irstea. 2009, pp.30. hal-02592829

HAL Id: hal-02592829

<https://hal.inrae.fr/hal-02592829>

Submitted on 15 May 2020

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

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



Convention de partenariat 2008 ONEMA-Cemagref

Domaine : Espèces aquatiques continentales

Action : **Poissons migrateurs**

Analyse des structures en taille de l'anguille européenne en France - Application du modèle ELSA aux données de BDMAP

Janvier 2009

Patrick LAMBERT

Cemagref Bordeaux
Unité écosystèmes estuariens et poissons migrateurs amphihalins
50, avenue de Bordeaux
33612 Cestas Cedex

1. Introduction

La population d'anguille à l'échelle de son aire de répartition connaît depuis ces dernières années des niveaux historiquement bas. Cette situation alarmante a conduit l'Union Européenne à adopter en 2007 un règlement qui oblige les états membres à mettre en place des plans de gestion par bassin constituant un habitat naturel historique pour l'anguille. L'objectif de ces plans de gestion est d'atteindre un taux d'échappement de géniteurs équivalent à 40 % de la biomasse que ce bassin aurait produit sans pression anthropique sur cette espèce.

Compte tenu des originalités du cycle biologique de l'anguille et des niveaux actuels de pression anthropique par rapport à la décroissance observée du recrutement, l'atteinte de cet objectif, dans le meilleur des cas, prendra plusieurs décennies (Aström and Dekker 2007, Lambert 2008). Ce délai est incompatible avec l'horizon temporel des acteurs de la gestion plutôt de l'ordre de 5 ans. Il importe donc de mettre en place des indicateurs intermédiaires qui aident les gestionnaires à évaluer les efforts entrepris, et éventuellement à adapter les mesures déjà prises.

ELSA (Eel Length Structure Analysis) est une approche qui permet d'estimer un coefficient de mortalité totale à partir d'une simple structure en taille d'anguille jaune, moyennant quelques hypothèses sur les processus biologiques (Lambert et al. 2006). BDMAP est la base de données développée par l'ONEMA qui rassemble les données sur les milieux aquatiques et piscicoles, en particulier les résultats de pêche électrique depuis 1977. Plus de 178 000 anguilles ont ainsi été capturées lors de près de 7 500 opérations de pêche sur environ 3 500 stations.

L'objectif de ce travail est d'appliquer la méthodologie ELSA aux données de BDMAP concernant l'anguille. Ce sera alors l'occasion de faire évoluer le modèle en présentant la nouvelle version 2.1. Ce travail devrait permettre de dresser une carte des mortalités à l'échelle de la France qui pourra servir d'état initial avant la mise en place des mesures de gestion. Il permettra également d'approcher le taux de mortalité naturelle sur la base d'observations de terrain et de le comparer à la valeur habituellement utilisée basée sur des considérations concernant le cycle biologique de l'anguille (Dekker 2000).

2. Matériel et méthode

2.1. *Principe d'application du modèle ELSA*

Le principe du modèle ELSA est d'interpréter une structure en taille d'un échantillon d'anguilles en considérant la croissance, la mortalité, l'argenture ainsi que le pourcentage de femelles dans le recrutement et la tendance du recrutement (Lambert et al. 2006). Une description plus détaillée se trouve en annexe du présent rapport.

Le postulat de base est qu'en limitant l'analyse aux animaux de plus de 30 cm, il est possible de ne pas tenir compte des biais éventuels liés à la sélectivité des engins, aux processus de dispersion et de déterminisme du sexe. En effet, les anguilles jaunes adoptent rapidement un style de vie sédentaire (Laffaille et al. 2005, Imbert et al. 2008). Le sexe, dépendant de l'environnement, est définitivement fixé avant la taille de 30 cm (Colombo and Grandi 1996, Lambert and Rochard 2007). La sélectivité des principaux engins de captures intervient avant cette taille limite (Lambert et al. 2006), en particulier pour la pêche électrique (Lambert et al. 1994). Toutefois, Beaulaton (2008) a proposé une version d'ELSA intégrant une courbe de sélectivité qui permet de contourner cette limitation.

Dans son état actuel de développement, le modèle permet d'optimiser le seul coefficient de mortalité exponentielle négative. Les paramètres des autres processus doivent être fixés *a priori* de la procédure d'optimisation.

Evolution du recrutement

Les indicateurs de l'évolution des arrivées de civelles sur les estuaires sont basés sur la synthèse par grands secteurs géographiques des indices de recrutement à l'échelle de l'Europe (ICES 2008). En l'absence actuelle d'indicateur pour la zone « Manche », on prendra pour les bassins versants se jetant dans ce secteur la même tendance que celle trouvée pour le secteur « Océan Atlantique ».

Jusqu'à la version 2.1., le recrutement est inclus sous forme de tendance exponentielle négative. L'analyse des séries chronologiques « Mer du Nord », « Océan Atlantique » et « Mer Méditerranée » (après transformation logarithmique) par la méthode des sommes cumulées des écarts à la moyenne (Ibanez et al. 1993) révèle des changements de régime pour les trois séries respectivement en 1983, 1984 et 1990. Ce résultat incite à ajuster des courbes de tendance en deux stances (Figure 1). Avec cet ajustement, les changements de régime sont obtenus en 1975, 1983 et 1988.

Sur la façade atlantique, le recrutement décroît quasiment linéairement avec de fortes fluctuations jusqu'au milieu des années 1980 puis de manière exponentielle ensuite. En Méditerranéen, la décroissance exponentielle s'accélère à partir de la fin des années 1990 avec moins de fluctuations. En Mer du Nord, le patron est similaire avec un changement de régime peut-être légèrement antérieur à celui de l'Atlantique.

Pour éviter d'avoir à choisir une courbe de tendance, nous avons modifié le code d'ELSA pour pouvoir intégrer directement une série chronologique de recrutement (quelle soit brute ou lissée).

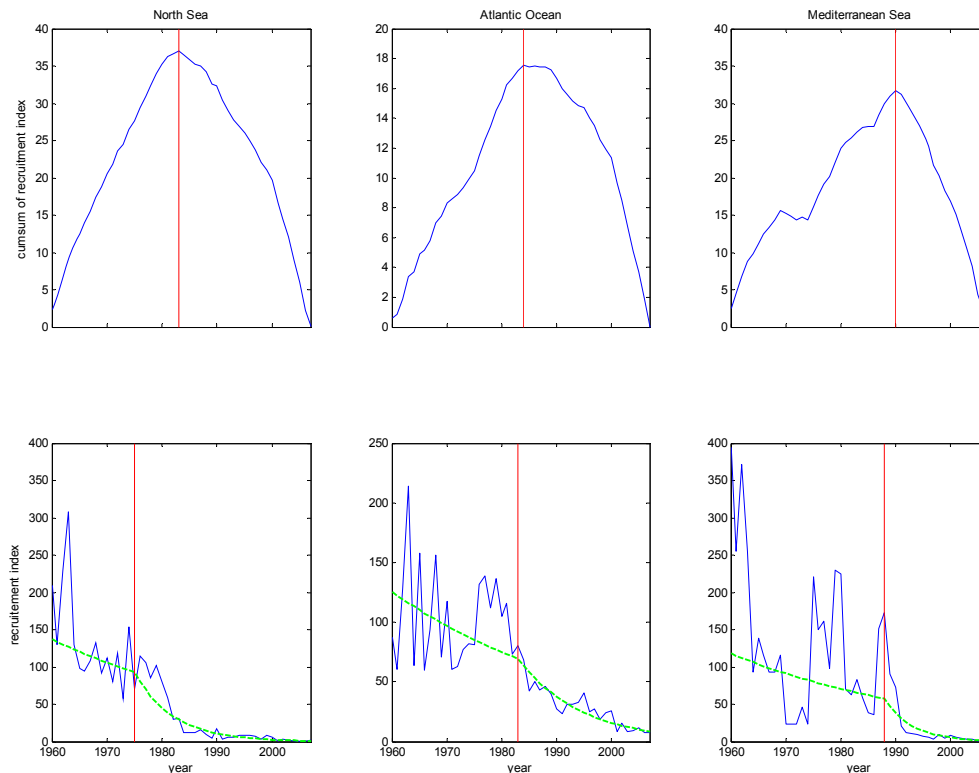


Figure 1 : Analyse des séries chronologiques de recrutement pour la Mer du Nord, l'Atlantique et la Méditerranée (données issues de ICES 2008) (en rouge les changements de régime, en vert la courbe de tendance en deux stances)

Sexe ratio

La fixation du sexe ratio est plus problématique. Il est admis que le déterminisme du sexe dépend de la densité (Krueger and Oliveira 1999, Davey and Jellyman 2005, Laffaille et al. 2006). Même si il dépend surtout de la densité au moment de la différenciation sexuelle, donc vraisemblablement plutôt de la densité dans les parties aval du bassin (Lambert and Rochard 2007), nous avons adopté les seuils proposés par Robinet et al.(2007) à l'échelle de petits bassins versants aux densités locales du lieu de capture: Une densité inférieure à 5 anguilles / 100 m² est associée à un pourcentage de femelles de 95 % dans le flux d'anguilles argentées, une densité de plus 100 anguilles / 100 m² à 5 % de femelles. Entre ces deux valeurs de densité, on prendra une proportion de femelles de 50 %.

Taux de croissance

Le taux de croissance a été calculé à partir du modèle de croissance MEEGALS 0.3 établie à l'échelle européenne par Daverat et al. (soumis). Le modèle calcule à partir d'un modèle additif généralisé (Hastie and Tibshirani 1990) les tailles aux âges en tenant compte

- du sexe, (pour notre application, « femelle » et « mâle »)
- de la température efficace, calculée comme la moyenne sur la vie de l'animal des efficacités mensuelles de croissance (0 % pour des températures mensuelles de l'air inférieures à 12°C ou supérieures à 31°C, 100 % à 25°C, linéaires entre ces valeurs)
- de la période de capture (pour notre application, 1961-1980 ; 1981-2000 et 2001-2006)
- du contexte d'habitat vu comme la combinaison de la distance relative (DR), de la salinité (S) et de la profondeur (P) (pour notre application, « DR = 0-25% - S = 0 - 25 - P > 1m » ; « DR = 25-50% - S = 0 - P <= 1m » ; « DR = 25-50% - S = 0 - P > 1m » ; « DR = 50-100% - S = 0 - P < 1m »;

- de la méthode de préparation des otolithes (pour notre application, « ponçage-coloration »)

Les températures mensuelles de l'air entre 1970 et 2002 ont été extraites de la base de données climatiques CRU TS 2.1. pour le territoire métropolitain par carré d'un demi degré de côté, celles entre 2003 et 2008 à partir de la base TYN SC 2.0 avec la même résolution en choisissant le modèle climatique HadCM3 et le scénario A4 (Mitchell and Jones 2005). A noter que les prédictions de températures jusqu'en 2020 sont peu sensibles au choix des modèles climatiques et des scénarios (GIEC 2007). Les extractions ont été réalisées à l'aide de l'outil TETYN 1.0 (Solymosi et al. 2008).

Les tailles à l'âge 5 ans sont calculées pour chaque combinaison station année en considérant la moyenne des températures efficaces sur les 5 années précédentes. Les taux de croissance sont ensuite calculés en retranchant la taille initiale des civelles (7 cm) à la taille modélisée puis en divisant le résultat par 5. Ce calcul est fait pour les deux sexes. Ils sont ensuite moyennés par regroupement d'opérations.

Argenture

Le processus d'argenture est fixé à partir des valeurs moyennes de Vollestad (1992), 61 cm pour les femelles et 42 cm pour les mâles, et de valeurs arbitraires de dispersion (10 cm pour les femelles et 5 cm pour les mâles) (Lambert et al. 2006).

2.2. *Extraction des données depuis BDMAP*

Le principe de l'extraction est de regrouper des opérations de pêche de manière à constituer des distributions de tailles d'au moins 80 anguilles de plus de 30 cm capturées dans des contextes géographiques, de croissance et de densité homogènes. L'application pour des distributions avec des effectifs plus faibles reste délicate (Lambert et al. 2006).

A cet effet, nous avons défini les critères suivants

1. Les stations sur lesquelles sont réalisées les opérations de pêche, proviennent du même COGEPOMI (Tableau 1). Ce critère, au départ administratif, permet de regrouper les stations par grands bassins versants. Il permet d'associer chaque regroupement à une série chronologique de recrutement.

Tableau 1: Liste des COGEPOMI

COGEPOMI	Index de recrutement utilisé
Rhin-Meuse	Mer du Nord
Artois-Picardie	Atlantique
Seine-Normandie	Atlantique
Bretagne	Atlantique
Loire	Atlantique
Garonne	Atlantique
Adour	Atlantique
Rhône-Méditerranéen	Méditerranée

2. Les stations sur lesquelles sont réalisées les opérations de pêche, sont situées dans la même classe de distance à la mer (Tableau 2) et de distance relative (Tableau 3). Ces deux critères permettent de tenir compte du mécanisme de diffusion depuis l'aval des anguilles dans un réseau hydrographique. Le codage de la distance relative est également cohérent avec les modalités utilisées dans le calcul du taux de croissance (nos classes 3 et 4 étant regroupées dans le modèle de croissance).

Tableau 2 : Codage de la distance depuis la mer

Distance depuis la mer	Limite de classe (km)
1	[0 ; 50[
2	[50 ; 100[
3	[100 ; 250[
4	[250 ; 500[
5	[500 ; + ∞[

Tableau 3 : Codage de la distance relative

Distance relative	Limite de classe (%)
1	[0 ; 25[
2	[25 ; 50[
3	[50 ; 75[
4	[75 ; 100]

3. Les stations regroupées appartiennent à la même maille géographique (carré d'un demi-degré de longitude et de latitude), afin d'assurer une homogénéité thermique pour la croissance.
4. La moyenne de la profondeur moyenne de la station lors des opérations appartient à la même classe (Tableau 4). Ces mêmes modalités sont utilisées dans le calcul du taux de croissance.

Tableau 4 : Codage de la profondeur moyenne des stations

Classe de profondeur	Limite de classe (m)
1	[0 ; 1[
2	[1 ; + ∞[

5. Les opérations regroupées ont été réalisées avec la même méthode de pêche. La classe 1 correspond à des prospections sur toute la surface de la station, la classe 2 à des prospections avec stratification spatiale, la classe 3 à des prospections limitées aux berges (Tableau 5)

Tableau 5 : Codage des méthodes de pêche

Classe méthode	Méthode dans BDMAP	Intitulé
1	Complète Faciès	Totale
2	Partielle sur toute la largeur Stratifiée par Points Placettes EPA Ambiances	Avec stratification spatiale
3	Partielle sur berges	Sur berges
4	Traits Autres	Divers

6. Les opérations regroupées ont été réalisées avec le même engin de pêche. La typologie de BDMAP a été utilisée.

Tableau 6 : Codes des moyens de pêche

Classe moyen	moyen de pêche BDMAP
1	A pied
2	En bateau
3	Mixte
4	Non renseigné

7. Les opérations regroupées appartiennent à la même période dont l'amplitude est de 3 ans à partir de 1985 (Tableau 7). Ce critère est cohérent avec les modalités utilisées dans le calcul des densités d'EDA et partiellement dans celui du taux de croissance (il y a un problème pour l'année 2000 qui a été contournée en prenant la moyenne des taux de croissance des opérations regroupées). Le recrutement est calculé en prenant l'année médiane de la classe.

Tableau 7 : Codage des périodes de temps

Période de temps	Limite de classe (année)
1	[1977 ; 1985[
2	[1985 ; 1988[
3	[1988 ; 1991[
4	[1991 ; 1994[
5	[1994 ; 1997[
6	[1997 ; 2000[
7	[2000 ; 2003[
8	[2003 ; 2006[
9	[2006 ; 2009[

8. Les opérations regroupées appartiennent à la même classe de densité calculée à partir du modèle EDA pour la date de l'opération. Ce critère permet de définir les valeurs de sexe ratio dans l'échappement (Tableau 8).

Tableau 8 : Codage des classes d'abondance EDA

Classe de densité	Densité (ind/100 m ²)
1	[0 ; 5 [
2	[5 ; 10[
3	[10 ; + ∞[

3. Résultats

3.1. Extraction des données de BDMAP

Un contexte composite se définit comme une combinaison de modalités des critères retenus, à savoir une combinaison d'un COGEPOMI, d'une classe de distance à la mer, d'une classe de distance relative, d'une maille géographique, d'une classe de profondeur, d'une période de temps, d'une classe de densité EDA, d'une méthode de pêche et d'un même moyen de pêche.

Au final, on dispose de 209 contextes composites regroupant au moins 80 anguilles de plus de 30 cm (en moyenne 165, au maximum 586). Ce qui correspond à l'analyse de 34 527 individus. Chaque contexte est basé en moyenne sur 4 station x année (entre 1 et 17).

3.2. Calcul des taux de croissance

Les taux de croissance calculés avec MEEGALS varient entre 4.6 et 6.7 cm/an (Figure 2), celui des mâles 4.0 et 5.9 cm/an, avec une relation linéaire très hautement significative ($p < 2 \cdot 10^{-16}$). Le ratio entre les deux taux est faible, 1.14 en moyenne alors que la rapide synthèse de Lambert *et al.* (2006) avait conduit à une valeur de 1.8.

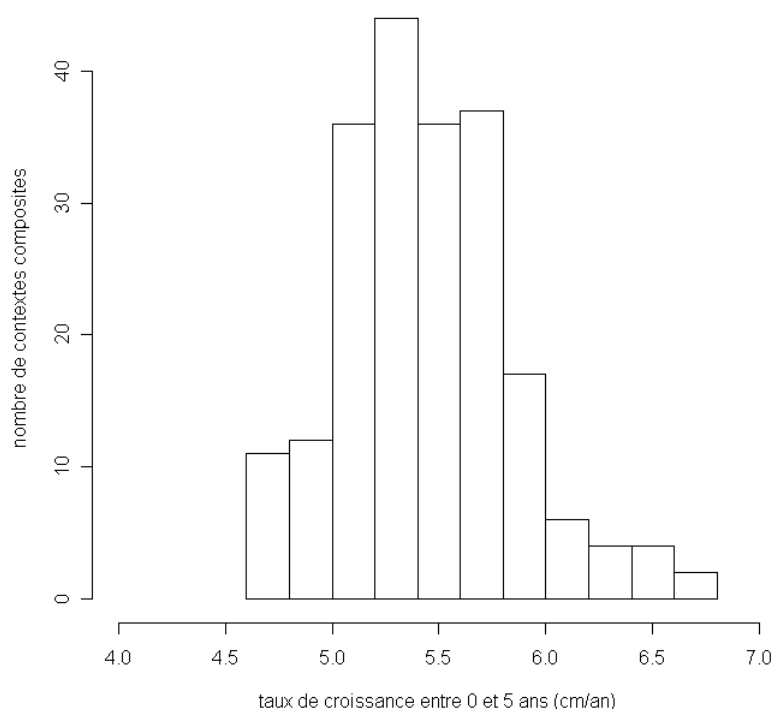


Figure 2 : Histogramme des taux de croissances des femelles pour 209 contextes composites

3.3. Qualité de l'optimisation

L'optimisation des 209 contextes composites a convergé au moins une fois pour les conditions initiales. Toutefois, dans 68 cas, la solution trouvée correspond à la borne inférieure de la contrainte imposée sur Z sans que ceux-ci soient associés à des contextes regroupant peu d'anguilles (Figure 3)

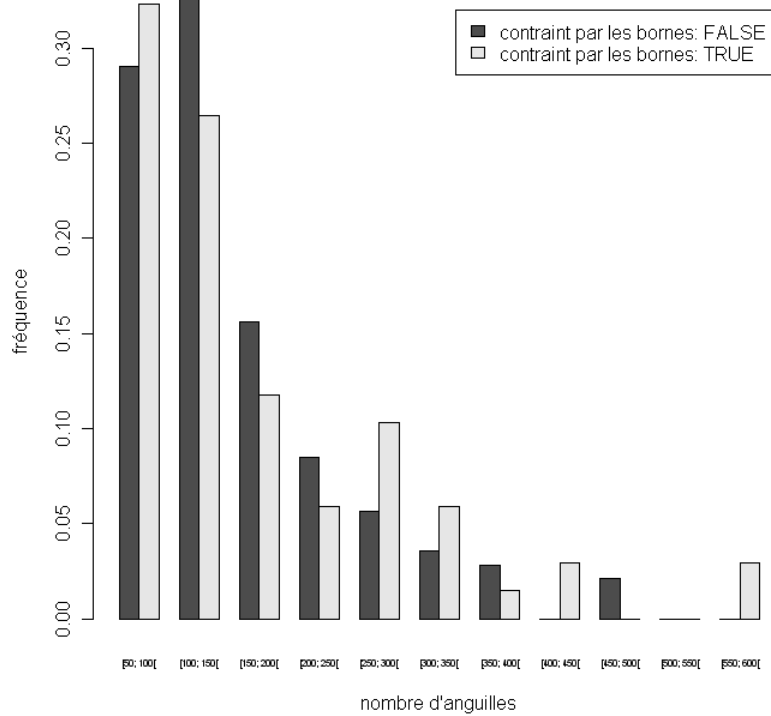


Figure 3 : Histogramme des nombres d'anguilles associés à chaque contexte en fonction de la saturation ou non des contraintes lors de l'optimisation

Toutefois, pour les cas où les contraintes ne sont pas saturées, le type d'arrêt de l'optimisation influe sur le résultat ($p_{\text{Kruskal-Wallis}} < 2.6 \cdot 10^{-16}$, Figure 4).

Par ailleurs, des structures en taille avec un effectif maximum au-delà de 30 cm mais avec des effectifs faibles peuvent conduire à des résultats ne saturant pas les contraintes d'optimisation mais qui restent très suspects (Figure 5).

Dans la suite du travail, seuls sont conservés les 141 contextes où l'optimisation n'a pas conduit à saturer les contraintes.

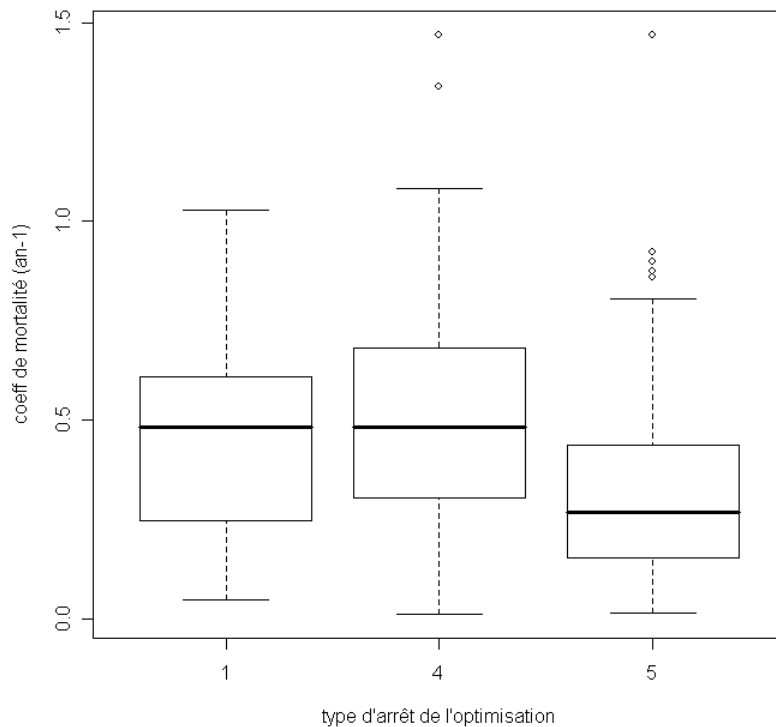


Figure 4 : Distribution du coefficient de mortalité en fonction du type d'arrêt de l'optimisation (1 : la mesure d'optimalité du premier ordre est inférieure à 10^{-6} et la violation maximale des contraintes est inférieure à 10^{-6} ; 4 : les changements de la fonction objectif sont inférieurs à ; 5 : l'amplitude de la direction de recherche est inférieure à $2 \cdot 10^{-6}$ et a violation maximale des contraintes est inférieure à 10^{-6})

3.4. *Distribution des taux de mortalités et des proportions de femelles dans le recrutement*

Les résultats sur les coefficients de mortalité et sur les proportions de femelles dans le recrutement sont présentés à la Figure 7.

Le coefficient de mortalité varie entre 0.0102 et 1.4700 an^{-1} , la moyenne est de 0.4000 an^{-1} et le mode calculé par une densité kernel est de 0.2227 an^{-1} .

Assez logiquement la proportion de femelles dans le recrutement est influencée par la valeur imposée dans l'échappement (fixée à partir des densités calculées par EDA), avec une plus grande variabilité pour l'échappement avec 50 % de femelles (Figure 7).

Par contre, le taux de croissance des femelles n'est ni corrélé au coefficient de mortalité ($r^2=0.001$, $p=0.66$) ni à la proportion de femelles dans le recrutement ($r^2=0.004$, $p=0.42$).

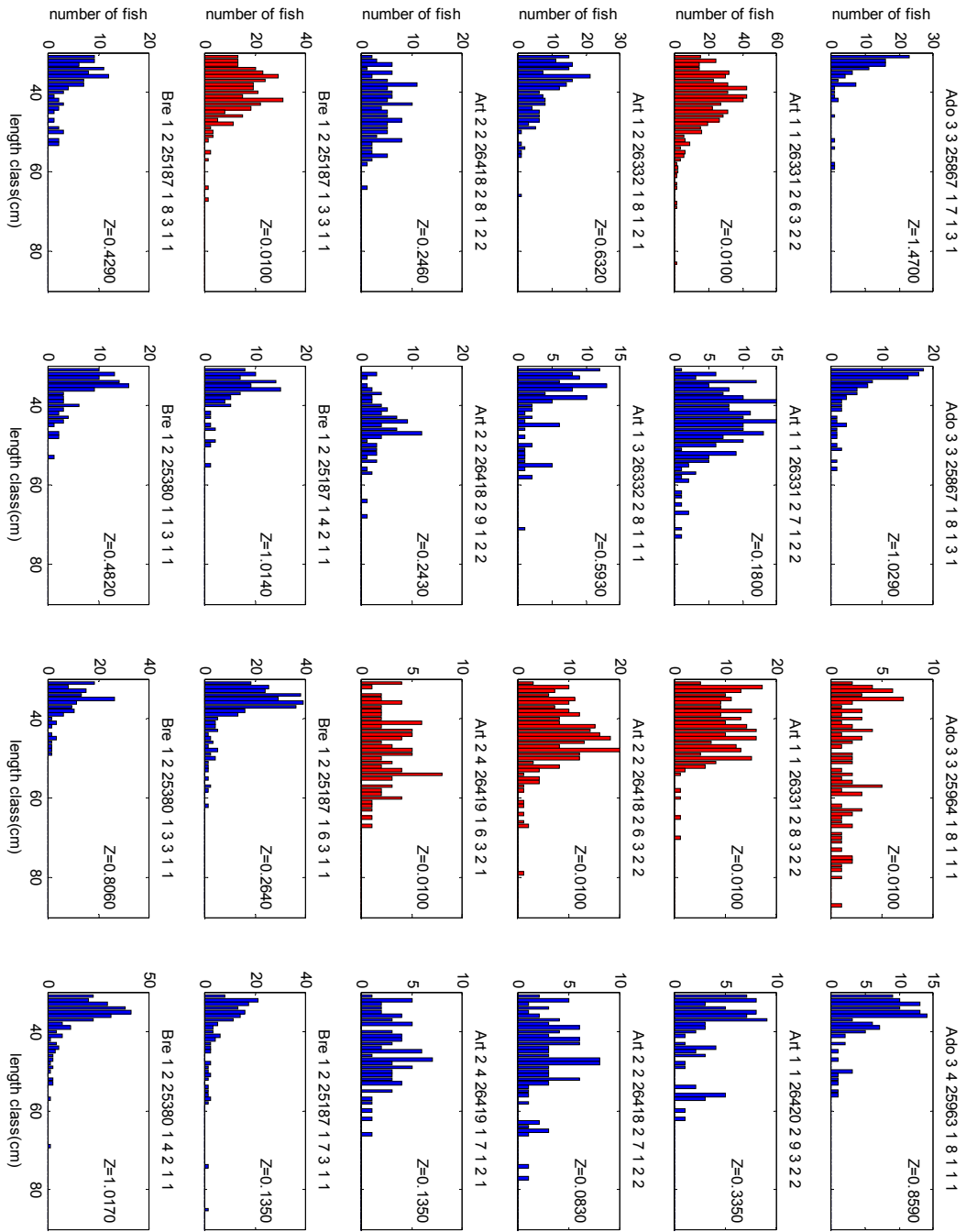


Figure 5 : Structures en taille pour quelques contextes (en rouge, les structures ayant conduit à saturer la contrainte inférieure du coefficient de mortalité)

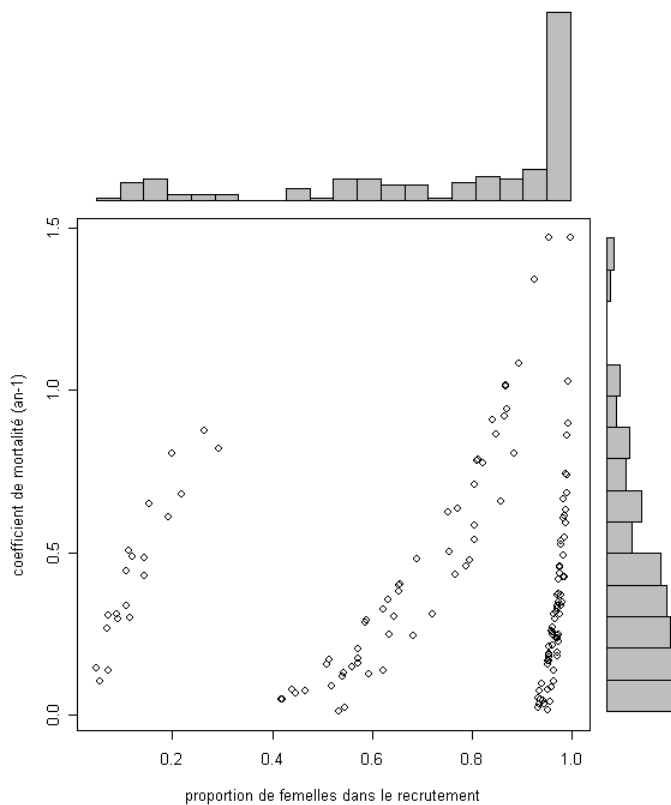


Figure 6 : Distributions de la proportion de femelles dans le recrutement et du coefficient de mortalité obtenu avec ELSA sur 141 contextes composites

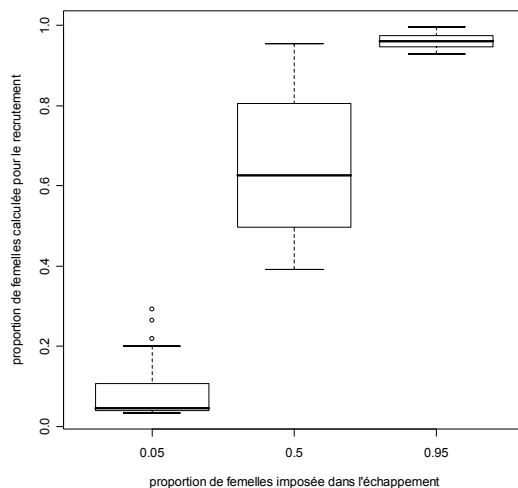


Figure 7 : Distribution des proportions de femelles dans le recrutement en fonction de la proportion de femelles imposée dans l'échappement

L'étape suivante à consister à essayer de prédire le coefficient de mortalité en fonction des modalités des variables qui ont servi au regroupement en contextes. Pour ce faire, les 128 modèles avec un nombre de degrés de liberté inférieur à 15 (environ 10 % du nombre de d'individus statistiques) ont été testés à l'aide d'un modèle linéaire généralisé avec un lien log et une distribution normale (Chambers and Hastie 1992). Le modèle présentant l'AIC le plus faible a été retenu (Burnham and Anderson 2004). Les deux variables retenues sont le COGEPOMI et la distance à la mer, variables qui se retrouvent dans les trois modèles dont l'AIC ne dépasse pas l'AIC du meilleur modèle de plus de 2 unités (Tableau 9).

Tableau 9 : Résultats des GLM pour les modèles dont l'AIC est inférieur au minimum de l'AIC +2

Modèle	Degré de liberté	AIC	% variance expliquée
Z ~ Cogepomi + dist mer	11	17.4	40.8
Z ~ Cogepomi + dist mer + moyen pêche	13	17.7	42.3
Z ~ Cogepomi + dist mer + profondeur	12	18.2	41.3
Z ~ Cogepomi + dist mer +moyen pêche + profondeur	14	19.1	42.6

La représentation graphique de la variabilité des coefficients de mortalité en fonction de la distance à la mer montre une tendance à la diminution au moins jusqu'à 250 km (Figure 8). L'analyse, via la procédure de Fox (2003), confirme cette tendance (Figure 9). Les mortalités semblent élevées pour les Cogepomi Loire et Rhin Meuse et surtout et de manière suspecte pour le Cogepomi Adour (Figure 10).

Toutefois la plus grande prudence s'impose dans l'interprétation de ces résultats du fait du déséquilibre du tableau de contingence entre les deux variables (Tableau 10).

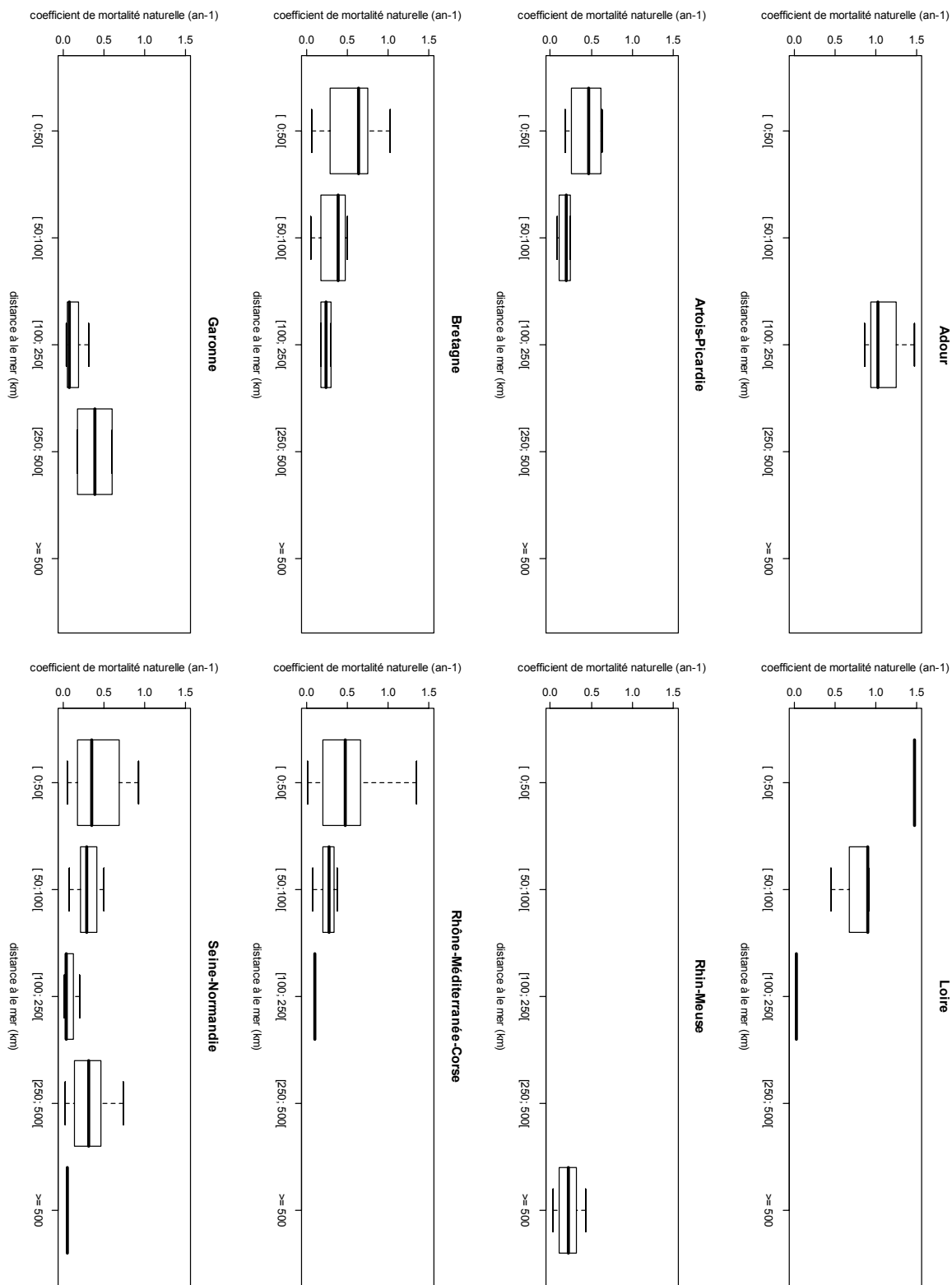


Figure 8 : Variabilité des coefficients de mortalité en fonction des classes de distance à la mer dans les différents COGEPOMI

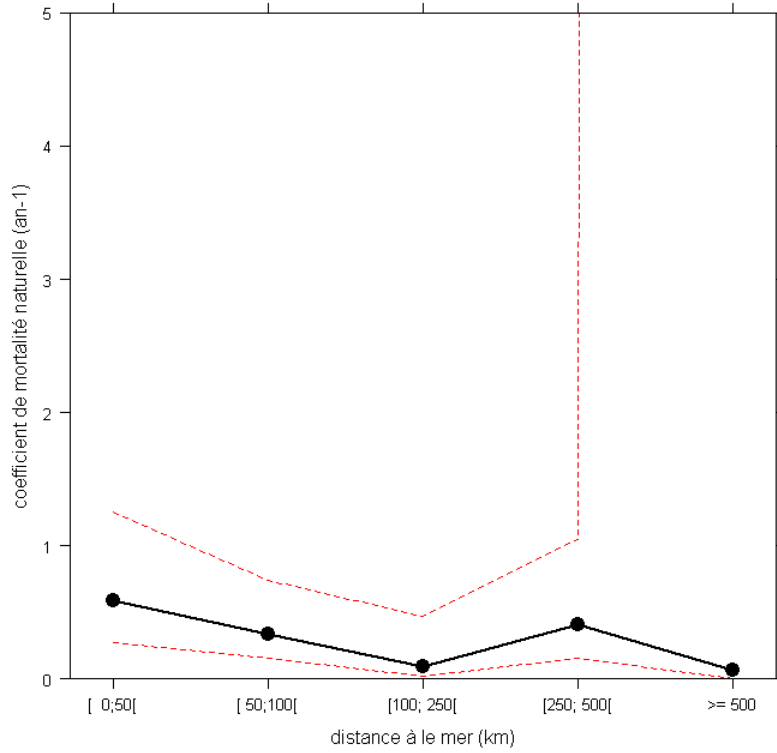


Figure 9 : Effet des modalités de la variable « distance à la mer » dans le GLM prédisant le coefficient de mortalité totale

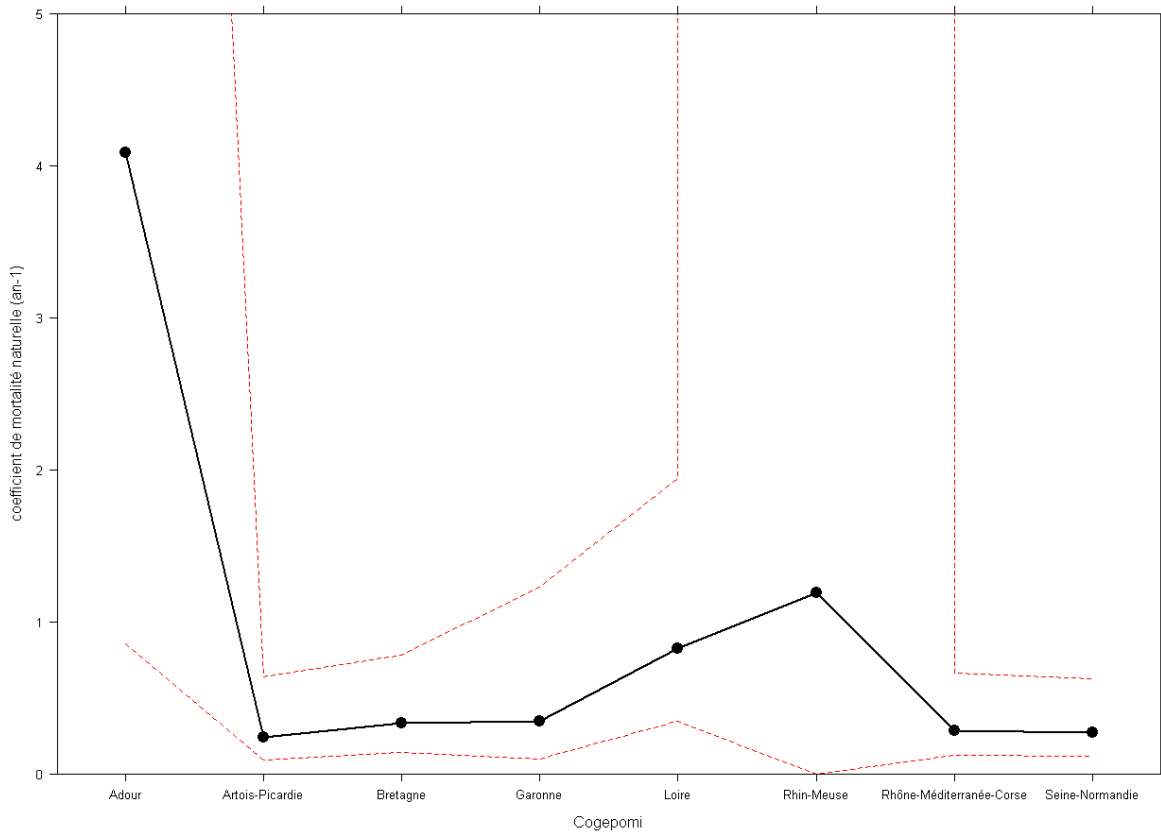


Figure 10: Effet des modalités de la variable « Cogepomi » dans le GLM prédisant le coefficient de mortalité totale

Toutefois la plus grande prudence s'impose dans l'interprétation de ces résultats du fait du déséquilibre du tableau de contingence entre les deux variables (Tableau 10).

Tableau 10 : Tableau de contingence entre les variables Cogepomi et Distance à la mer pour les contextes où le coefficient de mortalité calculé n'est pas égal à la contrainte

Cogepomi	Distance à la mer (km)				
	[0;50[[50;100[[100; 250[[250; 500[>= 500
Adour			3		
Artois-Picardie	4	4			
Bretagne	16	4	2		
Garonne			3	2	
Loire	1	3	1		
Rhin-Meuse					11
Rhône-Méditerranée-Corse	27	10	1		
Seine-Normandie	23	15	3	7	1

4. Discussion

L'objectif initial était de donner une estimation du coefficient de mortalité naturelle à partir de la distribution des coefficients calculés pour les différents contextes. On pouvait en effet faire l'hypothèse qu'une partie, si ce n'est la majorité, des contextes était associée à des situations où les pressions anthropiques étaient faibles et par conséquent qu'un mode se dégagerait dans les faibles valeurs. Tel n'a pas été le cas. Le mode du coefficient de mortalité est de 0.2227 an^{-1} , sans s'individualiser clairement du reste de la distribution. Il est plus élevée que la valeur du coefficient de mortalité naturelle proposée pour l'anguille, à savoir 0.138 an^{-1} par Dekker (2000). Par ailleurs, l'application d'ELSA conduit bien souvent à des valeurs très faibles (31 % des valeurs trouvées sont inférieures à 0.138 an^{-1}) sans être limitées par les contraintes imposées lors de l'optimisation.

Une explication pourrait provenir de pressions anthropiques plus importantes que supposées. L'analyse fait ressortir la distance à la mer et le COGEPOMI comme facteurs explicatifs du coefficient de mortalité. La distance à la mer est généralement liée à la densité de population, ce qui expliquerait une diminution de la mortalité à mesure que l'on remonte dans le bassin versant au moins dans les 250 premiers kilomètres. Elle pourrait également refléter l'intensité des pressions anthropiques dirigées (pêche) dans les secteurs où l'anguille est finalement encore présente.

L'effet du COGEPOMI est plus difficile à interpréter. On peut estimer quelles modalités de cette variable renseigne sur le type de gestion régionale des migrateurs et donc implicitement sur l'importance relative des grands types d'impact (urbain, agricole industriel, ...) à large échelle. La modalité Adour, avec son coefficient de mortalité calculé très élevé, laisse supposer qu'une anguille n'a quasiment aucune chance de survivre dans ce bassin, ce qui est de toute évidence faux. D'ailleurs, l'incertitude autour de cette valeur est grande tout comme pour le bassin Rhin Meuse. Tout juste pourrait-on interpréter la modalité « Loire » sans pour autant proposer d'explications satisfaisantes.

Il est clair qu'à l'avenir, il sera nécessaire d'associer aux contextes (au moins à certains d'entre eux) des descripteurs directs de la nature et de l'intensité des pressions anthropiques pour mieux expliquer la variabilité des coefficients de mortalité. On pourrait s'inspirer des recherches mises en œuvre pour la mise au point les indices poissons (Pont et al. 2006) ou sur la biogéographie des poissons migrateurs (Lassalle et al. 2008).

Toutefois, le tableau de contingence de ces deux variables révèle de tels déséquilibres entre croisement de modalités, qu'ils doivent être préjudiciables à la qualité des résultats du modèle linéaire généralisé. A titre d'exemple, nous ne disposons que de trois combinaisons dans le bassin Adour tous situés entre 100 et 250 km de la mer ! Il importe donc d'augmenter le nombre de regroupements avant d'envisager une explication définitive de la variation du coefficient de mortalité.

Cette dernière remarque ainsi que le nombre de valeurs faibles du coefficient de mortalité nous amènent à revenir sur le jeu initial de contextes. Nos critères de regroupement n'ont pas conduit systématiquement à des patrons de structure en taille en accord avec les hypothèses de calcul d'ELSA, à savoir des effectifs décroissant à partir de 30 cm. On pourrait adjoindre à la procédure ELSA une courbe de sélectivité comme proposée par Beaulaton (2008) mais la pêche électrique est réputée pour son absence de sélectivité au mois pour les grandes tailles (Lambert et al. 1994). Il faudrait plutôt alors interpréter une telle courbe comme une réponse à un problème d'accessibilité (la présence du poisson sur la zone de capture). Soit ce problème est lié à la colonisation progressive du bassin qui conduit à avoir un déficit de plus en plus important de jeunes individus dans les parties amont du bassin versant. Cela revient à dire que le phénomène de colonisation se déroule au de là de la taille de 30 cm, ce qui est en contradiction avec l'un des postulats de l'approche ELSA. Soit le problème d'accessibilité s'explique par une pêche non exhaustive, délaissant les habitats préférentiels des anguilles les plus petites. Cela aurait pu être suspecté pour des individus de taille inférieure à 30 cm puisqu'il semble avoir une modification du préférendum d'habitat autour de cette taille (Laffaille et al. 2004) avec les individus les plus grands qui cherchent les milieux profonds. Au-delà de 30 cm il n'y a pas de raison de craindre un tel problème.

A noter que la détermination du pourcentage de femelles et encore plus du taux de croissance ne semble être, dans l'état actuel, des facteurs très structurants de l'analyse.

5. Conclusions

L'analyse ELSA a pu être menée sur environ 150 regroupements d'opérations, donnant des résultats à l'échelle locale. L'interprétation de la variabilité à large échelle fait ressortir des facteurs pouvant être indirectement et grossièrement relié à des facteurs de pressions anthropiques, qui méritent toutefois d'être précisés à l'avenir. Le nombre non négligeable de situations conduisant à saturer la contrainte inférieure du coefficient de mortalité ou de calcul de faibles valeurs du coefficient de mortalité impose la prudence dans l'interprétation de ces résultats. Il incite avant tout de chose à chercher à expliquer pourquoi certaines structures en taille n'ont pas des effectifs qui décroissent à partir de 30 cm et par conséquent à retravailler les critères de regroupements des opérations de pêche électrique pour éviter d'appliquer ELSA dans ces conditions.

Remerciements

L'auteur remercie l'ONEMA (Office national de l'eau et des milieux aquatiques) pour son soutien financier. Il tient à remercier tout particulièrement Laurent Beaulaton de cet institut pour l'extraction des données de BDMAP, le calcul des densités à l'aide du modèle EDA et sa réflexion lors de l'interprétation des résultats.

6. Bibliographie

- Aström, M., and W. Dekker. 2007. When will the eel recover? A full life-cycle model. *ICES Journal of Marine Science* **64**:1491-1498.
- Beaulaton, L. 2008. Systèmes de suivi des pêches fluvio-estuariennes pour la gestion des espèces : Construction des indicateurs halieutiques et évaluation des impacts en Gironde. Thèse de Doctorat. Institut national polytechnique de Toulouse.
- Burnham, K. P., and D. R. Anderson. 2004. Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods and Research* **33**:261-304.
- Chambers, J. M., and T. J. Hastie. 1992. *Statistical models in S*. Chapman & Hall, London.
- Colombo, G., and G. Grandi. 1996. Histological study of the development and sex differentiation of the gonad in the European eel. *Journal of Fish Biology* **48**:493-512.
- Daverat, F., L. Beaulaton, R. Poole, H. Wickstrom, J. Anderson, M. W. Aprahamian, and G. Lamaison. soumis. Geographic and temporal growth patterns inferred from one century of eel data : towards a global model *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*.
- Davey, A., and D. Jellyman. 2005. Sex determination in freshwater eels and management options for manipulation of sex. *Reviews in Fish Biology and Fisheries* **15**:37-52.
- Dekker, W. 2000. A Procrustean assessment of the European eel stock. *ICES Journal of Marine Science* **57**:938-947.
- Fox, J. 2003. Effect displays in R for Generalised Linear Models. *Journal of Statistical Software* **8**.
- GIEC. 2007. Bilan 2007 des changements climatiques. Contribution des Groupes de travail I, II et III au quatrième Rapport d'évaluation du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat. GIEC, Genève, Suisse.
- Grisam. 2007. Assistance du GRISAM auprès des ministères pour l'élaboration du plan de gestions, 2007. GRISAM.
- Hastie, T. J., and R. J. Tibshirani. 1990. *Generalized additive models*. Chapman & Hall.
- Ibanez, F., J.-M. Fromentin, and J. Castel. 1993. Application of the cumulated function to the processing of chronological data in oceanography. *Comptes Rendus de l'Academie des Sciences - Series III - Sciences de la Vie* **316**:745-748.
- ICES. 2008. Report of the 2008 session of the joint EIFAC/ICES Working Group on Eels. Leuven. ICES/EIFAC.
- Imbert, H., R. Arrowsmith, S. Dufour, and P. Elie. 2008. Relationships between locomotor behavior, morphometric characters and thyroid hormone levels give evidence of stage-dependent mechanisms in European eel upstream migration. *Hormones and Behavior* **53**:69-81.
- Krueger, W. H., and K. Oliveira. 1999. Evidence for environmental sex determination in the American eel, *Anguilla rostrata*. *Environmental Biology of Fishes* **55**:381-389.
- Laffaille, P., A. Acou, and J. Guillouet. 2005. The yellow European eel (*Anguilla anguilla* L.) may adopt a sedentary lifestyle in inland freshwaters. *Ecology of Freshwater Fish* **14**:191-196.
- Laffaille, P., A. Acou, J. Guillouet, B. Mounaix, and A. Legault. 2006. Patterns of silver eel (*Anguilla anguilla* L.) sex ratio in a catchment. *Ecology of Freshwater Fish* **15**:583-588.
- Laffaille, P., A. Baisez, C. Rigaud, and E. Feunteun. 2004. Habitat preferences of different European eel size classes in a reclaimed marsh: A contribution to species and ecosystem conservation. *Wetlands* **24**:642-651.
- Lambert, P. 2008. Évaluation des effets possibles de différents niveaux de réduction des impacts sur le temps de restauration du stock d'anguille européenne. Cemagref.

- Lambert, P., L. Beaulaton, F. Daverat, and C. Rigaud. 2006. Assessment of eel stock status in Garonne and Dordogne water bodies by analysing length structures. *in* Annual science conference ICES, Maastricht, the Netherlands.
- Lambert, P., E. Feunteun, and C. Rigaud. 1994. Etude de l'anguille en marais d'eau douce. Première analyse des probabilités de capture observées lors des inventaires par pêche électrique. *Bulletin Français de la Pêche et de la Pisciculture* **335**:111-121.
- Lambert, P., and E. Rochard. 2007. Identification of the inland population dynamics of the European eel using a pattern-oriented modelling. *Ecological Modelling* **206**:166-178.
- Lassalle, G., P. Crouzet, and E. Rochard. 2008. Modelling the current distribution of European diadromous fishes: an approach integrating regional anthropogenic pressures. *Freshwater Biology* **9999**.
- Mitchell, T. D., and P. D. Jones. 2005. An improved method of constructing a database of monthly climate observations and associated high-resolution grids. *International Journal of Climatology* **25**:693-712.
- Pont, D., B. Hugueny, U. Beier, D. Goffaux, A. Melcher, R. Noble, C. Rogers, N. Roset, and S. Schmutz. 2006. Assessing river biotic condition at a continental scale: A European approach using functional metrics and fish assemblages. *Journal of Applied Ecology* **43**:70-80.
- Robinet, T., A. Acou, P. Boury, and E. Feunteun. 2007. Concepts for characterizing spawning biomass of the European eel (*Angilla anguilla*) in catchments. *Vie et Milieu* **57**:201-211.
- Solyosi, N., A. Kern, Á. Maróti-Agóts, L. Horváth, and K. Erdélyi. 2008. TETYN: An easy to use tool for extracting climatic parameters from Tyndall data sets. *Environmental Modelling & Software* **23**:948-949.
- Vollestad, L. A. 1992. Geographic variation in age and length at metamorphosis of maturing European eel - Environmental effects and phenotypic plasticity. *Journal of Animal Ecology* **61**:41-48.

ANNEXE : Présentation du modèle ELSA 2.2.

Cette note résume la méthodologie ELSA 2.2. Elle complète et met à jour le papier de (Lambert et al. 2006) présentant la première version (1.0) de cette approche. La version 2.0 (utilisée dans Grisam 2007) avait introduit un calage par maximum de vraisemblance et corrigé le calcul de l'échappement en considérant l'action simultanée de la mortalité et de l'argenture. La version 2.1, proposée dans le travail de doctorat de Beaulaton (2008), offrait en plus la possibilité d'utiliser une courbe de sélectivité-accessibilité.

La version 2.2, présentée ici, utilise une série chronologique de recrutement plutôt qu'une tendance exponentielle et demande en entrée le sex ratio du stock en place ou de l'échappement plutôt que celui des animaux de 30 cm.

Description du modèle ELSA

Préparation des données

Les tailles minimum (l_{min}) et maximum (l_{max}) sont fixées à 30 cm et 90 cm, la largeur des classes de tailles (l_{step}) à 1 cm. Les effectifs d'anguilles dans chaque classe de taille sont calculés en incluant la borne inférieure et en excluant la borne supérieure.

Croissance

La croissance, supposée linéaire et différente entre les sexes, s'écrit

$$l^f(a) = l_0 + g^f a$$

$$l^m(a) = l_0 + g^m a$$

Avec g^f et g^m le taux de croissance linéaire des femelles et des mâles, l_0 la longueur moyenne des civelles et a l'âge du poisson.

Evolution du recrutement

On considère la série chronologique $\{R(t)\}$ où $R(t)$ correspond au recrutement de la saison t (ou éventuellement un index du recrutement). L'hypothèse d'une décroissance exponentielle (jusqu'à ELSA 2.0) revient à calculer le vecteur des recrutements par la formule $R(t) = R_0 e^{-rt}$.

Parmi ce recrutement annuel, une proportion α devient des femelles. Actuellement, α ne dépend pas du temps. Cela revient à supposer les conditions environnementales ayant prévalu au déterminisme du sexe comme constantes.

Mortalité

Le taux de survie est modélisé par une fonction exponentielle décroissante :

$$N^f(l, t) = \alpha R \left(t - \frac{l - l_0}{g^f} \right) e^{-\frac{Z}{g^f}(l - l_0)}$$

$$N^m(l, t) = (1 - \alpha) R \left(t - \frac{l - l_0}{g^m} \right) e^{-\frac{Z}{g^m}(l - l_0)}$$

avec $N^f(l, t)$ et $N^m(l, t)$ les nombres de femelles et de mâles de longueur l la saison t , $\alpha R \left(t - \frac{l - l_0}{g^f} \right)$ et $(1 - \alpha) R \left(t - \frac{l - l_0}{g^m} \right)$ les recrutements en femelles et mâles correspondant et

Z le coefficient de mortalité totale (naturelle, par pêche et autres sources de mortalité) identique pour les deux sexes et exprimé en année⁻¹.

A noter que l'écriture actuelle suppose une mortalité constate sur la vie de l'animal même il serait facile de considérer une mortalité différente avant et après l_{min} .

$$N^f(l, t) = \alpha R \left(t - \frac{l - l_0}{g^f} \right) e^{-\frac{Z'}{g^f}(l_{min} - l_0)} e^{-\frac{Z}{g^f}(l - l_{min})}$$

$$N^f(l, t) = \alpha R \left(t - \frac{l - l_0}{g^f} \right) e^{-\frac{Z'}{g^f}(l_{min} - l_0)} e^{-\frac{Z}{g^f}(l - l_{min})}$$

Argenture

L'argenture, définie comme le passage du stade jaune au stade, est considérée dépendre uniquement de la longueur. La proportion d'anguilles qui se sont argentées avant la taille l est supposée suivre une fonction de répartition d'une loi gamma $\Gamma(l - l_{min} | \mu - l_{min}, \sigma)$ de moyenne μ et d'écart-type σ . Par principe de la méthode ELSA, l'argenture ne se déroule pas avant l_{min} .

Utilisant la théorie des probabilités conditionnelles, la proportion de femelles $\gamma^f(l_1, l_2)$ et de mâles $\gamma^m(l_1, l_2)$ qui s'argentent entre l_1 et l_2 se calcule pour chaque sexe avec les formules suivantes :

$$\gamma^f(l_1, l_2) = 1 - \frac{1 - \Gamma(l_2 - l_{min} | \mu^f - l_{min}, \sigma^f)}{1 - \Gamma(l_1 - l_{min} | \mu^f - l_{min}, \sigma^f)}$$

$$\gamma^m(l_1, l_2) = 1 - \frac{1 - \Gamma(l_2 - l_{min} | \mu^m - l_{min}, \sigma^m)}{1 - \Gamma(l_1 - l_{min} | \mu^m - l_{min}, \sigma^m)}$$

Calcul des structures de taille des anguilles jaunes

Pour réaliser ces calculs, il est nécessaire de définir un pas d'intégration l_{int} , fixé à 0.1 cm.

Les nombres d'anguilles jaunes femelles $Y^f(l, t)$ et mâles $Y^m(l, t)$ de longueur l observés la saison t sont calculés en considérant que le recrutement intervenu $\frac{l - l_0}{g}$ années plus tôt a survécu jusqu'à la longueur l sans argenter. Les équations pour les deux sexes sont les suivantes.

$$Y^f(l, t) = \alpha R \left(t - \frac{l - l_0}{g^f} \right) e^{-\frac{Z}{g^f}(l - l_0)} \left(1 - \Gamma(l - l_{min} | \mu^f - l_{min}, \sigma^f) \right)$$

$$Y^m(l, t) = (1 - \alpha) R \left(t - \frac{l - l_0}{g^m} \right) e^{-\frac{Z}{g^m}(l - l_0)} \left(1 - \Gamma(l - l_{min} | \mu^m - l_{min}, \sigma^m) \right)$$

Les effectifs calculés d'anguilles jaunes femelles $\hat{n}_i^{yf}(t)$ et mâles $\hat{n}_i^{ym}(t)$ dans la classe de taille i définie par $[l_i; l_i + l_{step}[$ sont ensuite obtenus en sommant les effectifs par pas d'intégration

$$\hat{n}_i^{yf}(t) = \sum_{k=0}^{\frac{l_{step}}{l_{int}}} Y^f(l_i + kl_{int}, t)$$

$$\hat{n}_i^{ym}(t) = \sum_{k=0}^{l_{int}} Y^m(l_i + kl_{int}, t)$$

La proportion d'individus dans chaque classe sans distinction de sexe est enfin calculée par

$$\hat{p}_i^y = \frac{(\hat{n}_i^{yf} + \hat{n}_i^{ym})}{\sum_{k=1}^{l_{step}} (\hat{n}_k^{yf} + \hat{n}_k^{ym})}$$

La proportion de femelles dans le stock en place (anguilles jaunes entre L_{min} et L_{max}) se calcule de la manière suivante

$$\hat{\phi}_0^{yf} = \frac{\sum_{k=1}^{l_{step}} \hat{n}_k^{yf}}{\sum_{k=1}^{l_{step}} (\hat{n}_k^{yf} + \hat{n}_k^{ym})}$$

Calcul des structures de taille des anguilles argentées

A l'instar du coefficient instantané de mortalité, on définit des coefficients instantanés d'argenture que l'on considérera constant sur l'intervalle $[l; l + \delta l]$

$$K^f([l; l + \delta l]) = -\frac{\log(1 - \gamma^f(l, l + \delta l))}{\delta l}$$

$$K^m([l; l + \delta l]) = -\frac{\log(1 - \gamma^m(l, l + \delta l))}{\delta l}$$

En s'inspirant de l'équation de Baranov, on peut alors calculer les nombres d'anguilles argentées femelles $S^f([l; l + \delta l], t)$ et mâles $S^m([l; l + \delta l], t)$ observés la saison t entre les longueurs l et $l + \delta l$ en considérant la proportion de poissons qui s'argentent (en tenant compte de la mortalité) entre l et $l + \delta l$ parmi les anguilles jaunes de longueur l .

$$S^f([l; l + \delta l], t) = Y^f(l, t) \frac{K^f([l; l + \delta l])}{K^f([l; l + \delta l]) + \frac{Z}{g^f}} \left(1 - e^{-\left(K^f([l; l + \delta l]) + \frac{Z}{g^f}\right) \delta l} \right)$$

$$S^m([l; l + \delta l], t) = Y^m(l, t) \frac{K^m([l; l + \delta l])}{K^m([l; l + \delta l]) + \frac{Z}{g^m}} \left(1 - e^{-\left(K^m([l; l + \delta l]) + \frac{Z}{g^m}\right) \delta l} \right)$$

Les effectifs calculés d'anguilles argentées femelles $\hat{n}_i^{sf}(t)$ et mâles $\hat{n}_i^{sm}(t)$ dans la classe de taille i $[l_i; l_i + l_{step}]$ sont ensuite obtenus en sommant les effectifs par pas d'intégration

$$\hat{n}_i^{sf}(t) = \sum_{k=0}^{k < \frac{l_{step}}{l_{int}}} S^{sf}([l; l + kl_{int}], t)$$

$$\hat{n}_i^{sm}(t) = \sum_{k=0}^{k < \frac{l_{step}}{l_{int}}} S^m([l; l + kl_{int}], t)$$

La proportion de femelles dans l'échappement est donc égale

$$\hat{o}_0^{sf} = \frac{\sum_{k=1}^{\frac{l_{max}-l_{min}}{l_{step}}} \hat{n}_k^{sf}}{\sum_{k=1}^{\frac{l_{max}-l_{min}}{l_{step}}} (\hat{n}_k^{sf} + \hat{n}_i^{sm})}$$

Optimisation

Depuis ELSA 2.0, l'optimisation se fait en maximisant une fonction de vraisemblance basée sur une multinomiale. Si \bar{n}_i^y est le nombre de poissons dans la classe i calculé à partir des données observées et \hat{p}_i^y la proportion d'anguilles jaunes dans chaque classe de taille, le logarithme de la fonction de vraisemblance est égal, à une constante près, à

$$\sum_{k=1}^{\frac{l_{max}-l_{min}}{l_{step}}} \bar{n}_i^y \log(\hat{p}_i^y)$$

Si α est connu, il s'agit de chercher le seul paramètre Z , ce qui ne pose pas de problème. Si α est inconnu, il est nécessaire d'imposer une contrainte lors d'optimisation, soit sur la proportion de femelles dans le stock en place ($\hat{o}_0^{yf} = \bar{o}_0^{yf}$) soit dans l'échappement ($\hat{o}_0^{sf} = \bar{o}_0^{sf}$).

L'optimisation a été réalisée avec la fonction `fmincon` de matlab.

L'optimisation est une étape délicate qui peut être sensible aux conditions initiales de la recherche en présence de minimums locaux. Pour limiter les risques, l'optimisation se fait à partir de 10 jeux de combinaisons initiales tirées aléatoirement. Seules les optimisations qui ont convergé sont conservées (`exitflag > 0` dans la fonction `fmincon` de Matlab).

Au final, on garde la solution qui conduit à la valeur minimum de la fonction-objectif et pour laquelle les autres optimisations terminées avec le même critère d'arrêt ont donné un résultat inférieur à la tolérance sur la fonction-objectif.

Tableau 1 : Liste des paramètres du modèle

Symbole	Définition	Valeur	Référence
l_0	Longueur moyenne des civelles (cm)	7	
l_{min}	Longueur minimum (cm) considérée dans l'analyse	30	
l_{max}	Longueur maximum (cm) considérée dans l'analyse	90	
l_{step}	Largeur de classe (cm)	1	
l_{int}	Pas d'intégration (cm)	0.1	
g^f	Taux de croissance des femelles (cm an ⁻¹)	D'après	(Daverat et al. soumis)
g^m	Taux de croissance des mâles (cm an ⁻¹)		
$\{R(t)\}$	Série chronologique des indices de recrutement	D'après	(ICES 2008)
α	Proportion de femelles dans le recrutement	A ajuster	
μ^f	Moyenne de la distribution gamma pour l'argenteure des femelles (cm)	62	(Vollestad 1992)
σ^f	Ecart type de la distribution gamma pour l'argenteure des femelles (cm)	10	(Lambert et al. 2006)
μ^m	Moyenne de la distribution gamma pour l'argenteure des mâles (cm)	41	(Vollestad 1992)
σ^m	Ecart type de la distribution gamma pour l'argenteure des mâles (cm)	5	(Lambert et al. 2006)
Z	Coefficient de mortalité totale (an ⁻¹)	A ajuster	

Remarque sur la prise en compte du déterminisme du sexe

Dans la version actuelle 2.2, le sexe est fixé dès le stade civelle, comme une proportion constante du recrutement. Les versions antérieures stipulaient une proportion constante des femelles dans les animaux de 30 cm.

Avec la version 2.2, la proportion de femelles parmi les individus de 30 cm est égale

$$\%^{f}_{l_{min}} = \frac{\alpha R\left(t - \frac{l-l_0}{g^f}\right) e^{-\frac{Z}{g^f}(l_{min}-l_0)}}{\alpha R\left(t - \frac{l-l_0}{g^f}\right) e^{-\frac{Z}{g^f}(l_{min}-l_0)} + (1-\alpha) R\left(t - \frac{l-l_0}{g^m}\right) e^{-\frac{Z}{g^m}(l_{min}-l_0)}}$$

Avec un recrutement constant ou des taux de croissance identiques pour les deux sexes, cette proportion de femelles est effectivement constante. Par contre, dès que le recrutement varie et que le taux de croissance est différent entre les sexes, cette proportion varie (lié à des recrutements différents et des taux de mortalité en cm⁻¹ différents entre les sexes). Par exemple, un recrutement en civelles de 7 cm qui diminue exponentiellement (pente - 0.0649 an⁻¹) et avec une proportion constante de femelles de 50 %, un taux de croissance des femelles de 4.7 cm/an, un ratio de croissance femelle/male de 1.8, un coefficient de mortalité instantanée de 0.138 an⁻¹ conduit des proportions de femelles parmi les animaux de 30 cm variant de 41% à 57% pour une structure en taille entre 30 et 90 cm.

Procédure de validation du code ELSA

L'objectif de cette partie est de donner des éléments pour valider une implémentation de la procédure ELSA. Il permet également de comparer les résultats obtenus avec les versions successives.

Le tableau 2 présente les proportions d'anguilles jaunes dans chaque classe de taille pour un coefficient de mortalité totale de 0.0731 an^{-1} et un recrutement composé à moitié de femelles. Il permet de valider le code de calcul de la structure en taille des anguilles jaunes.

Tableau 2 : Structure prédite sans mortalité anthropique (entre Lmin et Lmax, avec $Z = 0.0731$ (mortalité naturelle de 0.138 et tendance du recrutement de -0.0649 an^{-1}) et 50 % de femelles dans le recrutement)

borne sup (cm)	Proportion d'anguilles jaunes(%)	borne sup (cm)	Proportion d'anguilles jaunes(%)
31	5,68	68	0,46
32	5,57	69	0,40
33	5,45	70	0,35
34	5,30	71	0,31
35	5,11	72	0,27
36	4,88	73	0,23
37	4,62	74	0,20
38	4,35	75	0,17
39	4,07	76	0,15
40	3,80	77	0,13
41	3,54	78	0,11
42	3,31	79	0,09
43	3,10	80	0,08
44	2,91	81	0,07
45	2,75	82	0,06
46	2,60	83	0,05
47	2,46	84	0,04
48	2,34	85	0,03
49	2,23	86	0,03
50	2,11	87	0,02
51	2,01	88	0,02
52	1,90	89	0,02
53	1,80	90	0,01
54	1,69		
55	1,59		
56	1,48		
57	1,38		
58	1,28		
59	1,18		
60	1,08		
61	0,98		
62	0,89		
63	0,81		
64	0,73		
65	0,65		
66	0,58		
67	0,52		

L'idée ensuite est de donner les résultats sur un jeu de données – test (tableau 3).

Tableau 3 : Structure en taille des données test

borne sup (cm)	effectif
31	27
32	32
33	30
34	23
35	21
36	20
37	15
38	18
39	13
40	9
41	10
42	8
43	7
44	7
45	9
46	1
47	6
48	2
49	3
50	5
51	3
52	5
53	3
54	2
55	1
56	2
57	0
58	2
59	1
60	0
61	1
62	0
63	0
64	0
65	0
66	0
67	1

Le tableau 4 permet de comparer les résultats d'ajustement sur le jeu de donnée test pour les versions 2.0 et 2.2, la dernière avec des options équivalentes on non à la première (hypothèses sur le moment où le déterminisme du sexe intervient). Dans ces calculs (version 2.0 et 2.2), on fixe la proportion dans le recrutement (principe de la version 2.0). On s'aperçoit que le choix du moment de fixation de la proportion de femelles dans le recrutement n'a de réelle influence que pour des niveaux faibles de femelles.

Il est ensuite possible de calculer les proportions de femelles dans l'échappement d'anguilles argentées (tableau 5). Le tableau 6 montre que la procédure ELSA 2.2 permet bien de retrouver les proportions de femelles dans le recrutement.

Tableau 4 Coefficient de mortalité totale (an-1) calculé avec différentes versions d'ELSA et avec différentes hypothèses sur le déterminisme du sexe (La tendance exponentielle du recrutement est fixée à -0.0649 an⁻¹, l'année d'observation de la structure du jeu-test est fixé à 2002)

	ELSA 2.0	ELSA 2.2	ELSA 2.2	ELSA 2.2	ELSA 2.2
	Sexe ratio constant à Lmin	Sexe ratio constant à Lmin	Sexe fixé quand Lmin	Sexe fixé à L0	Sexe fixé à L0
Proportion de femelles dans le recrutement	Tendance exponentielle du recrutement	Tendance exponentielle du recrutement	Tendance exponentielle du recrutement	Tendance exponentielle du recrutement	Série de recrutement « Atlantique »
0,95	0.6767	0.6770	0.6775	0.6881	0.6939
0,50	0.5211	0.5210	0.5222	0.6605	0.6626
0,05	0.1383	0.1146	0.1018	0.1802	0.1120

Tableau 5 : Proportion de femelles dans l'échappement en fonction de la proportion de femelles dans le recrutement

	ELSA 2.2
Proportion de femelles dans le recrutement	Sexe fixé à L0
	Série de recrutement « Atlantique »
0,95	0.9821
0,50	0.7319
0,05	0.0562

Tableau 6 : Calcul de la proportion de femelles dans le recrutement en civelles et du coefficient de mortalité totale par le modèle ELSA 2.2 pour différentes valeurs de proportion de femelles dans l'échappement (avec la série « Atlantique » pour recrutement)

Proportion de femelles dans l'échappement	Proportion de femelles dans le recrutement	Coefficient de mortalité (an ⁻¹)
0.9821	0.9501	0.6940
0.7319	0.4993	0.6642
0,0562	0.0503	0.1071

Résumé

La procédure ELSA 2.2 permet de calculer un coefficient de mortalité totale à partir d'une structure en taille d'anguille jaune, de la proportion de femelle dans l'échappement et d'une série chronologique de recrutement. Elle a été appliquée sur 209 regroupements d'opérations de pêche électrique issues de la base BDMAP correspondant à des contextes de croissance et de densité similaires. Dans 149 cas, l'optimisation sous contraintes a permis de calculer un coefficient de mortalité qui ne sature les contraintes. Les raisons des échecs restent à préciser. Un seul mode à 0.2227 an^{-1} , sans se dégager clairement du reste de la distribution a été trouvé. Il est plus élevé que le coefficient de mortalité naturelle classiquement utilisé, laissant penser à des pressions anthropiques plus importantes qu'imaginées. Une première tentative d'explication de ce coefficient a été réalisée à partir d'un modèle linéaire généralisé avec comme variables explicatives le COGEPOMI et la distance à la mer mais le déséquilibre du jeu donnée incite à la plus grande prudence dans l'interprétation des résultats.

Mot clés : *Anguilla anguilla*, anguille jaune, mortalité, pêche électrique

Abstract :

Elsa 2.2. model calculates an instantaneous coefficient of mortality from a yellow eel length structure, a female proportion in silver eel escapement and a time series of recruitment. This analysis was performed on 209 clusters of electro-fishing operations extracted from BDMAP database. One cluster corresponds to a homogenous growth and density context. No constraints saturation during the optimization was obtained for 149 cases, with no evident explanation of failure. One not-crisp mode of mortality coefficient was obtained at 0.227 an^{-1} . This value, higher than the classical natural mortality coefficient, leads to conclude to higher anthropogenic pressures than expected. The coefficient variability was explained with a generalized linear model based on COGEPOMI (administrative structure of management) and distance to the sea but results should be analyzed with caution due to unbalanced data set.

Key word : *Anguilla anguilla*, yellow eels, mortality, electro-fishing