



**HAL**  
open science

## **SalmoGlob - ToolBoxWGNAS. Développement d'un nouveau modèle pour l'évaluation des stocks de saumon atlantique à l'échelle de l'Atlantique Nord**

Etienne Rivot, Maxime Olmos, Marie Nevoux, Etienne Prévost, Mathieu Buoro, Laurent Beaulaton

### ► **To cite this version:**

Etienne Rivot, Maxime Olmos, Marie Nevoux, Etienne Prévost, Mathieu Buoro, et al.. SalmoGlob - ToolBoxWGNAS. Développement d'un nouveau modèle pour l'évaluation des stocks de saumon atlantique à l'échelle de l'Atlantique Nord. [Rapport de recherche] OFB; INRAE; Institut Agro - Agrocampus Ouest; UPPA. 2020, 75 p. hal-03138237

**HAL Id: hal-03138237**

**<https://hal.science/hal-03138237v1>**

Submitted on 11 Feb 2021

**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.

## SalmoGlob - ToolBoxWGNAS

# Développement d'un nouveau modèle pour l'évaluation des stocks de saumon atlantique à l'échelle de l'Atlantique Nord

Rapport final

Etienne Rivot<sup>1,2</sup>, Maxime Olmos<sup>1,2</sup>  
Marie Nevoux<sup>1,2</sup>, Etienne Prévost<sup>3,2</sup>, Mathieu Buoro<sup>3,2</sup>,  
Laurent Beaulaton<sup>2,4</sup>

<sup>1</sup> UMR ESE Ecology and Ecosystem Health, Institut Agro, INRAE, Rennes

<sup>2</sup> Pôle Gestion des Migrateurs Amphihalins dans leur Environnement, OFB, INRAE, INSTITUT AGRO, UNIV PAU & PAYS ADOUR/E2S UPPA

<sup>3</sup> UMR EOBIOP, Université de Pau et des Pays de l'Adour, e2s-UPPA, INRAE, Saint-Pée-sur-Nivelle

<sup>4</sup> OFB, Direction de la Recherche et de l'Appui Scientifique

Juillet 2020

Droits d'usage : Accès libre

Niveau géographique : Mondial

Couverture géographique : Bassin de l'Atlantique Nord

Niveau de lecture : Experts

## • AUTEURS

**Etienne RIVOT**, enseignant chercheur Institut Agro, membre du groupe de travail CIEM pour le Saumon de l'Atlantique nord ; UMR ESE Ecologie et Santé des Ecosystèmes, Institut Agro, INRAE, Rennes ; [etienne.rivot@agrocampus-ouest.fr](mailto:etienne.rivot@agrocampus-ouest.fr)

**Maxime OLMOS**, chercheur associé, membre du groupe de travail CIEM pour le Saumon de l'Atlantique nord ; UMR ESE Ecologie et Santé des Ecosystèmes, Institut Agro, INRAE, Rennes ; [olmosmaxim@gmail.com](mailto:olmosmaxim@gmail.com)

## • CONTRIBUTEURS

**Laurent BEULATON**, chef du Pôle Gestion des Migrateurs Amphihalins dans leur Environnement, OFB, INRAE, INSTITUT AGRO, UNIV PAU & PAYS ADOUR/E2S UPPA ; OFB, Direction de la Recherche et de l'Appui Scientifique ; [laurent.bealaton@ofb.fr](mailto:laurent.bealaton@ofb.fr)

**Mathieu BUORO**, chargé de recherches INRAE ; UMR EOBIOP, Université de Pau et des Pays de l'Adour, e2s-UPPA, INRAE, Saint-Pée-sur-Nivelle ; [mathieu.buoro@inrae.fr](mailto:mathieu.buoro@inrae.fr)

**Marie NEVOUX**, chargée de recherches INRAE ; UMR ESE Ecologie et Santé des Ecosystèmes, Institut Agro, INRAE, Rennes ; [marie.nevoux@inrae.fr](mailto:marie.nevoux@inrae.fr)

**Etienne PREVOST**, directeur de recherches, INRAE ; UMR EOBIOP, Université de Pau et des Pays de l'Adour, e2s-UPPA, INRAE, Saint-Pée-sur-Nivelle ; [etienne.prevost@inrae.fr](mailto:etienne.prevost@inrae.fr)

## • SALMOGLOB-TOOLBOX - DEVELOPPEMENT D'UN NOUVEAU MODELE POUR L'EVALUATION DES STOCKS DE SAUMON ATLANTIQUE A L'ECHELLE DE L'ATLANTIQUE NORD

### • RESUME

Nous avons développé un nouveau modèle pour l'évaluation de stocks du saumon Atlantique à l'échelle du bassin de l'Atlantique nord. Il constitue une première version d'un nouveau cadre de modélisation pour les travaux du Groupe de travail sur le Saumon de l'Atlantique Nord du Conseil International pour l'Exploration de la mer (ICES/CIEM WGNAS). La version du modèle présentée dans ce rapport s'appuie sur les données du groupe de travail ICES WGNAS 2015. La série chronologique de données couvre la période 1971 à 2014 (44 ans).

Le modèle est développé dans le cadre des modèles hiérarchiques Bayésiens. Une suite de programmes (développés en R, et mobilisant le package *nimble* pour l'inférence Bayésienne) a été développée et mise à disposition du groupe de travail WGNAS. Elle permet d'analyser la dynamique des populations, de réaliser l'évaluation des stocks et d'évaluer des scénarios de gestion (gestion de la pêche ou autre) dans un cadre probabiliste, et simultanément pour l'ensemble des unités de stock de l'Atlantique Nord. Le modèle peut être facilement étendu pour développer la modélisation de la démographie et assimiler de nouvelles sources de données. Ce nouveau cadre représente un saut qualitatif et quantitatif profond par rapport aux modèles d'évaluation historiquement utilisés par le WGNAS. Ce nouveau modèle a le potentiel de modifier en profondeur et sur le long terme les méthodes de travail du groupe de travail ICES/CIEM WGNAS.

Le modèle s'appuie sur une représentation du cycle de vie structurée en âges et en stades de développement qui intègre la variabilité des histoires de vie du saumon (âge de rivière et âge de mer). La modélisation démographique est harmonisée entre toutes les unités de stocks d'Amérique du Nord et d'Europe. Il permet d'estimer l'abondance des post-smolts en mer avant toute mortalité par pêche (Pre Fishery Abundance, PFA), la survie des post-smolt jusqu'au stade PFA, les proportions de poissons qui mûrent après un ou deux hivers passés en mer, ainsi que les taux d'exploitation des différentes pêcheries au cours des routes de migration, pour l'ensemble des unités de stocks à l'échelle du bassin de l'Atlantique nord.

Le modèle constitue un nouvel outil pour mieux comprendre les mécanismes de la réponse des populations de saumons à de multiples facteurs de forçage (exploitation, modification de l'environnement, notamment marin) agissant sur les populations à des échelles spatiales différentes. Il permet de quantifier les covariations dans les paramètres démographiques et les taux d'exploitation entre différents groupes de populations qui peuvent partager des routes de migration marines communes et peuvent être exploitées par les mêmes pêcheries en mer.

Il permet de réaliser des projections dans le futur de la dynamique de population sous divers scénarios dans un cadre probabiliste qui intègre l'ensemble des sources d'incertitude. Nous démontrons en particulier l'utilité du modèle pour évaluer les probabilités que les abondances de retour dans chaque unité de stock atteignent les limites de conservation selon différents scénarios de gestion des pêcheries marines au large des îles Féroé (qui impactent toutes les unités de stocks européennes) et au Groenland (qui impactent les unités de stock nord-américaines et européennes).

- **MOTS CLES**

Saumon atlantique ; Bassin de l'atlantique nord ; Modèle d'évaluation de stock ; Evaluation de scénarios de gestion ; Incertitudes ; Analyse de risques

## • AVANTS PROPOS

### **Ce travail s'appuie largement sur les travaux de thèse de Félix Massiot-Granier et Maxime Olmos et les publications scientifiques qui en sont issues.**

#### Thèses

Massiot-Granier. 2014. Dynamique des populations de saumon atlantique (*Salmo salar*) à l'échelle de son aire de répartition. Séparer les différentes échelles dans les facteurs de forçage par une approche de modélisation hiérarchique Bayésienne. Thèse de doctorat d'Agrocampus Ouest, Mention Halieutique.

Olmos, M. 2019. Investigating the drivers of Atlantic salmon populations decline in the North Atlantic basin. Thèse de doctorat d'Agrocampus Ouest, COMUE Université Bretagne Loire, mention Halieutique.

#### Publications scientifiques

Massiot-Granier, F., Prévost, E., Chaput, G., Potter, T., Smith, G., White, J., Mäntyniemi, S., & Rivot, E. (2014). Embedding stock assessment within an integrated hierarchical Bayesian life cycle modelling framework : An application to Atlantic salmon in the Northeast Atlantic. *ICES Journal of Marine Science*, 71(7), 1653-1670. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fst240>

Olmos, M., Massiot-Granier, F., Prévost, E., Chaput, G., Bradbury, I. R., Nevoux, M., & Rivot, E. 2019. Evidence for spatial coherence in time trends of marine life history traits of Atlantic salmon in the North Atlantic. *Fish and Fisheries*, 20(2), 322-342. <https://doi.org/10.1111/faf.12345>

Olmos, M., Payne, M. R., Nevoux, M., Prévost, E., Chaput, G., Du Pontavice, H., Guitton, J., Sheehan, T., Mills, K., & Rivot, E. 2020. Spatial synchrony in the response of a long range migratory species (*Salmo salar*) to climate change in the North Atlantic Ocean. *Global Change Biology*, 26(1319-1337). <https://doi.org/10.1111/gcb.14913>

#### Rapport du groupe de travail ICES/CIEM WGNAS

Rivot, E., Olmos, M., Chaput, G., & Prévost, E. (2019). A hierarchical life cycle model for Atlantic salmon stock assessment at the North Atlantic basin scale. (ICES WGNAS, Working Paper 2019/26, Bergen, Norway, March 26 - April 5, 2019 Working Paper 2019/26). ICES/CIEM.

## **Remerciements**

Cette étude a été rendue possible grâce au travail des nombreuses personnes qui collectent et compilent les données utilisées par le groupe de travail du CIEM sur le saumon de l'Atlantique Nord. Pour l'Amérique du Nord: Dave Reddin, Martha Robertson et Geoff Veinott de la région de Terre-Neuve-et-Labrador de Pêches et Océans Canada (MPO), Ross Jones et Alex Levy de la région des Maritimes du MPO, Cindy Breau, Michel Biron, Scott Douglas de la région du Golfe du MPO, Mélanie Dionne et Julien April du gouvernement provincial du Québec, et Tim Sheehan et Joan Trial des États-Unis. Pour le l'Europe du Sud: Dennis Ensing (Royaume-Uni, Irlande du Nord), Gudni Gudbergsson (Islande), Michael Millane et Niall O' Maoiléidigh (Irlande), Ted Potter et Ian Russel (Royaume-Uni, Angleterre et Pays de Galles), Gordon Smith (Royaume-Uni, Écosse) ; Et enfin pour la France, l'ensemble du personnel des unités UMR ESE et U3E du centre INRAE de Rennes ainsi du pôle OFB, INRAE, Institut Agro, UPPA Gestion des Poissons Migrateurs Amphihalins dans leur Environnement.

## • SALMOGLOB-TOOLBOX - DEVELOPPEMENT D'UN NOUVEAU MODELE POUR L'EVALUATION DES STOCKS DE SAUMON ATLANTIQUE A L'ECHELLE DE L'ATLANTIQUE NORD

Etienne Rivot, Maxime Olmos

### • SYNTHÈSE POUR L'ACTION OPERATIONNELLE

Nous avons développé un nouveau modèle pour l'évaluation de stocks du saumon Atlantique à l'échelle du bassin de l'Atlantique nord. Il constitue une première version opérationnelle d'un nouveau cadre de modélisation pour les travaux du Groupe de travail sur le Saumon de l'Atlantique Nord du Conseil International pour l'Exploration de la mer (ICES/CIEM WGNAS).

Ce nouveau cadre de modélisation apporte un ensemble de contributions majeures pour améliorer les bases scientifiques de l'évaluation des stocks de saumon dans l'Atlantique Nord. Il a le potentiel de modifier en profondeur et sur le long terme les méthodes de travail du groupe de travail WGNAS. Une suite de programmes (développés en R, et mobilisant le package *nimble* pour l'inférence Bayésienne) a été développée et mise à disposition du groupe de travail WGNAS (disponible sur [https://github.com/SalmoGlob/Version\\_WGNAS2019](https://github.com/SalmoGlob/Version_WGNAS2019)). Elle permet d'analyser la dynamique des populations, de réaliser l'évaluation des stocks et d'évaluer des scénarios de gestion (gestion de la pêche ou autre) dans un cadre probabiliste, et simultanément pour l'ensemble des unités de stock de l'Atlantique Nord. Ce nouveau cadre représente un saut qualitatif et quantitatif profond par rapport aux modèles d'évaluation historiquement utilisés par le WGNAS, qui s'appuient sur trois modèles indépendants et de structure différente pour les complexes Nord-Américain, Sud Européen et Nord Européen. Enfin, le modèle peut être facilement modifié et étendu pour développer la modélisation de la démographie et assimiler de nouvelles sources de données.

Plus spécifiquement, les apports de ce nouveau cadre de modélisation pour l'évaluation des stocks de saumon à l'échelle du bassin de l'Atlantique nord s'appuient sur quatre éléments majeurs.

- (1) Le modèle propose une représentation du cycle de vie structurée en âges et en stades de développement. La structure démographique est harmonisée entre toutes les unités de stock d'Amérique du Nord et d'Europe. Cela représente un changement profond par rapport aux modèles d'évaluation historiquement utilisés par le WGNAS, qui s'appuient sur trois modèles indépendants et de structure démographique différente pour les complexes Nord-Américain, Sud Européen et Nord Européen. En particulier, dans le modèle utilisé actuellement pour les unités de stock d'Amérique du nord, seuls les poissons passant plusieurs hivers en mer avant la reproduction sont considérés. Le nouveau modèle de cycle de vie intègre la dynamique des deux classes d'âge de mer dominantes dans les effectifs, les poissons de un hiver de mer (1HM) et les poissons de deux hivers de mer (2HM).

Le modèle permet d'estimer simultanément l'abondance des post-smolts en mer avant toute mortalité par pêche (stade appelé Pre Fishery Abundance, PFA), la survie des post-smolt jusqu'au stade PFA, les proportions de poissons qui mûrissent après un ou deux hivers passés en mer (1HM et 2HM, respectivement), ainsi que les taux d'exploitation des différentes pêcheries au cours des routes de migration, et ceci pour l'ensemble des unités de stocks de l'Atlantique Nord.



Aussi, le modèle permet d'assimiler des données génétiques apportant de l'information pour allouer les captures en mer au Groenland aux différentes unités de stock ; Cela apporte un degré de réalisme supplémentaire par rapport aux modèles classiquement utilisés par le groupe de travail WGNAS qui considèrent des taux d'exploitation homogènes entre toutes les unités de stock.

- (2) Le modèle constitue un nouvel outil pour mieux comprendre les mécanismes de la réponse des populations de saumons à de multiples facteurs de forçage (exploitation, modification de l'environnement, notamment marin) agissant sur les populations à des échelles spatiales différentes. La formulation de la dynamique de population de l'ensemble des unités de stocks de l'Atlantique Nord dans le cadre d'un modèle hiérarchique permet de quantifier les covariations entre différents groupes de populations qui peuvent partager des routes de migration marines communes et peuvent être exploitées par les mêmes pêcheries en mer. Il apporte un cadre pour quantifier la cohérence spatiale dans les variations temporelles de la survie des post-smolts et dans la composition en classe d'âge dans les retours dans un large gradient de conditions biogéographiques au sein du bassin de l'Atlantique Nord.
- (3) Le modèle est construit dans un cadre hiérarchique Bayésien, qui permet (i) de prendre en compte l'ensemble des sources d'incertitude dans les observations et dans les processus démographiques dans la phase d'ajustement du modèle sur les séries historiques de données (*hindcasting*) ; (ii) et de propager l'ensemble de ces incertitudes dans les projections pour réaliser des analyses de risque dans un cadre probabiliste (*forecasting*).

Les erreurs d'observation sur les retours et les captures sont intégrées par une approche séquentielle similaire à celle développée dans le modèle d'évaluation de stocks utilisée en mer Baltique. Les distributions de probabilité des retours et des captures en mer sont produites dans une étape préalable qui mobilise les modèles développés par le groupe de travail WGNAS (modèle de *Run Reconstruction*) et utilisées dans le modèle de cycle de vie pour approximer des vraisemblances. Ce choix de développer une approche séquentielle (plutôt qu'une approche intégrée) résulte d'un compromis entre réalisme et efficacité en termes de temps de calcul. Les modèles utilisés au niveau de chaque unité de stocks pour reconstruire les retours sont hétérogènes entre les unités de stocks, et développer une approche intégrée visant à capturer cette hétérogénéité aurait conduit à augmenter considérablement la complexité du modèle et le temps de calcul nécessaire pour les estimations.

- (4) Le modèle de cycle de vie offre un cadre naturel pour réaliser des projections de la dynamique de population sous divers scénarios. Cela constitue un progrès considérable par rapport aux modèles utilisés actuellement par le CIEM qui s'appuient sur des modèles différents pour les phases d'inférences et les phases de projection. Dans le nouveau cadre proposé, le même modèle est utilisé pour les phases d'inférence et de projection. Ainsi, toutes les propriétés du modèle sont naturellement intégrées dans la phase de projection. (i) Toutes les sources d'incertitude dans le modèle (variation temporelles) et dans les paramètres (distribution a posteriori jointe des paramètres) sont intégrées dans les phases d'inférence et de projection ; (ii) La covariation spatiale dans les variations temporelles dans la survie marine et dans la proportion de poissons qui mûrissent après un hiver en mer est prise en compte dans les deux phases d'inférence et de projection ; (iii) Un modèle unique permet de réaliser les projections de la dynamique de population et des retours pour toutes les unités de stock simultanément, ce qui est d'un intérêt particulier pour évaluer les conséquences de diverses options de gestion de l'exploitation par des pêcheries opérant sur des mélanges de population en mer. Nous démontrons en particulier l'utilité du modèle pour évaluer les probabilités que les abondances de retour dans chaque unité de stock atteignent les limites de conservation selon différents scénarios de gestion des pêcheries marines au large des îles Féroé (qui impactent toutes les unités de stocks européennes) et au Groenland



(qui impactent les unités de stock nord-américaines et européennes). Mais le modèle peut aussi être utilisé pour évaluer l'impact d'autres pêcheries, ou pour évaluer des mesures de conservation spécifiques pour les différentes classes d'âge.

- **PROGRAMMES DISPONIBLES EN LIGNE**

[https://github.com/SalmoGlob/Version\\_WGNAS2019](https://github.com/SalmoGlob/Version_WGNAS2019)

• **SOMMAIRE**

<b>I.</b>	<b>INTRODUCTION</b> .....	<b>11</b>
<b>II.</b>	<b>UN NOUVEAU MODELE D'EVALUATION DES STOCKS A L'ECHELLE DU BASSIN DE L'ATLANTIQUE NORD</b>	<b>13</b>
II.1.	ARCHITECTURE GENERALE DU MODELE .....	13
II.1.1.	<i>Structure spatiale</i> .....	14
II.1.2.	<i>Modélisation des histoires de vie</i> .....	14
II.1.3.	<i>Hypothèses pour séparer les sources de variabilité</i> .....	14
II.1.4.	<i>Modélisation de la covariation entre les unités de stock</i> .....	16
II.2.	DONNEES ET EQUATIONS DE VRAISEMBLANCE .....	16
II.2.1.	<i>Données du groupe WGNAS 2015</i> .....	17
II.2.2.	<i>Estimations des retours</i> .....	17
II.2.3.	<i>Captures réalisées dans les eaux territoriales</i> .....	18
II.2.4.	<i>Captures réalisées dans les pêcheries en mer opérant sur des stocks partagés</i> .....	18
II.3.	SIMULATIONS MCMC .....	19
<b>III.</b>	<b>PROJECTIONS ET ANALYSES DE RISQUES</b> .....	<b>20</b>
III.1.	OBJECTIFS DE GESTION - LIMITES DE CONSERVATION (CL) .....	21
III.2.	ANALYSES DE RISQUE POUR LES SCENARIOS DE PECHE AU GROENLAND ET AUX ILES FEROE .....	21
<b>IV.</b>	<b>RESULTAT 1 - RECONSTRUCTION DE LA DYNAMIQUE DES STOCKS (SERIE 1971-2014)</b> .....	<b>22</b>
IV.1.	UN DECLIN GENERALISE .....	22
IV.2.	COHERENCE DANS LES VARIATIONS TEMPORELLES DE LA SURVIE DES POST-SMOLTS ET DE LA PROPORTION DE POISSONS QUI MATURENT APRES LE PREMIER HIVER EN MER .....	23
IV.2.1.	<i>Survie des post-smolts</i> .....	23
IV.2.2.	<i>Proportion de poissons qui murent après un hiver de mer</i> .....	23
<b>V.</b>	<b>RESULTAT 2 - PROJECTIONS ET ANALYSES DE RISQUES</b> .....	<b>24</b>
V.1.1.	<i>Evaluation de la dépose d'œufs vis-à-vis des CL</i> .....	24
V.1.2.	<i>Scénarios de captures au Groenland (0 capture aux Féroé)</i> .....	24
V.1.3.	<i>Scénarios de captures aux Féroé (0 capture au Groenland)</i> .....	25
V.1.4.	<i>Scénarios de captures conjointes au Groenland et aux Féroé</i> .....	25
<b>VI.</b>	<b>RÉFÉRENCES</b> .....	<b>26</b>
<b>VII.</b>	<b>FIGURES ET TABLES</b> .....	<b>29</b>



VIII. ANNEXE 1. - PRESENTATION DETAILLEE DU MODELE BAYESIEN DE CYCLE DE VIE (EQUATIONS DE PROCESSUS ET D'OBSERVATION)..... 68

## • SALMOGLOB-TOOLBOX - DEVELOPPEMENT D'UN NOUVEAU MODELE POUR L'EVALUATION DES STOCKS DE SAUMON ATLANTIQUE A L'ECHELLE DE L'ATLANTIQUE NORD.

### I. Introduction

Les saumons (ici le terme saumon désigne le saumon atlantique (*salmo salar*)) qui se reproduisent dans les cours d'eau des côtes est de l'Amérique du Nord et ouest de l'Europe entreprennent de longues migrations marines vers des zones de nourrissage communes à plusieurs populations, où ils sont exposés à des conditions environnementales océaniques communes ainsi qu'à des pêcheries communes (Beaugrand and Reid, 2003; Beaugrand and Reid, 2012; Friedland et al., 2014; Mills et al., 2013 ; ICES, 2017c).

Les saumons sont susceptibles d'être exploités à plusieurs stades de leur cycle de vie. Des pêcheries opèrent au large au niveau de zones de nourrissage communes où se regroupent plusieurs populations. D'autres opèrent dans des zones plus côtières où les saumons transitent avant leur entrée dans les cours d'eau pour la reproduction, ou bien en zones estuariennes ou dans les cours d'eau juste avant la reproduction.

En particulier, lorsqu'ils se regroupent dans les zones de nourrissage en mer au large du Groenland ou des îles Féroé, les saumons sont susceptibles d'être capturés par des pêcheries opérant en haute mer sur des mélanges de populations, aussi appelés stocks partagés (Chaput, 2012; ICES, 2017a). Les stocks de saumon ont été intensément exploités entre les années 1960 et le début des années 1990, avec des captures totales dans l'Atlantique Nord qui ont avoisiné les 12 000 tonnes chaque année en 1967 et 1973. Suite au fort développement de la pêche aux filets maillants dérivants dans les années 1960, les captures de la pêche du Groenland ont atteint un maximum de 2700 t en 1971 (Dunbar and Thomson, 1979; Horsted, 1988). Cette exploitation intense a participé au déclin du nombre de poissons de retour dans leur cours d'eau natal pour la reproduction et in fine au déclin des stocks (Mills, 1989; Parrish et al., 1998).

La nécessité de réguler les pêcheries opérant en haute mer sur les stocks partagés a conduit à la création de l'Organisation pour la Conservation du Saumon de l'Atlantique Nord (NASCO / OCSAN; <http://www.nasco.int/>) en 1982, et à la signature d'un traité entre tous les pays participants (dont la France) pour la gestion des pêcheries impactant différents stocks (Windsor and Hutchinson, 1994). Les rapports annuels sur l'état des stocks produits par le Groupe de Travail sur le Saumon Atlantique du Conseil International pour l'Exploration de la Mer (ICES WGNAS) et les avis pour la gestion qui en découlent délivrés à l'OCSAN forment le socle des négociations internationales et des mesures de gestion de ces pêcheries.

Pour gérer les pêcheries de l'ouest du Groenland et des îles Féroé, le WGNAS fournit des avis scientifiques basés sur une prévision de l'abondance avant l'exploitation des pêcheries en haute mer (abondance avant la pêche, mesurée au 1er janvier du premier hiver passé en mer, ci-après dénommée *PFA*, *Pre Fishery Abundance*). Une stratégie de gestion à échappement fixe a été adoptée dans le but préserver le stock de reproducteurs pour toutes les unités de stock Européennes et Nord-Américaines (Chaput, 2012; Crozier et al., 2003; Crozier et al., 2004; Potter et al., 2004a).

Des modèles d'évaluation des stocks ont été élaborés sur la base de données agrégées à l'échelle des unités de stock (US) régionales ou nationales dans la région de l'Atlantique Nord au sein de trois groupes de stocks continentaux (CSG): l'est de l'Amérique du Nord, l'Europe du Sud et d'Europe du Nord (Crozier et al., 2004; Potter et al., 2004a; Chaput et al. 2012). L'objectif de ces modèles est de reconstruire des séries à long terme (à partir du début des années 1970) d'abondance en mer avant toute pêche maritime (PFA) et de prévoir les retours de saumons adultes dans leurs rivières natales. Ces modèles ont été incorporés dans un cadre d'analyse de risques pour évaluer les conséquences des pêcheries marines opérant sur stock partagés au Groenland et aux îles Féroé sur les retours (Friedland et al., 2005; CIEM, 2015a) et pour évaluer les retours de reproducteurs vis-à-vis des limites de conservation (point de référence biologique en dessous duquel le stock ne doit pas passer) à différentes échelles, pour chaque US et au niveau plus agrégé des CSG.

Les modèles PFA constituent une base incontournable pour les évaluations de stock à cette échelle internationale. Mais ils souffrent de trois faiblesses majeures.

- (1)** Les modèles PFA reposent sur une modélisation du recrutement très simplifiée qui contraste avec le niveau de connaissance disponible sur la démographie et la dynamique de population du saumon. Les prévisions des retours au cours des trois années suivant la dernière évaluation sont basées sur une prévision de l'évolution du paramètre de productivité défini comme la productivité entre un potentiel de reproduction (mesure du stock; exprimé en nombre d'œufs potentiellement pondus chaque année pour les deux CSG européens et comme le nombre de reproducteurs dans le CSG nord-américain) et l'abondance au stade PFA (mesure du recrutement). Ce cadre ne représente pas explicitement la dynamique des populations comme un cycle de vie. L'absence le lien dynamique entre la PFA et la dépose d'œufs des années suivantes est susceptible de biaiser les inférences statistiques du paramètre de productivité (Massiot-Granier et al., 2014; Su et Peterman, 2012). De plus, le manque de souplesse du cadre de modélisation statistique restreint les possibilités d'intégrer de nouvelles sources de données qui pourrait permettre de mieux représenter la démographie. Cela rend difficile les tests d'hypothèses sur les drivers et les mécanismes des changements (Massiot-Granier et al., 2014).
- (2)** Le cadre de modélisation PFA fonctionne selon une combinaison de trois modèles, ce qui les rend difficile à gérer dans le cadre d'un groupe de travail. (i) Un premier modèle, le modèle de reconstitution des retours, s'appuie sur des estimations de l'abondance des poissons de retour pour la reproduction et des paramètres biologiques (sex-ratio, fécondité et proportion moyenne des différentes classes d'âge) pour estimer le nombre potentiel de reproducteurs ou d'œufs (mesure du Stock) pour chaque année de la série chronologique. Le même modèle est utilisé pour estimer l'abondance des poissons aux étapes de la PFA (mesure du Recrutement) par une procédure de calcul rétrospectif (similaire à une analyse de population virtuelle) qui mobilise les estimations des retours complétées par des données de captures en mer et des hypothèses sur les taux de mortalité naturelle en mer. Par conséquent, les mesures du stock et du recrutement sont dérivées des mêmes données, alors qu'elles sont considérées comme indépendantes dans le reste du processus. (ii) Une deuxième partie du cadre de modélisation consiste à estimer les paramètres de productivité entre le Stock et le Recrutement pour toutes les années de la série de données, et s'appuie sur une hypothèse de l'existence d'une autocorrélation temporelle (marche aléatoire) pour prévoir l'évolution du paramètre de productivité pour les trois années qui suivent la dernière année de l'évaluation. (iii) Enfin, dans une troisième phase, cette prévision des paramètres de productivité sert de base à la prévision de la PFA et du nombre de poissons qui seront de retour après leur séjour marin sur la base de scénarios de captures en mer.
- (3)** Des modèles PFA différents et indépendants ont été développés pour les trois CSG. Certaines hypothèses démographiques fondamentales ne sont pas harmonisées entre ces modèles. Plus

précisément, les deux modèles européens prennent explicitement en compte les deux classes d'âge de mer 1HM et 2HM dans la dynamique des populations, tandis que le modèle utilisé pour l'Amérique du nord, historiquement développé pour évaluer l'influence des captures au Groenland sur les stocks nord-américains, ne prend en compte que la dynamique des 2HM (Chaput et al., 2012). Ce modèle suppose implicitement que les reproducteurs 2HM ne produisent que des poissons 2HM dans les futures cohortes, et exclut les contributions des reproducteurs 1HM. Ainsi, les variations temporelles de productivité marine pour les US d'Amérique du Nord ne prennent en compte que la composante 2HM et ne sont donc pas comparables aux modèles PFA construits pour les CSG européens qui eux prennent en compte les deux composantes 1HM et 2HM. Ces différences structurelles profondes dans les modèles empêchent l'analyse conjointe de la dynamique des populations entre toutes les US de l'Atlantique Nord. Cette approche ignore également toute structure de covariance dans la dynamique des US, même si les poissons de plusieurs US peuvent partager des habitats marins communs et être exploités conjointement par les pêcheries en mer.

Dans ce projet, nous avons développé un modèle de cycle de vie hiérarchique bayésien pour l'analyse conjointe de la dynamique des populations de saumon de toutes les US du bassin de l'Atlantique Nord. Nous étendons le cadre développé par Massiot-Granier et al. (2014) pour une US afin d'inclure la dynamique de toutes US des trois CSG (Europe du Nord, Europe du Sud et Amérique du Nord) dans une approche hiérarchique unifiée dans laquelle toutes les populations ont la même structure de cycle de vie.

Le nouveau modèle représente une contribution majeure pour l'amélioration de la base scientifique de l'évaluation des stocks de saumon dans le bassin de l'Atlantique nord.

- (1) Il fournit un cadre d'analyse des mécanismes qui façonnent les réponses des populations aux variations des écosystèmes marins. En particulier, il permet de modéliser les covariations entre tous les US et de répartir les effets des pêcheries sur les effets des facteurs environnementaux à une hiérarchie d'échelles spatiales, y compris au niveau de l'Atlantique Nord, de chaque CSG et pour chaque US au sein d'un CSG.
- (2) Le cadre intégré du cycle de vie est également extensible et offre la possibilité d'assimiler diverses sources d'information pour améliorer le réalisme écologique et biologique du modèle.
- (3) Enfin, le modèle du cycle de vie est un cadre naturel pour prévoir la dynamique des populations. Le même modèle est utilisé pour les phases d'inférence (rétrodiffusion) et de prévision, et toutes les propriétés du modèle sont facilement intégrées dans le processus de prévision. Ce modèle est un nouvel outil important pour fournir des options de capture pour toutes les pêcheries marines qui opèrent sur un mélange de stocks (par exemple la pêche au saumon du Groenland occidental) et peut également être utilisé pour évaluer les options de capture pour d'autres pêcheries, ou pour évaluer les mesures de conservation pour les différentes classes d'âge de mer ou les différentes US, séparément.

## II. Un nouveau modèle d'évaluation des stocks à l'échelle du bassin de l'Atlantique Nord

### II.1. Architecture générale du modèle

Le modèle de cycle de vie est construit dans un cadre de modèle hiérarchique bayésien (Buckland et al., 2004; Rivot et al., 2004 ; Cressie et al. 2009 ; Parent & Rivot, 2012) qui prend en compte à la fois la stochasticité des processus démographiques et les erreurs d'observation. Dans un souci de concision, toutes les équations du modèle et les sources de données utilisées sont détaillées en Annexe 1.

### II.1.1. Structure spatiale

Le modèle considère conjointement la dynamique de 24 US (indices  $r=1,\dots,N$ , avec  $N=24$ ) (Fig. 1).

- 6 US du complexe d'Amérique du Nord, indexées par  $r = 1, \dots, 6$ : 1 = Newfoundland, 2 = Gulf, 3 = Scotia-Fundy, 4 = USA, 5 = Quebec and 6 = Labrador);
- 7 US du complexe sud Européen, indexées par  $r = 7, \dots, 13$ : 7 = Ireland, 8 = UK (England and Wales), 9 = France, 10 = UK (Scotland east), 11 = UK(Scotland west), 12 = UK (Northern Ireland) and 13 = south-west Iceland);
- 11 US du complexe nord Européen, indexées par  $r = 14,\dots,24$ : 14=North-East Iceland, 15=Sweden, 16=South-East Norway, 17=South-West Norway, 18=Middle Norway, 19=North Norway, 20=Finland, 21=Russia Kola Barents, 22=Russia Kola White Sea, 23=Russia Arkhangelsk Karelia and 24=Russia River Pechora.

Les US sont définies sur la base des zones continentales abritant les cours d'eau dans lesquels se reproduisent les populations. Toutes les populations agrégées au sein d'une même US sont supposées avoir les mêmes routes de migration marine et des paramètres démographiques homogènes.

### II.1.2. Modélisation des histoires de vie

Le modèle est construit en temps discret sur une base annuelle (indice  $t = 1,\dots, n$  avec  $n = 44$  dans cette application).

La dynamique de population de chaque US est représentée par un modèle de cycle de vie structuré par âge et stade (Fig. 2). Le modèle intègre des variations de l'âge des juvéniles migrant vers la mer (smolt) et du nombre d'années passées en mer avant la reproduction. Les smolts migrent vers la mer après 1 à 6 ans passés dans les cours d'eau (selon les US). Conformément à l'approche utilisée par le WGNAS (CIEM, 2015a), seules deux classes d'âge de la mer sont prises en compte dans le modèle: les saumons vierges de retour pour la fraie après un an en mer (1HM ; ou castillons) ou après deux ans passés en mer (2HM ; ou saumon de printemps). Les géniteurs de plus de 2HM sont relativement rares, et la combinaison de 6 classes d'âge de smolts avec 6 classes d'âge d'adultes représente l'essentiel des variations du cycle biologique.

Le modèle représente l'évolution de l'abondance des poissons ( $N_{s,t,r}$ ) pour chaque US ( $r$ ) par année ( $t$ ) et stade ( $s$ ) de vie, séquentiellement des œufs ( $N_1$ ) aux reproducteurs 1HM ( $N_7$ ) ou 2HM ( $N_{10}$ ) ayant survécu à toutes les sources de mortalité naturelle et par pêche, pour la période considérée (à partir de 1971, année de retour) (Fig 2; Tab. 1). Les taux de transition entre les stades ( $s$ ) pour chaque US ( $r$ ) de l'année ( $t$ ) sont notés  $\theta_{s,t,r}$ .

### II.1.3. Hypothèses pour séparer les sources de variabilité

En raison des contraintes liées à la disponibilité des données (déjà exprimées dans les modèles PFA) et



discutés par Massiot-Granier et al. (2014), la qualité et les informations fournies par les données sont limitées, ce qui restreint le nombre de paramètres de la dynamique de population qui peuvent réellement être estimés. Le modèle est principalement conçu pour estimer l'abondance à différentes étapes du cycle de vie, les taux d'exploitation de toutes les pêcheries et deux paramètres clé qui supposent implicitement que l'essentiel de la variabilité temporelle des paramètres démographiques se produit pendant les premiers mois de la phase marine : la survie marine des post-smolts (des smolts migrants au stade PFA au 1<sup>er</sup> janvier du premier hiver en mer) et les proportions de poissons qui mûrent après un hiver passé en mer, pour chaque US. Pour séparer les sources de variabilité dans la mortalité pendant les phases eau douce et marine du cycle, et pour séparer la variabilité dans la mortalité naturelle pendant la phase marine et dans la proportion de poissons qui mûrent après le premier hiver, nous utilisons le cadre décrit par Massiot-Granier et al. (2014) et repris par Olmos et al. (2019).

#### II.1.3.1. Phase juvénile en eau douce

Le nombre d'œufs pondus chaque année dans chaque US est directement calculé à partir du nombre de reproducteurs 1HM et 2HM dans les retours et des sex-ratios et valeurs de fécondité. Les sex-ratios et les fécondités sont spécifiques à chaque US, mais considérées comme fixes (connus sans incertitude) et constants dans le temps (Tab. 2).

En l'absence d'informations sur la production totale de smolts à l'échelle des US, les paramètres de la phase d'eau douce (survie de l'œuf à la production de smolts) sont fixés. Dans la configuration de base présentée ici (mais voir Olmos et al. 2019 pour une analyse de sensibilité à d'autres options de modélisation, y compris la densité-dépendance de la survie de l'œuf au smolt), la survie de l'œuf au smolt est indépendante de la densité et modélisée comme log-normalement distribuée autour d'une moyenne de 0,007 avec des variations aléatoires (CV = 0,4) indépendantes selon les US et les années. La fécondité et la survie en eau douce étant fixées a priori, la seule variation dans la phase en eau douce du cycle de vie est due à ces écarts aléatoires log-normaux (pas de tendance temporelle, pas de dépendance à la densité). Cela suppose implicitement que la plupart des changements dans la productivité du stock au fil du temps résultent de variations de dynamique pendant la phase marine.

Le nombre total de smolts produit par une cohorte est distribué par classe d'âge (de 1 à 6 ans) en utilisant des proportions d'âge de smolts spécifiques à chaque US, considérées comme fixes et constantes dans le temps (Tab. 2).

#### II.1.3.2. Phase marine

Les smolts d'âges différents migrant vers la mer au cours d'une année  $t$  sont regroupés une fois en mer (Fig. 2). Les taux de retour du smolt à l'adulte 1HM ou 2HM résultent de la combinaison de la mortalité naturelle, de la mortalité par pêche et de l'âge à maturation. Le stade PFA est défini comme l'abondance des post-smolts au 1<sup>er</sup> janvier du premier hiver en mer et avant toute pêche. La survie entre le stade smolts et le stade PFA est estimée et peut varier selon les années et les US (Tab. 3). La mortalité naturelle avant le stade PFA est estimée. Les poissons au stade PFA peuvent alors devenir mûres (et revenir en tant qu'adultes 1HM) ou retarder la maturation jusqu'à l'hiver suivant (et éventuellement survivre et revenir en tant qu'adultes 2HM). Sous cette hypothèse, la proportion de saumons au stade PFA qui mûrent après un hiver en mer est confondue avec la différence de mortalité post PFA entre les saumons 1HM et 2HM (voir Massiot-Granier et al. (2014) et Olmos et al. (2019) pour une discussion). La proportion de poissons arrivant à maturité après seulement un hiver de mer est estimée

et peut varier selon l'année et les US (Tab. 3), mais le taux de mortalité naturelle mensuel après le stade PFA est fixe, supposé constant dans le temps, homogène parmi toutes les US, et identique pour les poissons 1HM ou 2HM ( $M = 0,03 \cdot \text{mois}^{-1}$ ; Tab. 1).

La mortalité par pêche est modélisée comme une séquence temporelle de pêcheries opérant sur des mélanges d'US le long des routes de migration, ainsi que sur chaque US en ce qui concerne les pêcheries opérant en milieu côtier, en estuaire ou en rivières (Fig. 2; Tab. 4 et 5). Les taux d'exploitation des pêcheries sont estimés. Ils peuvent varier selon l'année et l'US et se voient attribuer des priors faiblement informatifs (Tab. 4 et 5).

#### II.1.4. Modélisation de la covariation entre les unités de stock

Le modèle représente explicitement la covariation entre toutes les US dans les variations interannuelles de deux paramètres clés caractéristiques de la phase marine (Fig. 3) : la survie du stade post-smolt jusqu'au stade PFA (notée  $\theta_{3_{t,r}}$ ) et la proportion de poissons qui mûrent après un hiver passé en mer (dénotée  $\theta_{4_{t,r}}$ ). Ces paramètres sont modélisés comme des marches aléatoires multidimensionnelles dans l'échelle *logit*, de matrice de variance-covariance notées  $\Sigma_{\theta_3}$  et  $\Sigma_{\theta_4}$ , respectivement (Minto et al., 2014; Ripa and Lundberg, 2000) (Table 3):

$$(1) \quad \left( \text{logit}(\theta_{3_{t+1,r}}) \right)_{r=1:N} \sim MVNormal \left( \left( \text{logit}(\theta_{3_{t,r}}) \right)_{r=1:N}, \Sigma_{\theta_3} \right)$$

$$(2) \quad \left( \text{logit}(\theta_{4_{t+1,r}}) \right)_{r=1:N} \sim MVNormal \left( \left( \text{logit}(\theta_{4_{t,r}}) \right)_{r=1:N}, \Sigma_{\theta_4} \right)$$

avec  $N$  = le nombre d'US dans le modèle (ici  $N=24$ ).

Pour chaque marche aléatoire, la matrice de corrélation  $\rho$  peut être calculée à partir de la matrice de variance—covariance :

$$(3) \quad \rho = \sqrt{\text{diag}(\Sigma)}^{-1} \times \Sigma \times \sqrt{\text{diag}(\Sigma)}^{-1}$$

La deuxième source de covariation entre les US est la dynamique de l'exploitation par les pêcheries en mer opérant sur des mélanges de stocks en fonction des hypothèses sur les routes de migration (Fig. 3).

## II.2. Données et équations de vraisemblance

Le modèle est ajusté à des séries chronologiques de données pour les années  $t = 1, \dots, n$ . Il incorpore les erreurs d'observation dans les retours et des captures pour chaque année et classe d'âge de mer séparément. La fonction de vraisemblance complète est construite à partir de la combinaison de toutes les équations d'observation pour les retours, les captures réalisées dans les eaux territoriales et celles réalisées en mer, pour 1HM et 2HM séparément.

La construction d'un modèle intégré (Maunder et Punt, 2013 ; Rivot et al., 2004 ; Schaub et Abadi, 2011) qui intégrerait explicitement des modèles d'observation complexes augmenterait

considérablement la complexité du modèle complet. Par conséquent, une approche séquentielle (Michielsens et al., 2008 ; Staton et al., 2017) est mise en œuvre. Elle consiste en (i) traiter séparément les modèles d'observation pour reconstruire les distributions de probabilité qui synthétisent l'incertitude d'estimation des captures et des retours pour chaque année et chaque US; et (ii) utiliser ces distributions comme approximations de vraisemblance pour le modèle de cycle de vie à espace d'état.

Les distributions de probabilité pour les retours et les captures sont dérivées de différentes données et de modèles d'observation variés spécifiques à chaque US (à l'exception des pêcheries de stocks mixtes en mer) tels que développés à l'origine par le CIEM pour fournir des données pour les modèles PFA :

- Séries chronologiques d'estimations (approximées par des distributions logNormales) du nombre de saumons anadromes matures qui retournent dans les eaux territoriales pour chacune des 24 US, et chaque classe d'âge de mer 1HM et 2HM. Dans cette application, les retours sont directement dérivés des modèles *Run Re-construction* gérés par le groupe de travail WGNAS (une distribution log-normale a été ajustée aux tirages Monte Carlo des retours estimés). Il convient de noter que ces distributions de probabilité sont construites dans une étape distincte, indépendamment du modèle de cycle de vie. Dans notre approche, ce modèle de *run-reconstruction* n'est pas nécessaire en tant que tel, car des méthodes alternatives à celle mise en œuvre dans le modèle de *run-reconstruction* (et éventuellement spécifiques à chaque US) pourraient être développées pour reconstruire la distribution de probabilité des retours.
- Séries chronologiques d'estimations (avec erreurs d'observation, approximées par des distributions logNormales) des captures réalisées dans les eaux territoriales pour chaque US par classe d'âge de mer.
- Séries chronologiques d'estimations (avec erreurs d'observation, approximées par des distributions logNormales) des captures pour les pêcheries opérant séquentiellement sur des mélanges d'US et utilisant des données ou hypothèses supplémentaires permettant d'estimer la proportion des captures assignée à chaque US.

### II.2.1. Données du groupe WGNAS 2015

La version du modèle présentée dans ce rapport a été construite sur la base des données du rapport WGNAS 2015 (ICES, 2015a). La série chronologique des données couvre donc une période de 44 ans de 1971 à 2014. L'indice  $t = 1, \dots, n$  représente la série chronologique 1971 à 2014 avec  $n = 44$ . Le WGNAS (ICES, 2015a) fournit une série chronologique de données plus courte pour les US d'Europe du Nord, car certaines données sont manquantes pour la Norvège avant l'année 1982. Afin de disposer de la même longueur des séries de données pour toutes les US (1971-2014), les données norvégiennes ont été complétées en utilisant la meilleure expertise disponible (Com pers. Geir Bolstad et Peder Fiske, NINA; voir ci-après dans la description détaillée des données).

### II.2.2. Estimations des retours

La vraisemblance pour les retours est approximée par des distributions de probabilité logNormales indépendantes entre chaque année, chaque classe d'âge de mer et chaque US, décrites par leur moyenne et par leur coefficient de variation, spécifique pour chaque année, classe d'âge de mer et US (Fig. 4).

### II.2.3. Captures réalisées dans les eaux territoriales

Les captures réalisées dans les eaux territoriales regroupent toutes les pêcheries capturant des poissons de retour dans les zones côtières, estuariennes et dans les cours d'eau. Des distributions logNormales indépendantes ont été utilisées pour représenter l'incertitude sur les captures territoriales, avec des moyennes spécifiques à chaque US, année et classe d'âge de mer (Fig. 5). Étant donné que les captures réalisées dans les eaux territoriales sont généralement estimées avec une bonne précision, des distributions logNormales avec des erreurs relatives arbitrairement fixées à un CV = 0,05 autour des estimations ponctuelles ont été utilisées.

### II.2.4. Captures réalisées dans les pêcheries en mer opérant sur des stocks partagés

Les captures réalisées en mer par des pêcheries opérant sur des mélanges d'US sont directement dérivées des captures déclarées au CIEM.

Les poissons originaires d'Amérique du Nord et d'Europe ont différentes voies de migration en mer pour finalement atteindre les aires d'alimentation communes à l'ouest du Groenland après le 1<sup>er</sup> hiver en mer. La pêcherie du Groenland occidental (WG) opère donc sur des mélanges de stocks provenant de toutes les US d'Amérique du Nord et d'Europe (bien que la proportion de poissons originaires d'Europe du Nord soit faible ; Fig.1 & 3).

La pêcherie des îles Féroé opère sur un mélange de stocks des deux complexes de stocks européens (nord et sud).

Les autres pêcheries marines considérées opèrent sur un mélange de stocks provenant d'un seul complexe.

Pour chaque pêcherie considérée, les équations de vraisemblance associées aux captures sont construites à partir de distributions logNormales pour capturer les erreurs d'observation des captures totales par classe d'âge de mer (somme des captures assignés à toutes les US exploitées par la pêcherie), combinées avec un second terme issu d'une distribution de Dirichlet pour capturer les erreurs d'observation autour des proportions de captures allouées à chaque US lorsque ces données sont disponibles (pêcheries des îles Féroé et de l'ouest du Groenland). Les erreurs d'observation sur les captures totales et sur les proportions sont considérées comme indépendantes pour toutes les pêcheries, toutes les années, classes d'âge de mer et US.

Il faut noter que lorsque les données sont disponibles pour allouer les captures aux différents US, cela peut conduire à des taux d'exploitation non homogènes entre différentes US. Par exemple, le taux d'exploitation estimé pour une US particulière sera élevé si la proportion dans les données utilisées pour répartir les captures est supérieure à la proportion que représente cette US dans l'abondance totale.

#### II.2.4.1. Pêcheries opérant sur des mélanges de stocks nord-américains

Les poissons d'Amérique du Nord mûrissant dès le premier hiver de mer (1HMm) peuvent être exploités lors de leurs migrations de retour vers les rivières par les pêcheries marines de Terre-Neuve-et-Labrador (NFLD/LAB) et de Saint-Pierre et Miquelon (SPM) (Tab. 4). Les saumons non mûrissant après la première année en mer (1HMnm) peuvent être capturés dans les pêcheries marines LAB/NFLD et au Groenland (G) en tant que 1HMnm, et en tant que saumon 2HM lors de leur migration de retour par les pêcheries

LAB/NFLD et SPM.

Les captures de 1HMnm au G peuvent provenir de l'une des 24 US de tous les CSG (Fig. 3). Une compilation de données génétiques permettant une assignation individuelle à chaque US a été utilisée pour estimer la proportion des captures totales de la pêcherie G à chacune des 24 US (Bradbury et al. 2016a, 2016b ; ICES 2017a ; 2017b ; mais voir aussi Olmos et al 2019 pour plus de détails) (Fig.6).

Les pêcheries LAB/NFLD et SPM exploitent des poissons issus d'un mélange d'US provenant uniquement d'Amérique du Nord (Fig. 3). Des données couplées à de l'expertise sont utilisées pour allouer les captures de 1HMm, 1HMnm et 2HM de la pêcherie LAB/NFLD entre le Labrador et les autres US d'Amérique du Nord (ICES 2017a ; 2017b) (Fig. 7). On suppose que la pêcherie SPM ne capture aucun poisson du Labrador et le taux d'exploitation de l'US Labrador a été fixé à zéro dans cette pêcherie. En dehors de ces hypothèses et en l'absence de données pour allouer les captures aux autres US d'Amérique du Nord, les captures ont été attribuées en supposant que les taux d'exploitation étaient homogènes entre les cinq autres US (ICES 2017a ; 2017b).

#### II.2.4.2. Pêcheries opérant sur des mélanges de stock européens

Les poissons 1HMm du complexe sud-européen sont susceptibles d'être capturés par la pêcherie des îles Féroé avant leur retour pour la reproduction (Fig. 3 ; Tab. 5). Les poissons 2HM peuvent d'abord être exploités aux Féroé au cours du premier hiver en mer en tant que 1HMnm, avant de migrer vers les aires d'alimentation du Groenland où ils sont susceptibles d'être capturés avec les poissons d'Amérique du Nord. Ceux qui survivent à la pêche au Groenland sont susceptibles d'être pêchés aux Féroé en tant que poissons 2HM avant le retour.

Les captures totales de 1HMm, 1HMnm et 2HM aux Féroé sont attribuées à chacune des US en Europe du Sud et Europe du Nord en utilisant des données génétiques limitées, sous l'hypothèses de proportions constantes dans le temps (ICES 2017b; Tab. 6 ; Fig. 8).

### II.3. Simulations MCMC

Les distributions de probabilité Bayésiennes a posteriori ont été estimées par des méthodes de Monte Carlo par Chaîne de Markov (MCMC) en utilisant le package *nimble* (<https://r-nimble.org/>).

L'efficacité computationnelle pour ce modèle est relativement faible. Des simulations MCMC longues sont nécessaires pour obtenir une convergence raisonnable pour l'ensemble des variables.

Pour ce modèle nous recommandons la configuration suivante :

- Utilisez des valeurs initiales bien choisies pour les chaînes MCMC. Pour garantir la cohérence des valeurs initiales avec le modèle, nous recommandons de simuler les valeurs initiales à partir d'un modèle de cycle de vie identique à celui utilisé pour l'inférence. Nous recommandons également d'initialiser les chaînes MCMC dans une région de l'espace des paramètres et des variables latentes où la vraisemblance est forte. Un code R pour simuler les valeurs initiales appropriées pour les chaînes MCMC est fourni.
- Lancer au moins deux chaînes MCMC indépendantes avec des valeurs d'initialisation dispersées. Cela est nécessaire pour pouvoir tester la convergence à partir de diagnostics de mélange.
- Lancer le modèle pendant une période relativement longue avant de stocker les résultats (période de burnin) pour permettre à l'algorithme de s'adapter et de s'optimiser. Nous recommandons une

période de burnin d'au moins 10000 itérations.

- Après la période de burnin, simuler au moins 2500000 itérations des chaînes MCMC. Dans tous les cas, ne pas réduire la taille des chaînes MCMC sans vérifier soigneusement la convergence.
- Le niveau d'autocorrélation des chaînes MCMC est très élevé (toujours significatif au rang 500). Pour éviter de stocker trop de tirages MCMC inutiles car peu informatifs, nous recommandons de ne stocker qu'un échantillon MCMC sur 500 tirages ( $thin = 500$ ). L'exécution de 2500000 itérations avec un  $thin = 500$  se traduira par un échantillon de 5000 itérations conservées pour les inférences.
- Evaluer la convergence des chaînes MCMC pour tous les paramètres en utilisant des diagnostics de convergence visuels et des statistiques de test comme la statistique de Gelman-Rubin (Brooks et Gelman, 1998) mise en œuvre dans le package R Coda (`gelman.diag()`).

#### Remarque

La configuration MCMC recommandée ci-dessus (2 chaînes en parallèle ;  $burnin=10000$  ; 2500000 itérations ;  $thin=500$  ; résultant en 5000 itérations sauvegardées par chaîne) nécessite environ 72 heures (3j) de calcul en utilisant un ordinateur personnel classique (Intel Core i7 - 3.0Ghz ; 32 Go RAM). Une réflexion pour améliorer l'efficacité computationnelle est en cours.

### III. Projections et analyses de risques

Le modèle de cycle de vie est utilisé pour projeter la dynamique des populations pendant cinq ans à partir de la dernière année de l'évaluation (dans cette application, la projection est donc 2013-2017), sur la base de différents scénarios de captures dans les pêcheries sur stocks partagés des îles Féroé et du Groenland. L'abondance des retours à l'issue de la phase marine (donc après le filtre de la mortalité naturelle et des mortalités par pêche pour les différentes pêcheries en mer ; mais avant les pêcheries d'eau douce) est ensuite comparée aux points de référence définis par les objectifs de gestion (voir ci-dessous).

Le même modèle de cycle de vie est utilisé pour les phases de *hindcasting* (ajustement sur les séries de données historiques) et *forecasting*. Une exception concerne la modélisation des transitions qui impliquent une mortalité par pêche, modélisée en retranchant directement les captures (définies par les scénarios) à l'abondance. En pratique, la phase de *forecasting* utilise une réplique du modèle de cycle de vie écrit en R. Un travail en cours vise à développer un programme permettant de réaliser les deux phases de *hindcasting* et de *forecasting* sur la base du même code *nimble*.

Les incertitudes liées à la stochasticité du processus démographique (ici essentiellement liées aux variations aléatoires de la survie des post-smolts et de la probabilité de maturer après un an de mer) et celles liées à l'incertitude d'estimation des paramètres sont intégrées par des simulations de Monte Carlo. La survie marine des post-smolts et la proportion de poissons maturant la première année sont projetées sur la base des modèles de marche aléatoires multivariées définies aux équations (1)-(2). En raison de l'hypothèse de marche aléatoire, les projections de la survie marine et de la proportion de poissons maturant après la première année se diffusent autour de la dernière année de la phase de *hindcasting*, l'incertitude de la projection grandissant au fur et à mesure de la projection sous l'effet de la propagation de l'incertitude. L'incertitude autour de la valeur des paramètres est intégrée en simulant plusieurs trajectoires de population à partir des paramètres tirés dans leur loi a posteriori jointe de façon à capturer la structure de covariance des paramètres.



### III.1. Objectifs de gestion - Limites de conservation (CL)

Les points de référence pour la gestion sont basés sur les limites de conservation (CL) définies par le CIEM et la NASCO. Les CL sont définies comme la quantité d'œufs qui doivent être déposés par les géniteurs pour produire un nombre de juvéniles de saumons (smolts) cible (Tab. 7). Conformément aux principes adoptés par la NASCO (1998), les CL pour le saumon de l'Atlantique Nord ont été définies comme des points de référence limite. L'objectif de gestion est que la dépose d'œufs ne tombe pas en dessous de cette limite.

Dans la pratique actuelle du groupe de travail ICES WGNAS, les objectifs de gestion ne sont pas harmonisés entre toutes les US. Les objectifs pour les complexes sud et nord européens sont d'atteindre ou de dépasser les CL en considérant la dépose d'œufs de toutes les classes d'âge simultanément (1HM et 2HM). En revanche, les objectifs de gestion pour le complexe nord-américain ne considèrent que la dépose d'œuf réalisée par la composante des poissons de plusieurs hivers de mer (2 ou plus).

Dans notre approche, la démarche est harmonisée entre les différents complexes. Les objectifs pour chaque US sont d'atteindre ou de dépasser les CL en considérant la dépose d'œufs de toutes les classes d'âge simultanément (1HM et 2HM).

Les CL utilisés par le CIEM ne sont disponibles qu'à une échelle spatiale plus agrégée que les US définies dans notre modèle de cycle de vie (Tab. 7). Plus précisément, une CL est disponible à l'échelle de l'Écosse (agrégation des US Ecosse Est et Ouest), une à l'échelle de la Norvège (agrégation de 4 US de notre modèle, Norvège Sud-Est, Sud-Ouest, Centre et Nord) et une à l'échelle de la Russie (agrégation de 4 US : Russie Kola Barents, Russie Kola Mer Blanche, Russie Arkhangelsk Karelia et Russie River Pechora). Afin de pouvoir être comparés aux CL ainsi définies, les retours de notre modèle ont été agrégés pour correspondre à l'échelle spatiale considérée pour les CL.

### III.2. Analyses de risque pour les scénarios de pêche au Groenland et aux îles Féroé

Les simulations de Monte Carlo sont utilisées pour estimer la probabilité que les déposes d'œufs (donc indirectement les retours) soient inférieures aux objectifs de gestion, en fonction de différents scénarios de capture dans les pêcheries du Groenland et des îles Féroé, et pour toutes les années de la période de projection.

Les données disponibles (données génétiques et morphologie des écailles) indiquent que les populations provenant de toutes les US des trois complexes peuvent être pêchées au niveau des pêcheries du Groenland (bien que la proportion de poissons originaires d'Europe du Nord soit très faible dans les captures réalisées au Groenland). Seuls les poissons des complexes Sud européens et Nord européens sont potentiellement pêchés dans les pêcheries des îles Féroé.

Chaque année, les expertises rendues par le groupe de travail CIEM concernant l'évaluation des scénarios de gestion de la pêche au Groenland s'intègrent dans un cadre d'analyse de risque défini par la NASCO (ICES, 2017a). En revanche, aucun cadre institutionnel précis n'existe pour l'évaluation des scénarios de pêche aux îles Féroé. Cependant, depuis plusieurs années, la NASCO demande au CIEM de fournir une évaluation des risques associés à chaque option de gestion de captures au îles Féroé pour les US de stocks des complexes nord et sud européens concernés par cette pêcherie.

Le nouveau modèle de cycle de vie offre un cadre homogène et harmonisé pour évaluer les options de



captures pour les îles Féroé et l'ouest du Groenland séparément ou simultanément et pour toutes les US séparément ou simultanément.

Pour illustrer le potentiel de ce nouveau cadre de modélisation, 36 scénarios prenant en compte les captures au Groenland et aux îles Féroé ont été construits en croisant 6 combinaisons de captures de 0 à 250 tonnes (0, 50, 100, 150, 200, 250) pour les deux pêcheries du Groenland et des îles Féroé.

Pour chaque scénario, les options de captures (définies initialement en tonnes) ont été converties en nombre de poissons capturés en utilisant le poids moyen des poissons conformément aux données de poids moyens rapportées par l'ICES (2015a). La dynamique des populations a été simulée avec des captures et des proportions pour allouer les captures des pêcheries du Groenland et des îles Féroé aux différents US fixées à la moyenne des cinq dernières années de la série chronologique de données (2008-2012), et 0 capture pour les autres pêcheries exploitant les poissons en mer. Les captures réalisées en estuaires ou en rivières sont fixées à la moyenne des 5 dernières années de la série chronologique de données.

Pour la pêche du Groenland, conformément à la pratique actuelle, un coefficient de partage fixe de 40%/60% est utilisé pour répartir le quota de pêche entre les pêcheurs nord-américains et les pêcheurs groenlandais. En d'autres termes, dans un scénario correspondant à un quota de 100t attribué aux pêcheurs nord-américains et européens, 250t seraient réellement pêchées parmi lesquelles 150t seraient attribuées à la pêche du Groenland (à noter que les avis scientifiques donnés par le CIEM depuis plusieurs années correspondent de toute façon à un quota de captures nul).

Pour chaque scénario, les projections sont réalisées sur 5 ans (dans cette application, 2013-2017) à partir de la dernière année d'évaluation (2012 dans notre application).

La probabilité que chaque US (ou agrégation d'US telle que définie dans le Tab. 7) atteigne et/ou dépasse sa CL individuellement et la probabilité que les CL soient atteintes (ou dépasser) simultanément (la même année) par toutes les US au sein d'un même CSG sont calculées à partir des simulations de Monte Carlo. Ces probabilités de dépassement permettent aux gestionnaires d'évaluer à la fois la réalisation individuelle et simultanée des objectifs de gestion pour chaque scénario.

## IV. Résultat 1 - Reconstruction de la dynamique des stocks (série 1971-2014)

Les résultats ci-dessous ont été obtenus à partir des données issues des travaux d'évaluation du groupe ICES/CIEM WGNAS 2015 (ICES, 2015a ; ICES, 2015b).

### IV.1. Un déclin généralisé

Les estimations des retours (en nombre de poissons ; total 1HM + 2HM; Fig. 10a) montrent une tendance à la baisse entre le début des années 1970 et les années 2010 pour les trois complexes de stocks. Les retours à la fin de la série chronologique sont estimés à environ 50% des abondances au début des années 1970 pour l'Europe du Sud et l'Europe du Nord, et à environ 80% pour l'Amérique du Nord. En Amérique du Nord, l'abondance des retours montre une légère augmentation à partir de

2003, qui reflète principalement une augmentation des retours au Labrador et à Terre-Neuve.

La proportion moyenne de poissons 1HM est différente entre les trois complexes (Fig. 10b). Elle est plus forte pour les US du complexe sud européen. A l'inverse, les US du complexe nord européen montrent une plus forte proportion de poissons passant plus d'un hiver en mer. Au-delà de ces différences de niveau moyen, les trois complexes présentent des tendances temporelles similaires dans les proportions de 1HM dans les retours (Fig. 10b). La tendance temporelle moyenne montre une tendance à la hausse constante du début des années 1970 au début des années 1980, suivie d'un plateau ou même d'une légère baisse pour l'Europe du nord.

L'évolution temporelle de l'abondance des poissons qui se reproduisent (Fig. 10c) peut différer de celle des retours en raison des variations des taux d'exploitation de la pêche en estuaire et en eau douce. Les nombres d'œufs déposés suivent les mêmes tendances temporelles générales que celles des reproducteurs (Fig. 10e). La proportion d'œufs pondus par les 1HM est très variable entre les trois complexes (Fig. 10f). Le contraste entre les trois complexes correspond au contraste dans la proportion de 1HM dans les retours, amplifié par la différence dans le nombre moyen d'œufs pondus par poisson en fonction de l'âge de mer, et qui est particulièrement élevée pour les poissons 2HM du complexe nord européen (en raison d'une grande proportion de femelles et d'une taille moyenne des poissons plus élevées).

Les séries chronologiques de l'abondance au stade PFA dans chaque complexe montrent un déclin continu d'un facteur 3 entre les années 1970 et 2010 (Fig. 11), marqué par une baisse plus forte pour l'Amérique du Nord. Le déclin de la PFA est marqué par une forte diminution des abondances dans les années 1990.

## **IV.2. Cohérence dans les variations temporelles de la survie des post-smolts et de la proportion de poissons qui mûrent après le premier hiver en mer**

### **IV.2.1. Survie des post-smolts**

Les séries chronologiques de survie des post-smolts pour les 24 US montrent une tendance à la baisse commune (Fig. 12). Le patron général est cohérent avec le déclin de l'abondance au stade PFA. La survie des post-smolts des US d'Amérique du Nord montre une baisse d'un facteur 3 au cours de la période 1985-1995. Cette baisse est également observable pour les populations d'Europe du Sud, marquée par une forte chute de la survie des post-smolt (facteur 2) à la fin des années 1980. Cette forte baisse de la survie à la fin des années 1980 est moins marquée pour les US d'Europe du Nord qui montrent une tendance plus lisse au cours de la période.

La majorité des corrélations temporelles entre chaque paire d'US sont positives, avec une corrélation médiane entre toutes les US de  $0,084 \pm 0,14$  (les corrélations sont calculées sur l'échelle *logit* ; Fig. 13). En général, les corrélations sont plus fortes entre les US géographiquement proches. Les résultats montrent de fortes corrélations pour les US nord-américaines (0,33), suivi de celles du complexe sud européen (0,14) et nord européen (0,083). Les corrélations entre les US de l'Europe du Nord sont plus fortes pour le bloc allant de la Suède (Est) à la Russie-KB (Ouest).

### **IV.2.2. Proportion de poissons qui mûrent après un hiver de mer**

Les tendances temporelles de la proportion de poissons qui mûrent après un an passé en mer

montrent également une forte cohérence spatiale entre les US (Fig. 14). La cohérence temporelle est plus importante entre US du même complexe.

Les séries montrent une tendance à la hausse entre les années 1970 et 1990 (qui correspond à une baisse de la proportion de poissons 2HM dans les retours), suivie d'une stabilisation, voire d'une baisse par rapport aux années 2000 (Fig. 14).

Les variations temporelles pour chaque US sont très cohérentes avec la tendance moyenne, à l'exception de la France qui affiche un déclin de la proportion de poissons maturant après un hiver passé en mer presque constant sur toute la période. Conformément à la faible proportion de 1HM observée dans les retours, les deux US les plus à l'est, Russie-AK et Russie-RP montrent une très faible probabilité de maturer après un hiver passé en mer.

Comme observé pour la survie post-smolt, la plupart des corrélations deux-à-deux sont positives, avec une corrélation moyenne de 0,1 (les corrélations sont calculées sur l'échelle *logit*; Fig.15). En général, les corrélations sont plus fortes pour les US géographiquement proches. Les résultats montrent de fortes corrélations entre les SU du complexe nord-américain (0,41), suivies par celles du complexe sud-européen (0,149) et nord-européen (0,087).

## V. Résultat 2 - Projections et analyses de risques

### V.1.1. Evaluation de la dépose d'œufs vis-à-vis des CL

Le modèle permet de prédire l'évolution des abondances à tous les stades de vie représentés. Pour chacune des 17 US (agrégation des 24 US du modèle selon le tableau 7), et pour chaque scénario de capture aux îles Féroé et au Groenland, la probabilité que la dépose d'œuf (évaluée comme la somme des œufs déposés par les 1HM et les 2HM) atteigne ou dépasse les CL est directement estimée par les simulations de Monte Carlo.

A titre d'exemple, la Figure 16 illustre ces probabilités obtenues pour le scénario de 0 capture dans les pêcheries des îles Féroé et du Groenland. Les résultats montrent comment l'incertitude dans les projections augmente avec l'horizon de projection. Ceci résulte principalement de la propagation de l'incertitude dans les projections de la survie des post-smolts et de la proportion de poissons qui mûrent après un an de mer, modélisées par des marches aléatoires multivariées.

### V.1.2. Scénarios de captures au Groenland (0 capture aux Féroé)

La Figure 17 illustre les probabilités d'atteindre ou de dépasser les objectifs de gestion pour différents scénarios de captures au Groenland (pour une capture nulle aux Féroé). Les probabilités d'atteindre les objectifs de gestion sont en moyenne plus élevées pour les US d'Europe du Nord et du Sud (Fig. 17) que pour ceux d'Amérique du Nord. Les US d'Europe du Nord montrent les probabilités d'atteindre les objectifs de gestion les plus élevées (probabilités comprises entre 0,5 et 1 pour le scénario sans pêche). En Europe du Sud, les probabilités d'atteindre les objectifs de gestion sont les plus élevées pour l'Irlande du Nord, le sud-ouest de l'Islande, l'Écosse, et l'Angleterre-Pays de Galles (probabilités comprises entre 0,4 et 1 pour le scénario sans pêche). En revanche, l'Irlande et la France pour le complexe sud-européen, ainsi que les États-Unis, Scotia-Fundy et Gulf pour le complexe nord-américain

montrent de très faibles probabilités d'atteindre leurs objectifs de gestion (entre 0 et 0,6 pour le scénario sans pêche). Comme attendu, les différentes options de captures dans l'ouest du Groenland ont une influence minimale sur la probabilité d'atteindre les objectifs de gestion pour les stocks qui ne contribuent que très peu aux captures pour cette pêcherie, comme les US du complexe nord-européen (qui représentent moins de 5% du total des poissons capturés par cette pêcherie dans les dernières années) et la plupart des stocks du complexe sud européen. En revanche, les US du complexe nord-américain tels que le Labrador, le Québec ou la région Gulf représentent une part importante des captures au Groenland et voient donc leurs probabilités d'atteindre les objectifs de gestion fortement impactées par les scénarios de pêche au Groenland.

Les scénarios de captures au Groenland (y compris le scénario de captures nulles) fournissent une probabilité nulle, très faible et faible d'atteindre simultanément les objectifs de gestion pour toutes les US (ou unités de stocks agrégées) des complexes nord-américains, sud-européens et nord-européens, respectivement (Fig. 17).

#### V.1.3. Scénarios de captures aux Féroé (0 capture au Groenland)

La Figure 18 illustre les probabilités d'atteindre ou de dépasser les objectifs de gestion pour différents scénarios de captures aux Féroé (pour une capture nulle au Groenland). Le sud-ouest de l'Islande, le nord-est de l'Islande, l'Angleterre-Pays de Galles, la Norvège et la Russie montrent les probabilités d'atteindre leurs objectifs de gestion les plus élevées (entre 0,6 et 1 pour le scénario sans pêche) (Fig. 18). En revanche, l'Irlande, l'Irlande du Nord et la France montrent de faibles probabilités d'atteindre leurs objectifs de gestion. Comme attendu, les différentes options de capture aux îles Féroé ont une forte influence sur la probabilité d'atteindre les objectifs de gestion, à l'exception de l'Irlande et de l'Irlande du Nord qui ne représentent qu'une très faible proportion des captures aux îles Féroé, mais aussi en Islande où les retours sont toujours bien supérieurs aux CL pour tous les scénarios.

Les scénarios de captures aux îles Féroé (y compris le scénario 0 capture) produisent une probabilité quasi nulle d'atteindre simultanément les objectifs de gestion pour tous les stocks du complexe sud-européen (Fig. 18). Cependant, pour les unités de stock du complexe nord-américain, non impactés par la pêcherie des îles Féroé, la probabilité d'atteindre simultanément les objectifs de gestion dans toutes les US se situe entre 5% et 80%.

#### V.1.4. Scénarios de captures conjointes au Groenland et aux Féroé

Un des grands intérêts du nouveau modèle de cycle de vie est qu'il permet d'évaluer simultanément les options de captures aux îles Féroé et au Groenland (Fig. 19), évaluation qui demeurerait impossible à partir des modèles d'évaluation utilisés jusqu'alors. Étant donné que les poissons originaires du complexe nord-européen représentent moins de 5% des captures réalisées au Groenland, et que la pêcherie des Féroé n'impacte pas les poissons du complexe nord-américain, l'évaluation des scénarios conjoints de captures au Groenland et aux Féroé n'est uniquement pertinente que pour les US du complexe sud-européen (Fig. 19). Comme l'ont déjà montré les scénarios de captures aux îles Féroé et au Groenland, le sud-ouest de l'Islande montre les probabilités les plus élevées d'atteindre les objectifs de gestion et l'Irlande les plus faibles. La dépose d'œufs en France, en Angleterre-Pays de Galles et en Écosse se révèle plus sensible aux options de captures des îles Féroé que du Groenland. Ceci s'explique car ces trois US représentent à elles seules 50% des captures des poissons de 1HM matures aux îles Féroé, alors qu'elles ne sont que très faiblement représentées dans la pêcherie du Groenland.

## VI. Références

- Beaugrand, G., and Reid, P.C. (2003). Long-term changes in phytoplankton, zooplankton and salmon related to climate. *Glob. Change Biol.* 9, 801–817.
- Beaugrand, G., and Reid, P.C. (2012). Relationships between North Atlantic salmon, plankton, and hydroclimatic change in the Northeast Atlantic. *ICES J. Mar. Sci. J. Cons.* 69, 1549–1562.
- Bradbury, I.R., Hamilton, L.C., Chaput, G., Robertson, M.J., Goraguer, H., Walsh, A., Morris, V., Reddin, D., Dempson, J.B., Sheehan, T.F., et al. (2016a). Genetic mixed stock analysis of an interceptory Atlantic salmon fishery in the Northwest Atlantic. *Fish. Res.* 174, 234–244.
- Bradbury, I.R., Hamilton, L.C., Sheehan, T.F., Chaput, G., Robertson, M.J., Dempson, J.B., Reddin, D., Morris, V., King, T., and Bernatchez, L. (2016b). Genetic mixed-stock analysis disentangles spatial and temporal variation in composition of the West Greenland Atlantic Salmon fishery. *ICES J. Mar. Sci. J. Cons.* fsw072.
- Buckland, S. T., Newman, K. B., Thomas, L., & Koesters, N. B. (2004). State-space models for the dynamics of wild animal populations. *Ecological Modelling*, 171(1-2), 157–175.
- Chaput, G. (2012). Overview of the status of Atlantic salmon (*Salmo salar*) in the North Atlantic and trends in marine mortality. *ICES J. Mar. Sci.* 69, 1538–1548.
- Cressie, N., Calder, C.A., Clark, J.S., Hoef, J.M.V., and Wikle, C.K. (2009). Accounting for uncertainty in ecological analysis: the strengths and limitations of hierarchical statistical modeling. *Ecol. Appl.* 19, 553–570.
- Crozier, W., Potter, E.C.E., Prévost, E., Schön, P.-J., and Maoiléidigh, N.Ó. (2003). A coordinated approach towards the development of a scientific basis for management of wild Atlantic salmon in the NorthEast Atlantic. Report of Concerted Action QLK5-CT1999e01546 (SALMODEL). 420.
- Crozier, W.W., Schön, P.-J., Chaput, G., Potter, E.C.E., Maoiléidigh, N.Ó., and MacLean, J.C. (2004). Managing Atlantic salmon (*Salmo salar* L.) in the mixed stock environment: challenges and considerations. *ICES J. Mar. Sci. J. Cons.* 61, 1344–1358.
- Dunbar, M.J., and Thomson, D.H. (1979). West Greenland salmon and climate change. *Meddelelser om Gronland Bd 202 Nr. 4.* 19 pp.
- Friedland, K.D., Shank, B.V., Todd, C.D., McGinnity, P., and Nye, J.A. (2014). Differential response of continental stock complexes of Atlantic salmon (*Salmo salar*) to the Atlantic Multidecadal Oscillation. *J. Mar. Syst.* 133, 77–87.
- Horsted, S. (1988). Past Atlantic salmon research: how far we have come. In *Present and Future Atlantic Salmon Management Measuring Progress Toward International Cooperation*, pp. 9e18. Ed. by R. H. Stroud. Marine Recreational Fisheries 12. Atlantic Salmon Federation and National Coalition for Marine Conservation, Inc.
- ICES (2002). Report of the Working Group on North Atlantic Salmon, Copenhagen, April 2002. ICES Document, CM 2002/Assess: 14. 305 pp.
- ICES (2015a). Report of the Working Group on North Atlantic Salmon (WGNAS), 17–26 March, Moncton, Canada. ICES CM 2015/ACOM:09. 332 pp.
- ICES (2015b). Stock Annex for Atlantic Salmon (*Salmo salar*) (WGNAS), March 2015, Moncton, Canada.

131p.

- ICES (2017a). Report of the Working Group on North Atlantic Salmon (WGNAS), 29 March–7 April 2017, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2017/ACOM:20. 296 pp.
- ICES (2017b). Stock Annex for Atlantic Salmon (*Salmo Salar*) (WGNAS), 29 March–7 April 2017, Copenhagen, Denmark. 135 pp.
- ICES (2017c). Report of the Workshop on Potential Impacts of Climate Change on Atlantic Salmon Stock Dynamics (WKCCISAL), 27–28 March 2017, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2017/ACOM:39. 90 pp.
- Massiot-Granier, F., Prévost, E., Chaput, G., Potter, T., Smith, G., White, J., Mäntyniemi, S., and Rivot, E. (2014). Embedding stock assessment within an integrated hierarchical Bayesian life cycle modelling framework: an application to Atlantic salmon in the Northeast Atlantic. ICES J. Mar. Sci. J. Cons. 71, 240–249.
- Maunder, M.N., and Punt, A.E. (2013). A review of integrated analysis in fisheries stock assessment. Fish. Res. 142, 61–74.
- Michielsens, C.G.J., McAllister, M.K., Kuikka, S., Mäntyniemi, S., Romakkaniemi, A., Pakarinen, T., Karlsson, L., and Uusitalo, L. (2008). Combining multiple Bayesian data analyses in a sequential framework for quantitative fisheries stock assessment. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 65, 962–974.
- Mills, D.H. (1989). Ecology and management of Atlantic salmon (London ; New York: Chapman and Hall).
- Mills, K.E., Pershing, A.J., Sheehan, T.F., and Mountain, D. (2013). Climate and ecosystem linkages explain widespread declines in North American Atlantic salmon populations. Glob. Change Biol. 19, 3046–3061.
- Minto, C., Mills Flemming, J., Britten, G.L., Worm, B., and Rose, K. (2014). Productivity dynamics of Atlantic cod. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 71, 203–216.
- Olmos, M., Massiot-Granier, F., Prévost, E., Chaput, G., Bradbury, I. R., Nevoux, M., & Rivot, E. (2019). Evidence for spatial coherence in time trends of marine life history traits of Atlantic salmon in the North Atlantic. Fish and Fisheries, 20(2), 322–342. <https://doi.org/10.1111/faf.12345>
- Parent, E., and Rivot, E. (2012). Introduction to hierarchical Bayesian modeling for ecological data (Boca Raton: CRC Press).
- Parrish, D.L., Behnke, R.J., Gephart, S.R., McCormick, S.D., and Reeves, G.H. (1998). Why aren't there more Atlantic salmon (*Salmo salar*)? Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55, 281–287.
- Potter, E., Crozier, W., Schon, P., Nicholson, M., Maxwell, D., Prévost, E., Erkinaro, J., Gudbergsson, G., Karlsson, L., and Hansen, L. (2004a). Estimating and forecasting pre-fishery abundance of Atlantic salmon in the Northeast Atlantic for the management of mixed-stock fisheries. ICES J. Mar. Sci. 61, 1359–1369.
- Potter, E., Crozier, W., Schon, P., Nicholson, M., Maxwell, D., Prévost, E., Erkinaro, J., Gudbergsson, G., Karlsson, L., and Hansen, L. (2004b). Estimating and forecasting pre-fishery abundance of Atlantic salmon in the Northeast Atlantic for the management of mixed-stock fisheries. ICES J. Mar. Sci. 61, 1359–1369.
- Rago, P.J., Reddin, D.G., Porter, T.R., Meerburg, D.J., Friedland, K.D., and Potter, E.C.E. (1993). A continental run reconstruction model for the non-maturing component of North American Atlantic salmon: analysis of fisheries in Greenland and Newfoundland-Labrador, 1974-1991. ICES COPENHAGEN DENMARK 1993.



Ripa, J., and Lundberg, P. (2000). The route to extinction in variable environments. *Oikos* 90, 89–96.

Rivot, E., Prévost, E., Parent, E., and Baglinière, J.L. (2004). A Bayesian state-space modelling framework for fitting a salmon stage-structured population dynamic model to multiple time series of field data. *Ecol. Model.* 179, 463–485.

Schaub, M., and Abadi, F. (2011). Integrated population models: a novel analysis framework for deeper insights into population dynamics. *J. Ornithol.* 152, 227–237.

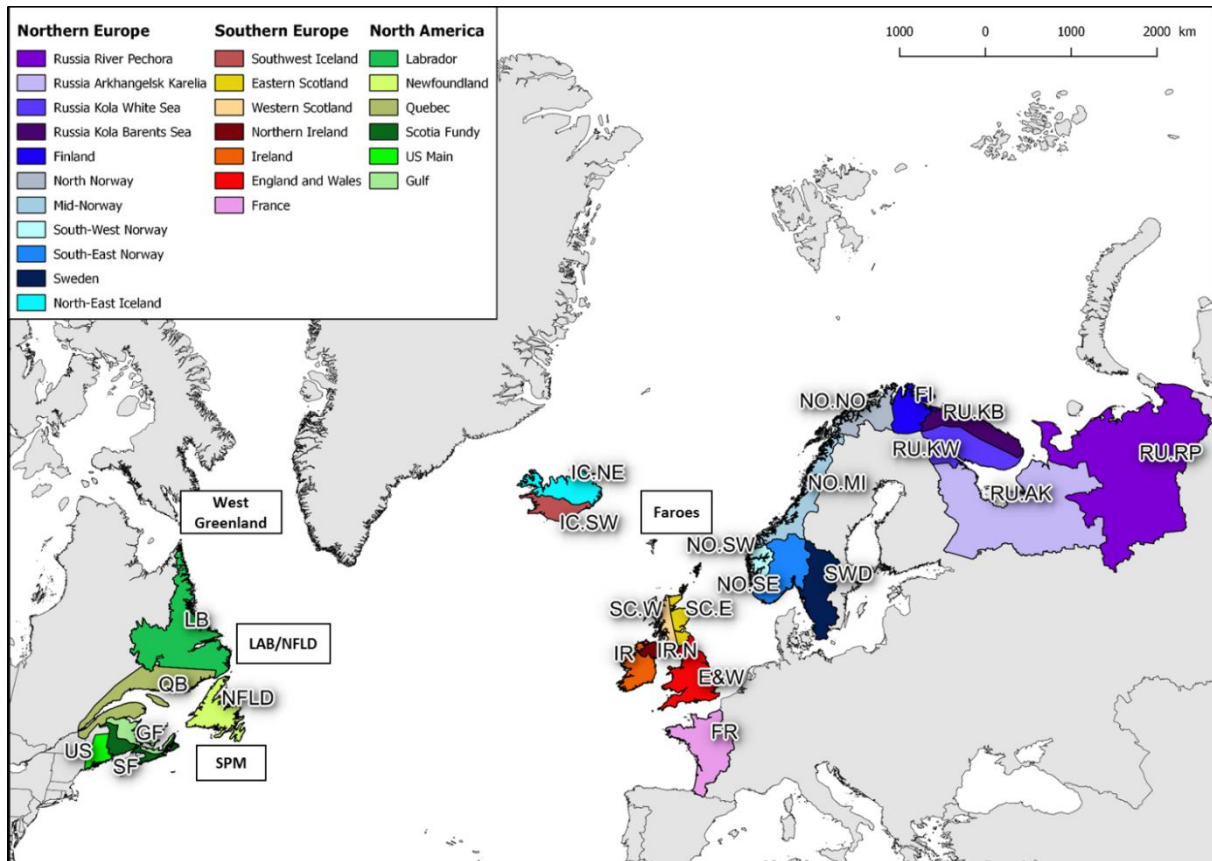
Staton, B.A., Catalano, M.J., and Fleischman, S.J. (2017). From sequential to integrated Bayesian analyses: Exploring the continuum with a Pacific salmon spawner-recruit model. *Fish. Res.* 186, 237–247.

Su, Z., and Peterman, R.M. (2012). Performance of a Bayesian state-space model of semelparous species for stock-recruitment data subject to measurement error. *Ecol. Model.* 224, 76–89.

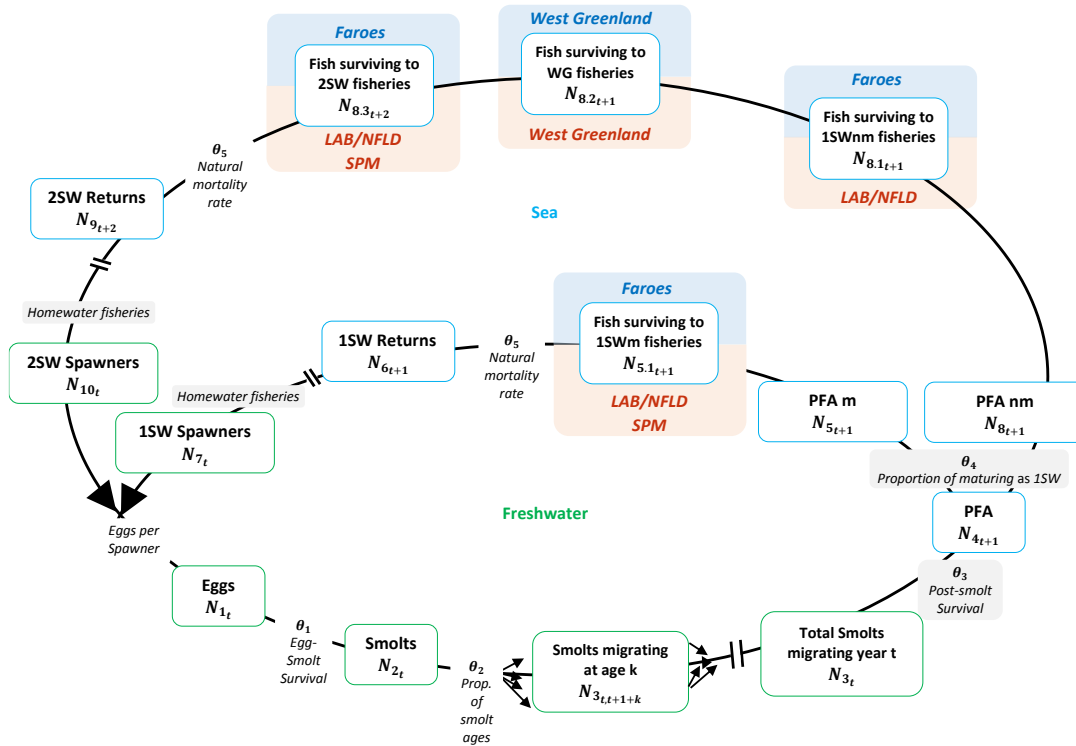


## VII. Figures et Tables

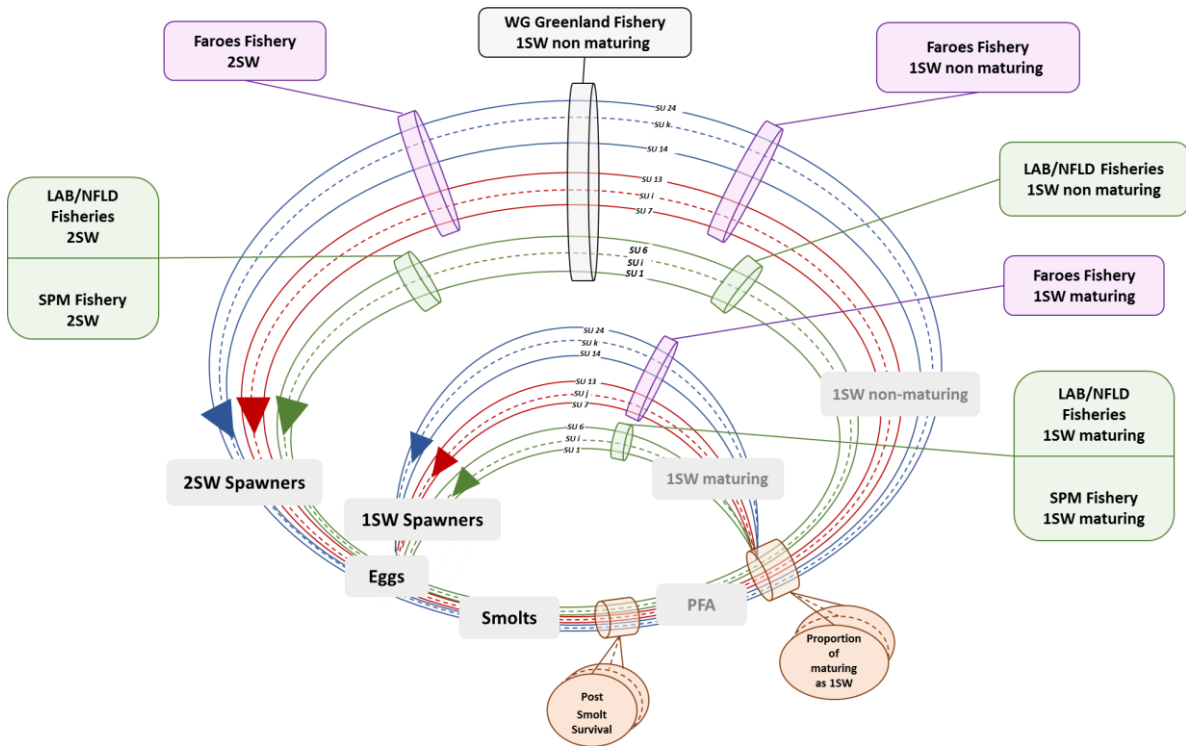
Afin de faciliter la lecture pour un public international, les légendes sont rédigées en anglais.



**Figure 1.** The 24 stock units considered in North Atlantic. Stock units of North America: NFDL=Newfoundland, GF=Gulf, SF=Scotia-Fundy, US=USA, QB=Quebec and LB=Labrador ; Stock units in Southern Europe: IR=Ireland, E&W=England&Wales, FR=France, E.SC=Eastern Scotland, W.SC=Western Scotland, N.IR=Northern Ireland, IC.SW=South-West Iceland ; Stocks units in Northern Europe: FI=Finland, IC.NE=North-East Iceland, NO.MI=Middle Norway, NO.NO=North Norway, NO.SE=South-East Norway, NO.SW=South-West Norway, RU.AK=Russia Arkhangelsk Karelia, RU.KB=Russia Kola Barents Sea, RU.KW=Russia Kola White Sea, RU.RP=River Pechora, SWD=Sweden. Germany and Spain are not included in the model. Boxes indicate the main fisheries at sea operating on mixed stocks: Faroes, West Greenland, Labrador and Newfoundland (LAB/NFLD), and Saint Pierre and Miquelon (SPM).



**Figure 2.** Structure of the age- and stage-based life cycle model.  $N_{1,t,r}$  is the total number of eggs calculated from  $N_{7,t,r}$  and  $N_{10,t,r}$ .  $N_{3,t,r}$  is the total number of smolts migrating in year  $t$ , as the sum of all smolts of age  $a=1,\dots,6$  that migrate at year  $t$ . Red and blue boxes represent the migration routes with the associated sequential fisheries at sea that are specific for SU from NA and SE, respectively. Double bars indicate where cut in the time indices have been introduced to make notations easier. Light-shaded stages (eggs per spawner, proportion of smolt ages, and natural mortality) are transitions with parameters fixed or assigned with very informative prior distributions. Shaded (dark, blue or red) stages (exploitation rates, post-smolt survival, and proportion of fish maturing as 1SW) are parameters estimated from time series of data.



**Figure 3.** Structure of the age- and stage-based life cycle model for the 24 SU. Sources of covariation are two-fold: 1) covariations in the time series of post-smolt survival and proportion maturing as 1SW; 2) covariations through fisheries operating on mixtures of SU at sea. Grey boxes: different stages during the marine (grey) and freshwater (black) phases. Green circles belong to NA SU, Red circles belong to SE SU and blue circles belong to NE SU. Cylinder: sources of covariations among the 24 SU. Orange cylinders: key parameters (post-smolt survival and maturing probability). Purple cylinders: fisheries operating on mixture of SE and NE SU. Green cylinders: fisheries operating on mixture of NA SU. Grey cylinders: fisheries operating on mixture of NA, SE and NE SU.

**Table 1.** Summary of the main life stages and transitions of the life cycle model.

Stage	Transition	Parameters	Parameters	Observation Equation
<b>N1:</b> Eggs	$N7_t \rightarrow N1_t$ $N10_t \rightarrow N1_t$	<i>Sex ratio (SR)</i> <i>Fecundity (F)</i>	Fixed Fixed	No
<b>N2:</b> Total number of Smolt	$N1_t \rightarrow N2_t$	<i>Freshwater survival</i> ( $\theta_1$ )	Fixed	No
<b>N3:</b> Number of smolts in each age classe (6 age classes)	$N2_t \rightarrow$ $N3_{t+1+1}$ $N3_{t+1+a}$ $N3_{t+1+6}$	<i>Proportion of smolt age</i> (Psmolt)	Estimated (Informative prior)	No
<b>N3tot:</b> Total number of smolts migration year t	$N3_{tot_t}$			
<b>N4:</b> PFA Pre Fishery Abundance	$N3_{tot_t} \rightarrow N4_{t+1}$	<i>Post-smolt survival</i> ( $\theta_3$ )	Estimated (Multivariate random walk with covariation among SU)	No
<b>N5:</b> PFA maturing	$N4_t \rightarrow N5_t$	<i>Maturing probability</i> ( $\theta_4$ )	Estimated (Multivariate random walk with covariation among SU)	No
<b>N8:</b> PFA non maturing	$N4_t \rightarrow N8_t$			No
<b>N5.1</b> 1SW maturing (1SWm) Faroes fishery	$N5_t \rightarrow N5.1_t$	<i>Natural mortality (M)</i> <i>Harvest rate</i>	Fixed Estimated (uninformative prior)	Catches Faroes 1SWm observed with LogNormal errors and known variance
<b>N8.1</b> : 1SW non maturing (1SWnm) Faroes fishery	$N8_t \rightarrow N8.1_t$	<i>Natural mortality (M)</i> <i>Harvest rate</i>	Fixed Estimated (uninformative prior)	Catches Faroes 1SWnm observed with LogNormal errors and known variance
<b>N8.2</b> : 2SW Faroes fisheries	$N8.1_t \rightarrow N8.2_{t+1}$	<i>Natural mortality (M)</i> <i>Harvest rate</i>	Fixed Estimated (uninformative prior)	Catches Faroes 2SW observed with LogNormal errors and known variance
<b>N6:</b> Returns 1SW	$N5.1_t \rightarrow N6_t$	<i>Natural mortality (m)</i>	Fixed	Returns 1SW observed with LogNormal errors and known variance
<b>N9:</b> Returns 2SW	$N8.2_t \rightarrow N9_t$	<i>Natural mortality (m)</i>	Fixed	Returns 2SW observed with LogNormal errors and known variance
<b>N7:</b> Spawners 1SW	$N6_t \rightarrow N7_t$	<i>Harvest rate</i>	Estimated (uninformative prior)	Catches observed with LogNormal errors and fixed variance
<b>N10:</b> Spawners 2SW	$N9_t \rightarrow N10_t$	<i>Harvest rate</i>	Estimated (uninformative prior)	Catches observed with LogNormal errors and fixed variance

**Table 2.** Parameters fixed or drawn in tight informative priors for the 24 stock units (Source: ICES 2015a). Note that the number of eggs per fish includes the proportion of females in spawners.

	NAC						S.NEAC							
	LB	NF	QB	GF	SF	US	FR	E&W	IR	N.IR	SC.W	SC.E	IC.SW	
<b>Egg to smolts survival</b>	$\theta_{1,t,r} \sim \text{Lognormally distributed with average value } \mathbb{E}_{\theta_1} = 0.007 \text{ and inter-annual variability } CV_{\theta_1} = 0.4$													
	<i>psm</i> <sub>1,r</sub>	0	0	0	0	0	0.377	0.917	0.23	0.05	0.38	0.2	0.05	0
	<i>psm</i> <sub>2,r</sub>	0	0.041	0.058	0.398	0.6	0.52	0.083	0.75	0.75	0.59	0.5	0.45	0.05
<b>Proportion of smolt ages</b>	<i>psm</i> <sub>3,r</sub>	0.077	0.598	0.464	0.573	0.394	0.103	0	0.02	0.2	0.03	0.3	0.45	0.73
	<i>psm</i> <sub>4,r</sub>	0.542	0.324	0.378	0.029	0.006	0	0	0	0	0	0	0.05	0.21
	<i>psm</i> <sub>5,r</sub>	0.341	0.038	0.089	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	<i>psm</i> <sub>6,r</sub>	0.04	0	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>Natural mortality rate (per month) after the PFA stage (for 1SW and 2SW fish)</b>	$M = 0.03 \cdot \text{month}^{-1}$													
<b>Migration duration between stages</b>	See Table 4 and 5													
<b>Number of eggs per fish</b>	<i>eggs</i> <sub>1,r</sub>	1500	3000	468	547	917	200	1552	1350	2040	1972	2000	2000	2501
	<i>eggs</i> <sub>2,r</sub>	5500	4000	6402	5956	6107	5500	5520	4550	5950	4069	6000	6000	6149

**Table 2.** (continuing)

		N.NEAC										
		IC.NE	SW	NO.SE	NO.SW	NO.MI	NO.NO	FI	RU.KB	RU.KW	RU.AK	RU.RP
<b>Egg to smolts survival</b>		$\theta_{1,r,t} \sim \text{Lognormaly distributed with average value } \mathbb{E}_{\theta_1} = 0.007 \text{ and interannual variability } CV_{\theta_1} = 0.4$										
	<i>psm</i> <sub>1,r</sub>	0	0.07	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	<i>psm</i> <sub>2,r</sub>	0.09	0.65	0.379	0.379	0.057	0.003	0	0.05	0.1	0.05	0
<b>Proportion of smolt ages</b>	<i>psm</i> <sub>3,r</sub>	0.37	0.25	0.524	0.524	0.608	0.263	0.26	0.4	0.6	0.55	0.6
	<i>psm</i> <sub>4,r</sub>	0.49	0.03	0.094	0.094	0.316	0.583	0.59	0.4	0.3	0.4	0.4
	<i>psm</i> <sub>5,r</sub>	0.05	0	0.004	0.004	0.019	0.138	0.14	0.1	0	0	0
	<i>psm</i> <sub>6,r</sub>	0	0	0	0	0	0.012	0.01	0.05	0	0	0
<b>Natural mortality rate (per month) after the PFA stage (for 1SW and 2SW fish)</b>		$M = 0.03 \cdot \text{month}^{-1}$										
<b>Migration duration between stages</b>		See Table 4 and 5										
<b>Number of eggs per fish</b>	<i>eggs</i> <sub>1,r</sub>	1974	1500	887	887	1050	450	600	350	2700	450	450
	<i>eggs</i> <sub>2,r</sub>	7350	4200	4944	4944	5128	6673	10010	10000	4200	9600	10500



**Table 3.** Parameters of the marine phase drawn in non-informative prior and for which update from the data is expected. Note that all those parameters concern the marine phase of the life cycle. All parameters of the freshwater phase are considered known or drawn in very tight informative prior distribution.

Non diagonal (plain) N×N variance-covariance matrix (N=24)

$$\Sigma_{\theta} = \begin{pmatrix} \sigma^2_{\theta_{1,1}} & \dots & \sigma^2_{\theta_{1,N}} \\ \dots & \dots & \dots \\ \sigma^2_{\theta_{N,1}} & \dots & \sigma^2_{\theta_{N,N}} \end{pmatrix}$$

Two different matrix for the post-smolt survival ( $\Sigma_{\theta_3}$ ) and for the proportion of fish maturing as 1SW ( $\Sigma_{\theta_4}$ )

$\Sigma_{\theta}^{-1} \sim \text{Wishart}(\Omega, \delta)$  with scale matrix  $\Omega$  set as the N×N identity matrix and  $\delta$  the degree of freedom set to N

Exploitation rate of all fisheries  $f$  (marine and freshwater) for any year  $t$  and stock unit  $r$

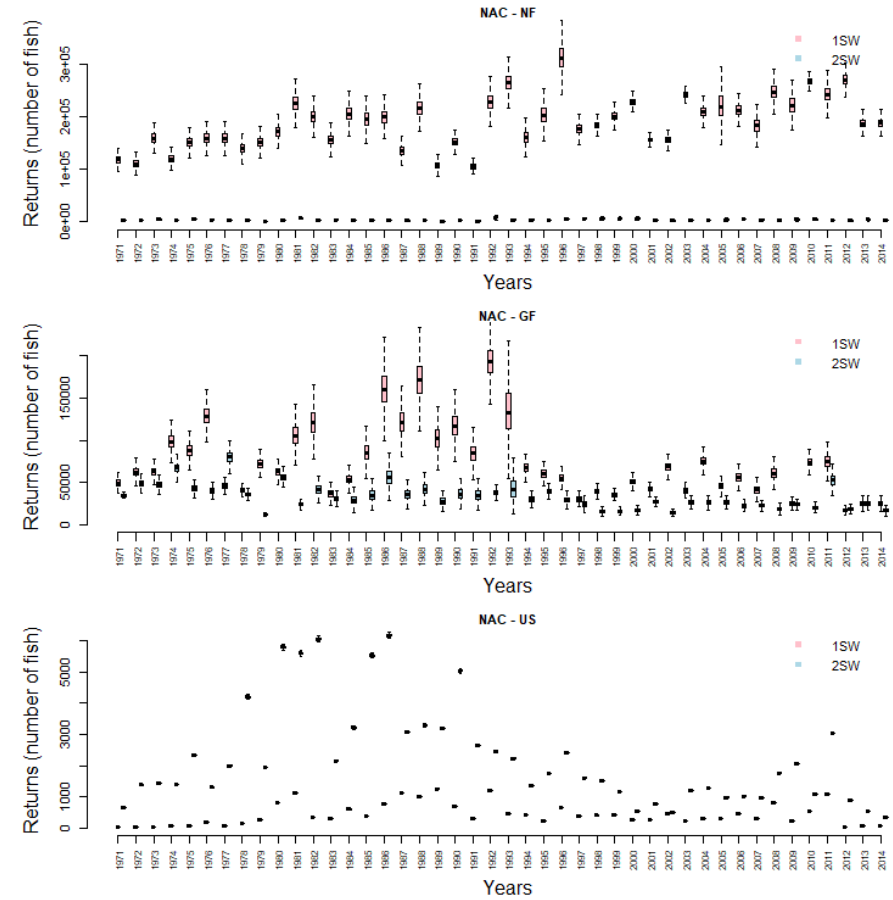
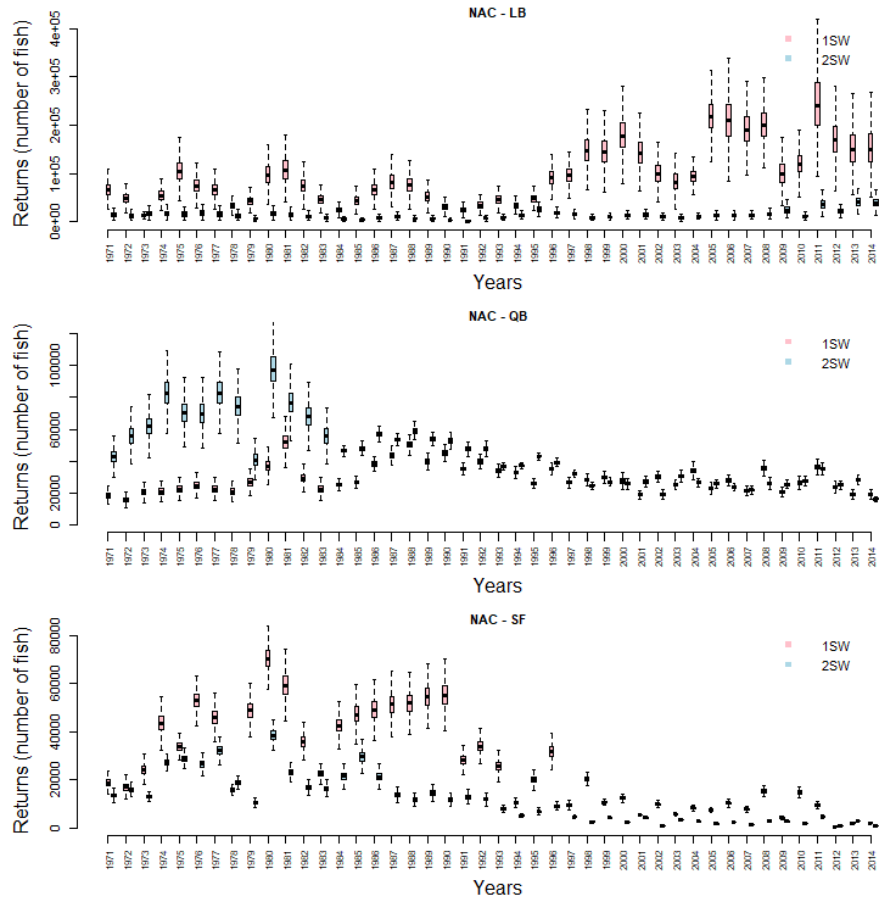
$$h_{f_{t,r}} \sim \text{Beta}(1,2)$$

**Table 4.** Summary of the duration among stages and the sequential fisheries (operating on mixed stocks at sea and homewater fisheries) for stock units in the North American continental stock grouping (Source: ICES 2015a, Prévost et al., 2009).

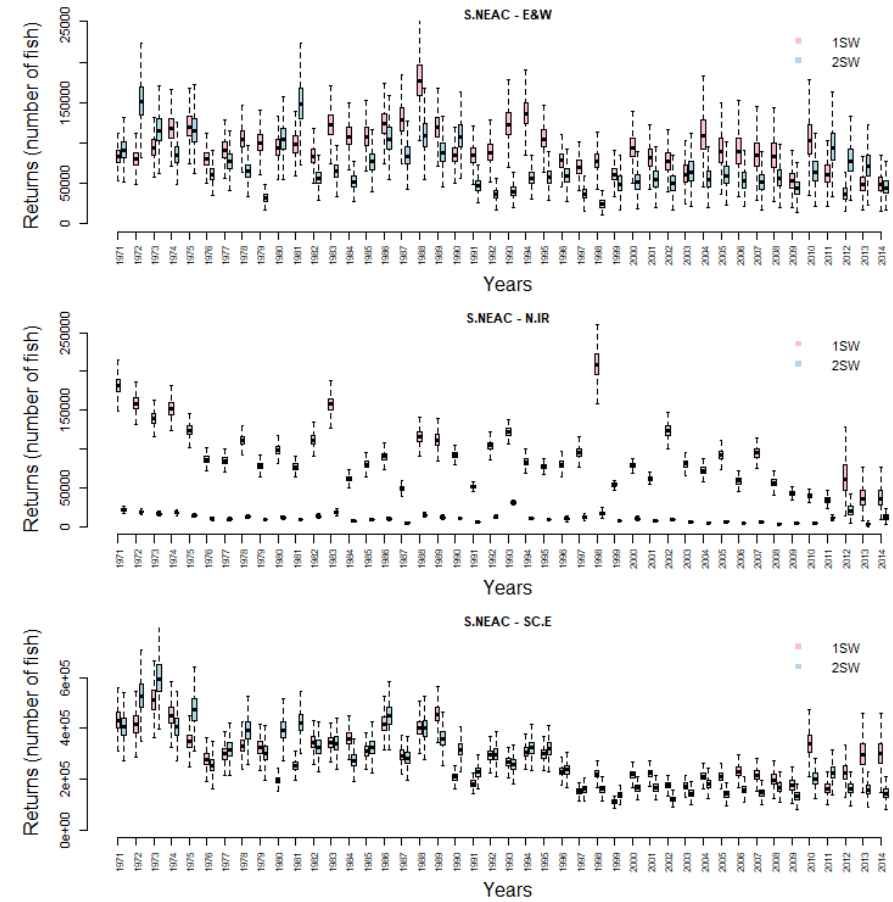
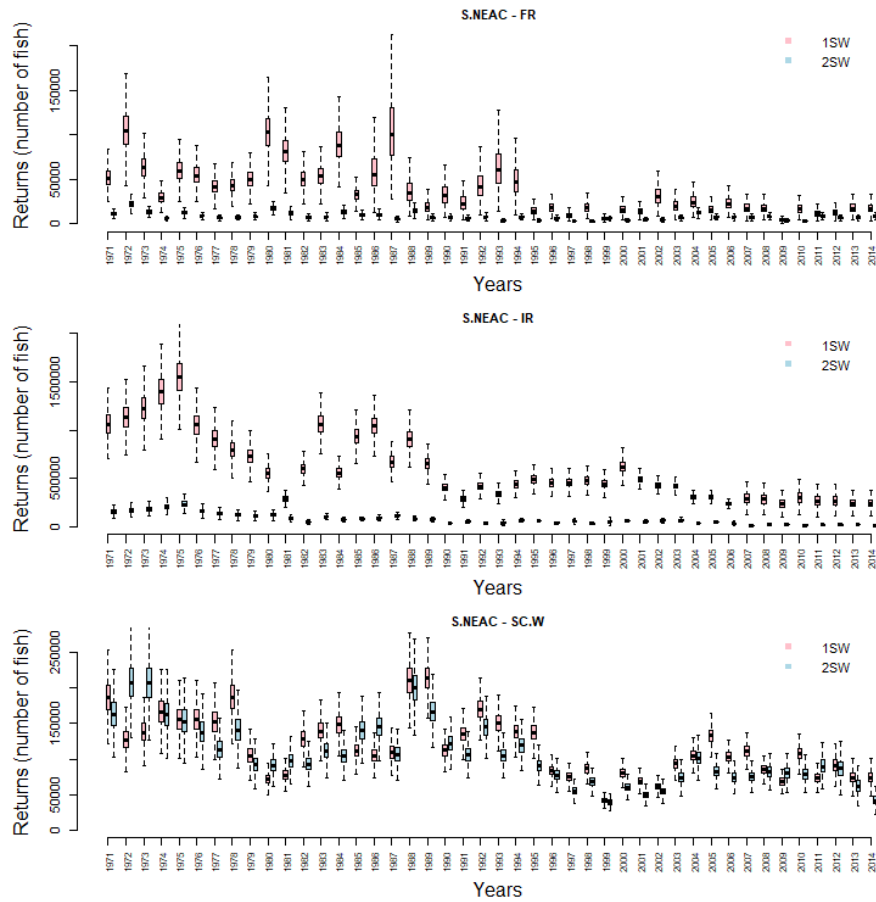
North American continental stock grouping		
Stages/Fisheries	Migration duration	Exploitation rate
PFA maturing		
↓	7 months	
1SWm NFDL/LB Fisheries		Variable among years Homogeneous among SU
↓	0.5 months	
1SWm SPM Fishery		Variable among years Homogeneous among SU
↓	0.5 months	
Returns 1SW		
↓	0	
1SW homewater Fishery		Variable among SU
↓	0	
Spawners 1SW		
PFA non maturing		
↓	7 months	
1SWnm NFDL/LB Fisheries		Variable among years Homogeneous among SU
↓	2 months	
1SWnm West Greenland Fishery		Variable among years and SU + data to allocate catches among SU
↓	3 months	
2SWm NFDL/LB Fisheries		Variable among years Homogeneous among SU
↓	5 months	
1SWm SPM Fishery		Variable among years years Homogeneous among SU
↓	0.5 months	
Returns 2SW		
↓	0	
2SW homewater Fishery		Variable among years and SU
↓	0	
Spawners 2SW		

**Table 5.** Summary of the duration among stages and the sequential fisheries (operating on mixed stocks at sea and homewater fisheries) for stock units in the Southern and Northern European continental stock grouping (Source: ICES 2015a, Potter, 2016).

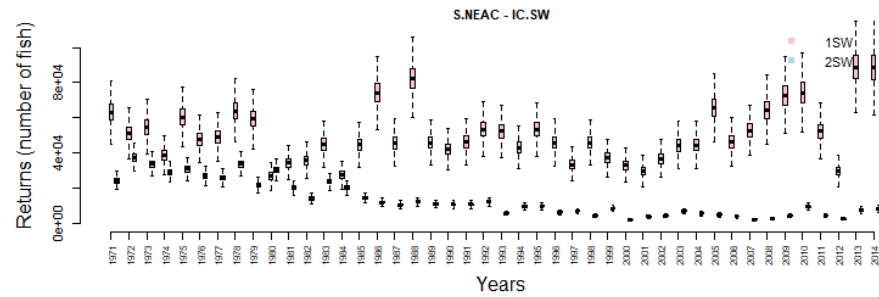
Southern Europe continental stock grouping		
Stages/Fisheries	Migration duration	Exploitation rate
PFA maturing		
↓	0.5 months	
1SWm Faroes Fishery		Variable among years and SU + data to allocate catches among SU
↓	7.5 months	
Returns 1SW		Variable among years and SU + data to allocate catches among SU
↓	0	
1SW homewater Fishery		Variable among years and SU
↓	0	
Spawners 1SW		
PFA non maturing		
↓	0.5 months	
1SWnm Faroes Fishery		Variable among years and SU + data to allocate catches among SU
↓	8.5 months	
1SWnm West Greenland Fishery		Variable among years and SU + data to allocate catches among SU
↓	5 months	
2SWm Faroes Fishery		Variable among years and SU + data to allocate catches among SU
↓	3.5 months	
Returns 2SW		
↓	0	
2SW homewater Fishery		Variable among years and SU
↓	0	
Spawners 2SW		



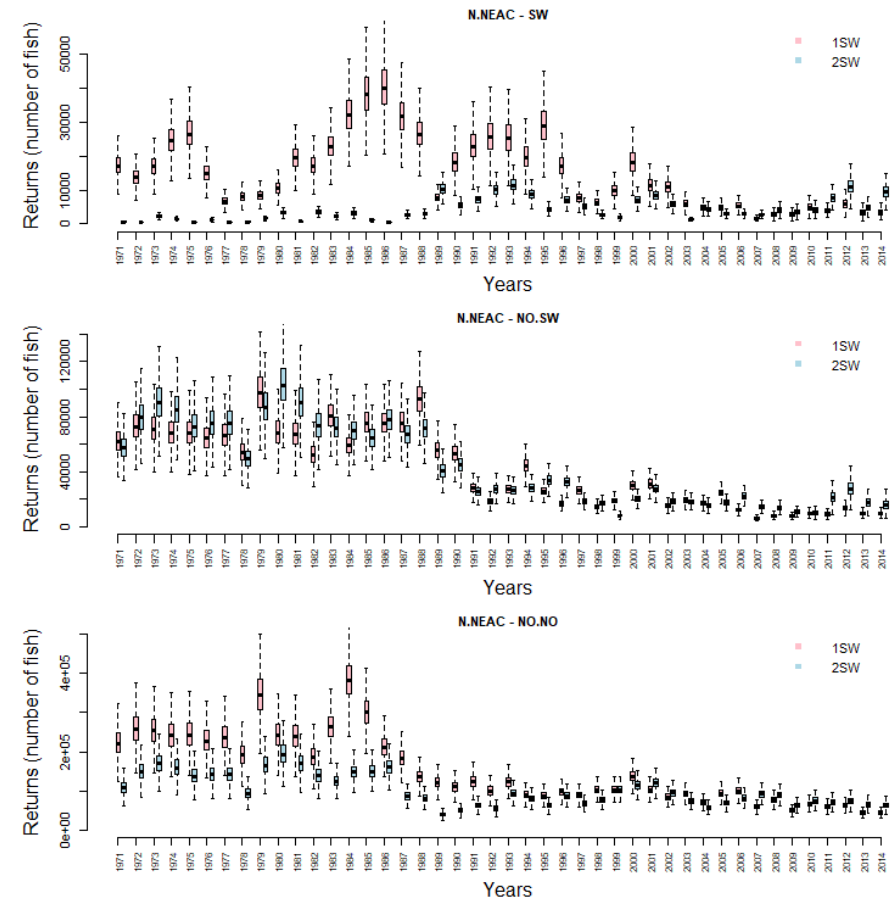
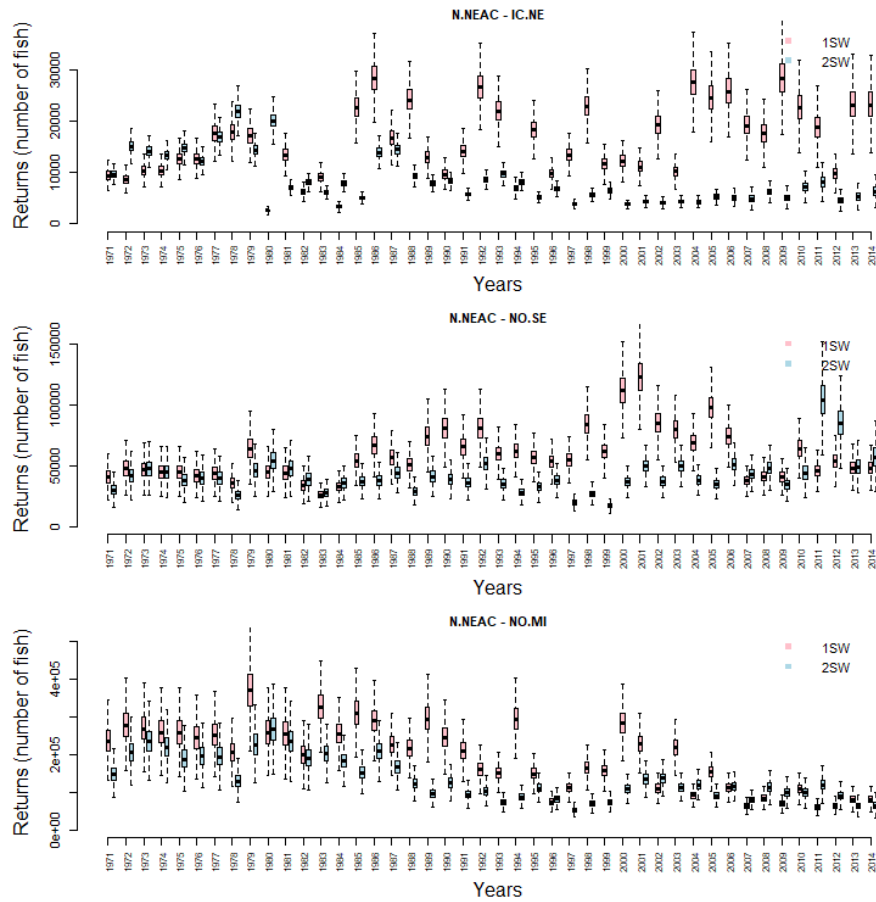
**Figure 4.** Probability distributions of the number of fish returning as 1SW (white boxplots) and 2SW (grey boxplots) in each SU of North America (Source: ICES 2015a).



**Figure 4** (Continuing). Probability distributions of the number of fish returning as 1SW (white boxplots) and 2SW (grey boxplots) in each SU of Southern Europe (Source: ICES 2015a).

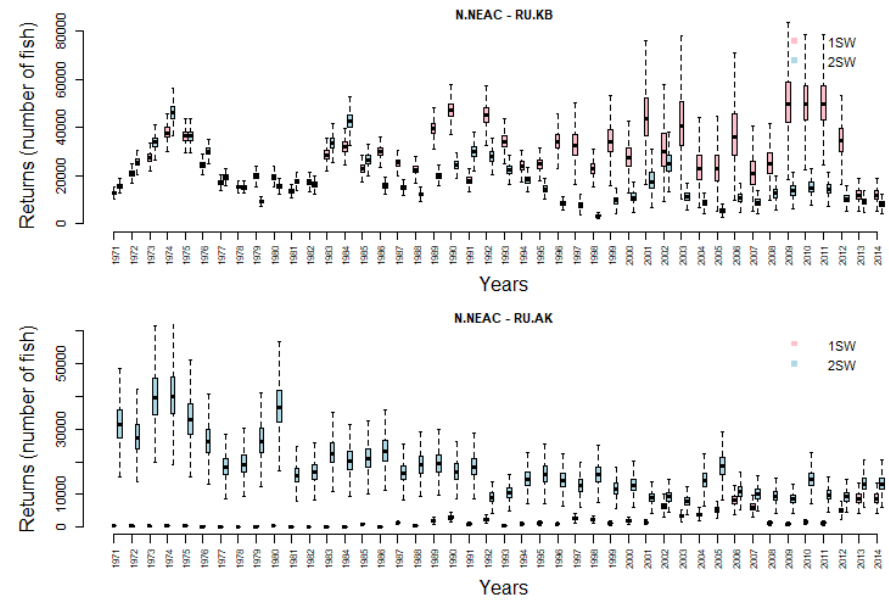
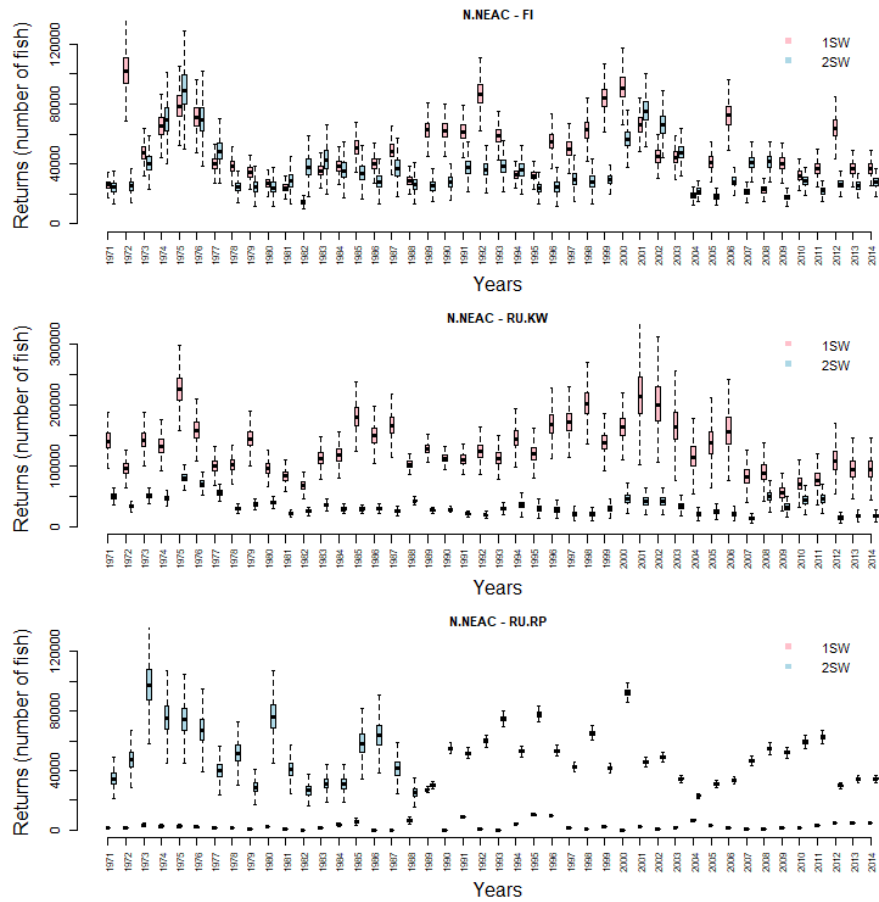


**Figure 4.** (Continuing). Probability distributions of the number of fish returning as 1SW (white boxplots) and 2SW (grey boxplots) in each SU of Southern Europe (Source: ICES 2015a).

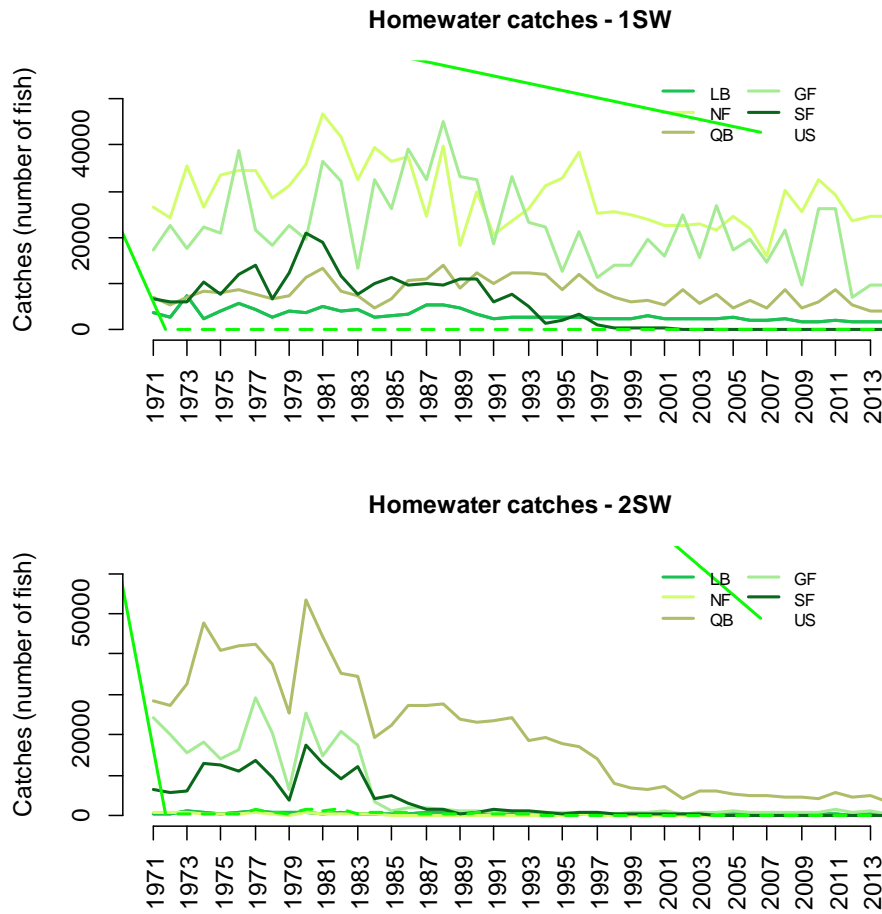


**Figure 4** (Continuing). Probability distributions of the number of fish returning as 1SW (white boxplots) and 2SW (grey boxplots) in each SU of Northern Europe (Source: ICES 2015a).

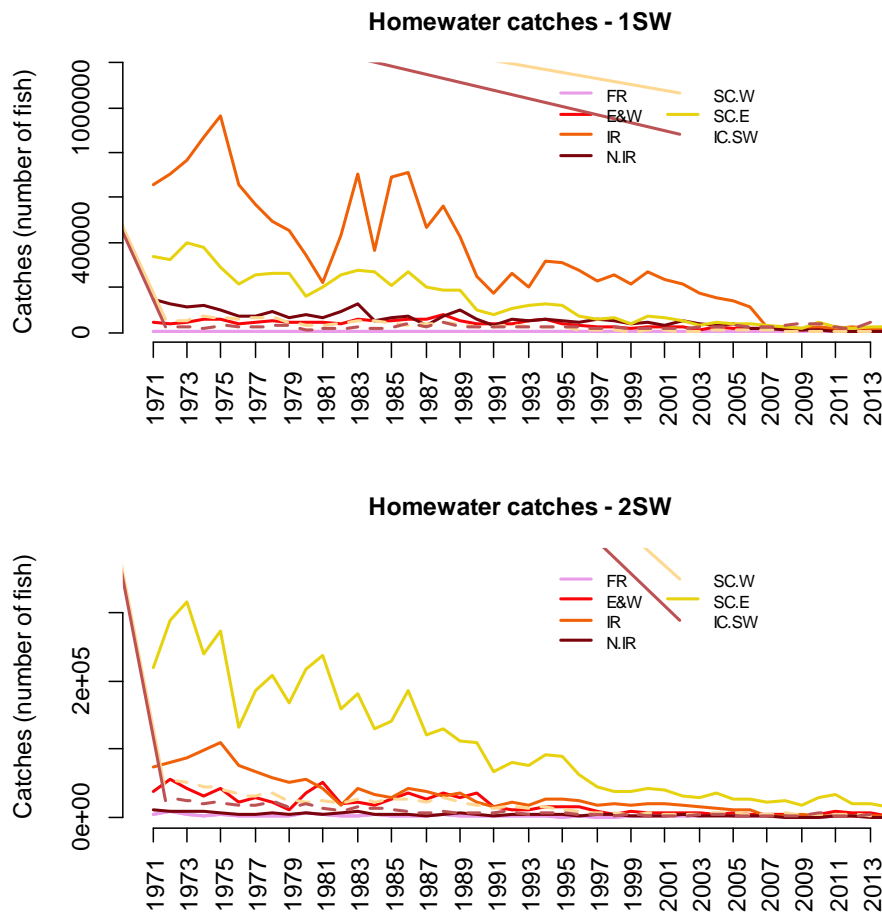




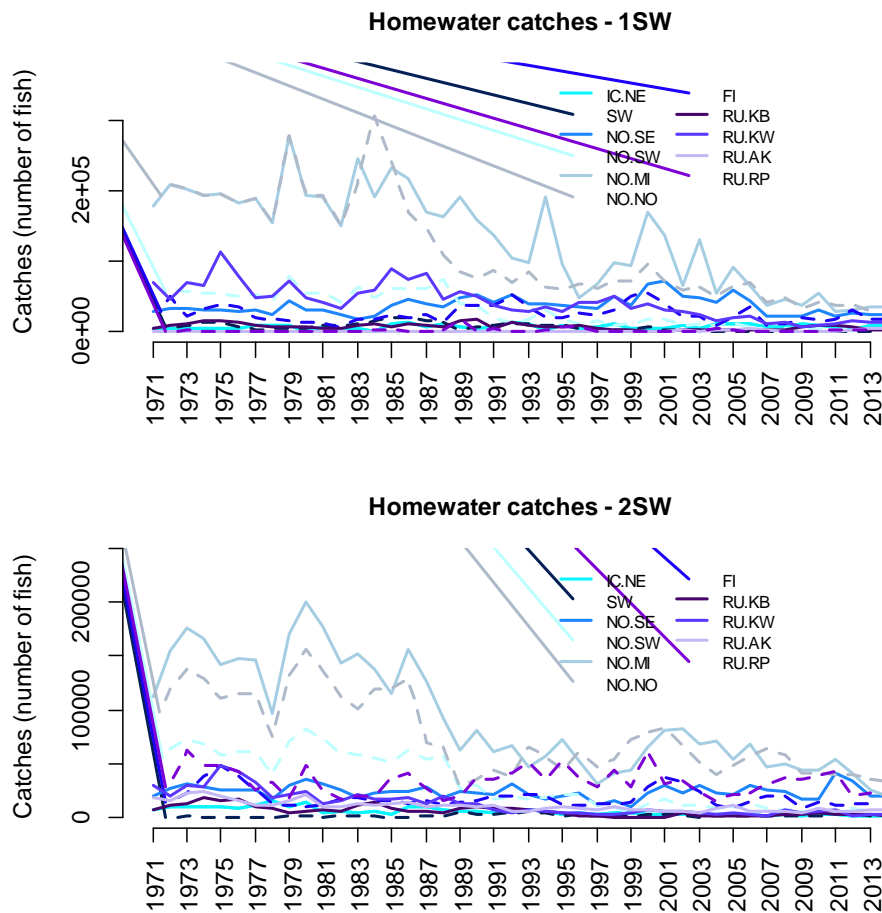
**Figure 4 (Continuing).** Probability distributions of the number of fish returning as 1SW (white boxplots) and 2SW (grey boxplots) in each SU of Northern Europe (Source: ICES 2015a).



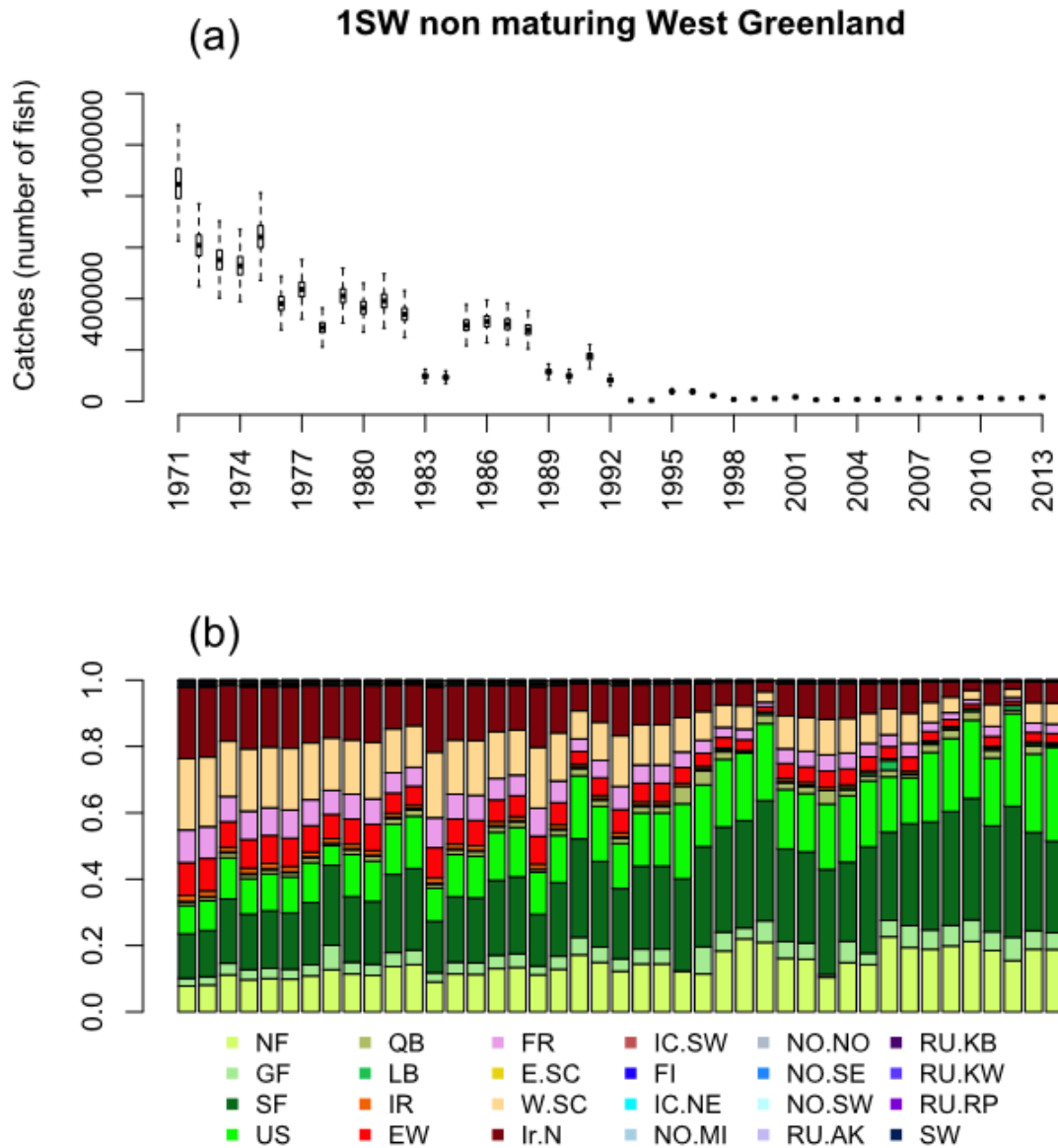
**Figure 5.** Times series of point estimates (median of logNormal probability distributions) of homewater catches for the 6 SU of North America. (a) 1SW fish; (b) 2SW fish (Source: ICES 2015a).



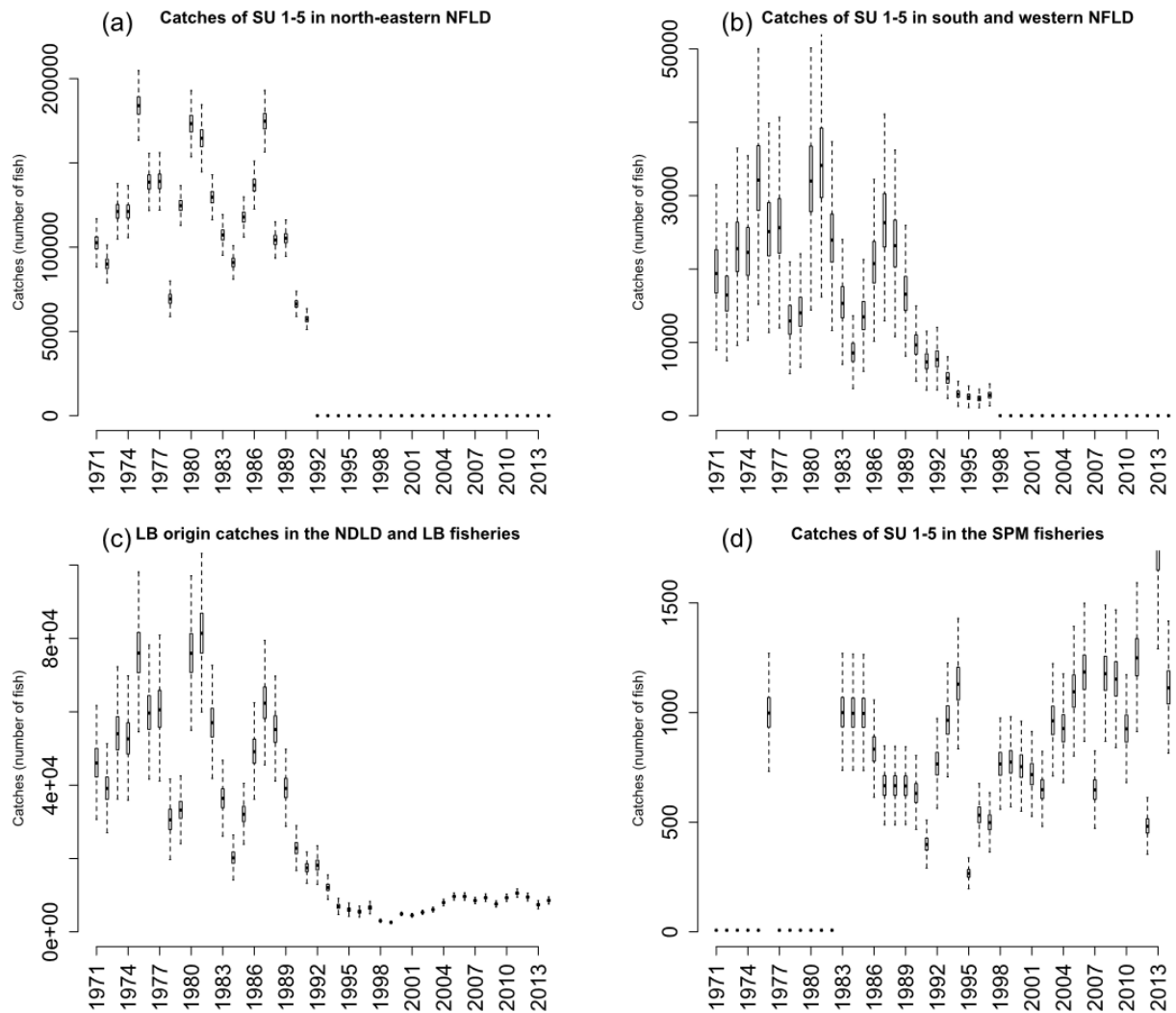
**Figure 5** (continuing). Times series of point estimates (median of logNormal probability distributions) of homewater catches for the 7 SU of Southern Europe. (a) 1SW fish; (b) 2SW fish (Source: ICES 2015a).



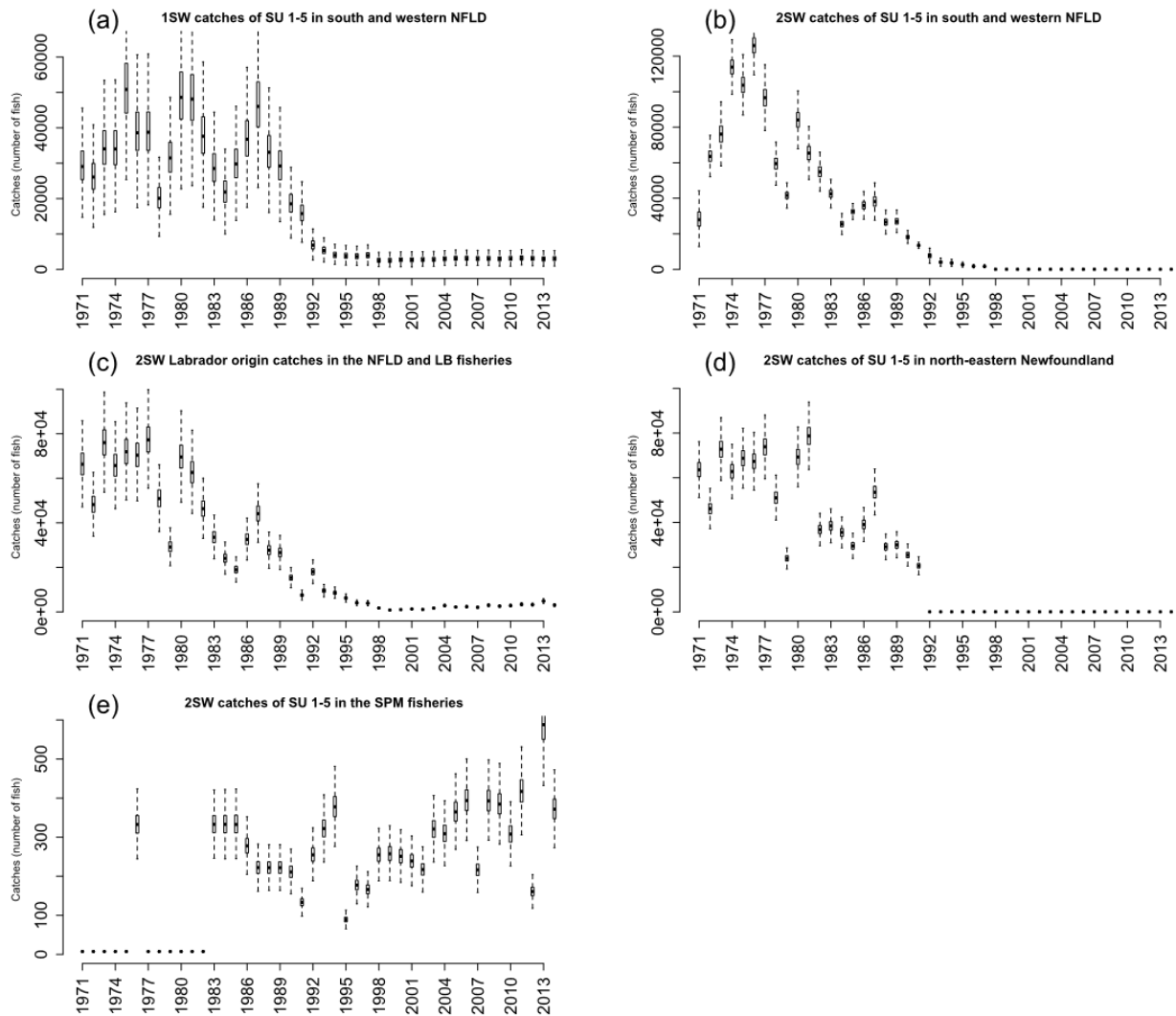
**Figure 5** (continuing). Times series of point estimates (median of logNormal probability distributions) of homewater catches for the 11 SU of Northern Europe. (a) 1SW fish; (b) 2SW fish (Source: ICES 2015a). See text for the hypotheses used to complete the time series for the period 1971-1982.



**Figure 6.** (a) Time series of total catches of the 1SW non-maturing stage in the West Greenland fishery (Source: ICES 2015b); (b) proportions of the catches attributed to South European North European and North American stock units (see text for details).



**Figure 7.** Time series of point estimates (median of logNormal distributions) of catches for the sequential fisheries at sea occurring on mixed stocks of North American 1SW maturing fish (Source: ICES 2015a). (a) catches of SU 1-5 (excluding Labrador) in north-eastern Newfoundland (Salmon Fishing Areas 3 to 7); (b) catches of SU 1-5 (excluding Labrador) in south and western Newfoundland (Salmon Fishing Areas 8 to 14A); (c) Labrador (SU 6) origin catches in the Newfoundland and Labrador fisheries (Salmon Fishing Areas 1 to 7); (d) catches of SU 1-5 (excluding Labrador) in the Saint Pierre and Miquelon fisheries.

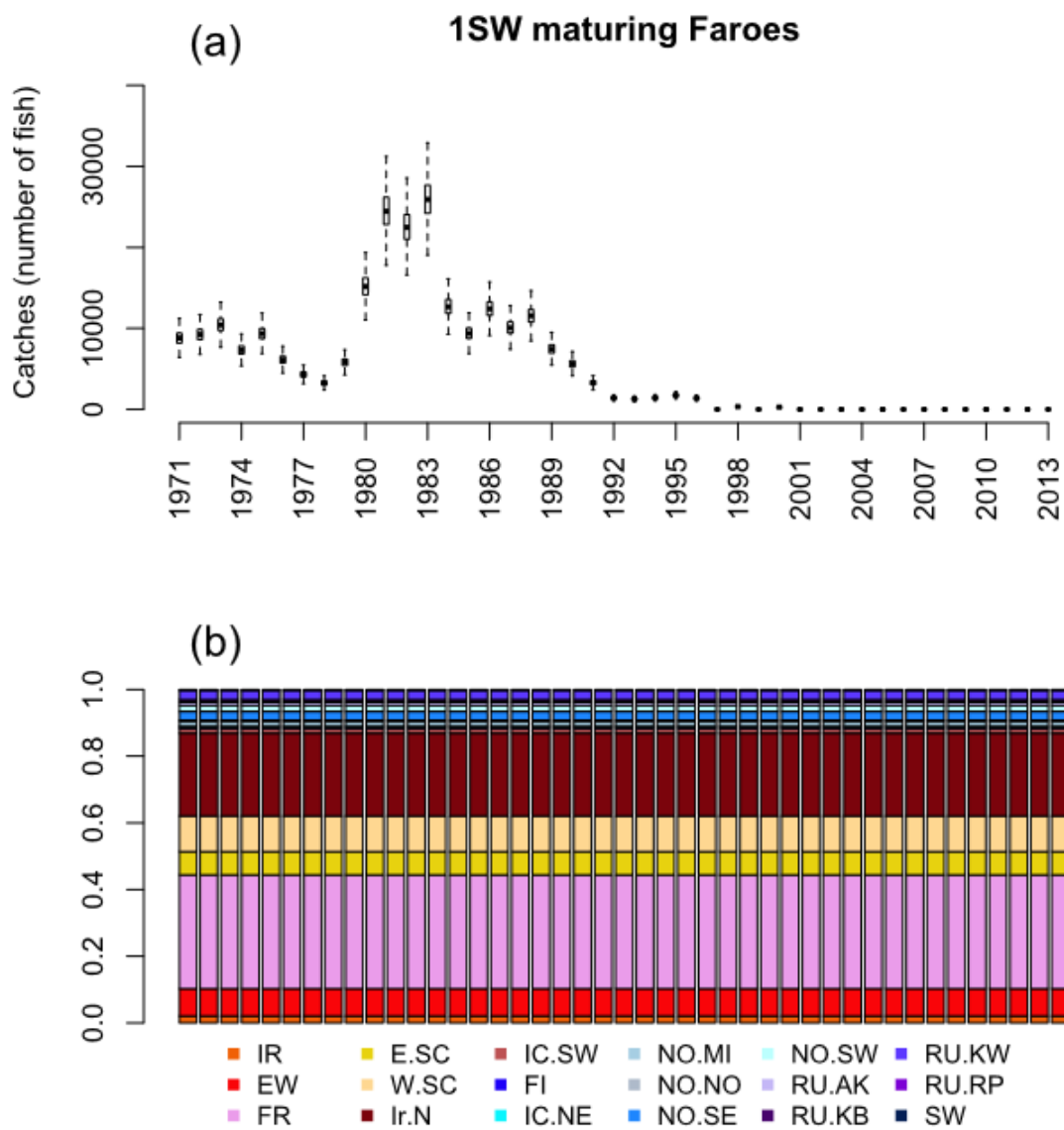


**Figure 7** (Continuing). Time series of point estimates (median of logNormal distributions) of catches for the sequential fisheries at sea occurring on mixed stock fisheries, on North American 1SW non-maturing fish (Source: ICES 2015a). (a) 1SW catches of SU 1-5 (excluding Labrador) in south and western Newfoundland (Salmon Fishing Areas 8 to 14A; (b) 2SW catches of SU 1-5 (excluding Labrador) in south and western Newfoundland (Salmon Fishing Areas 8 to 14A; (c) 2SW Labrador (SU 6) origin catches in the Newfoundland and Labrador fisheries (Salmon Fishing Areas 1 to 7); (d) 2SW catches of SU 1-5 (excluding Labrador) in north-eastern Newfoundland (Salmon Fishing Areas 3 to 7); and (e) 2SW catches of SU 1-5 (excluding Labrador) in the Saint Pierre and Miquelon fisheries.

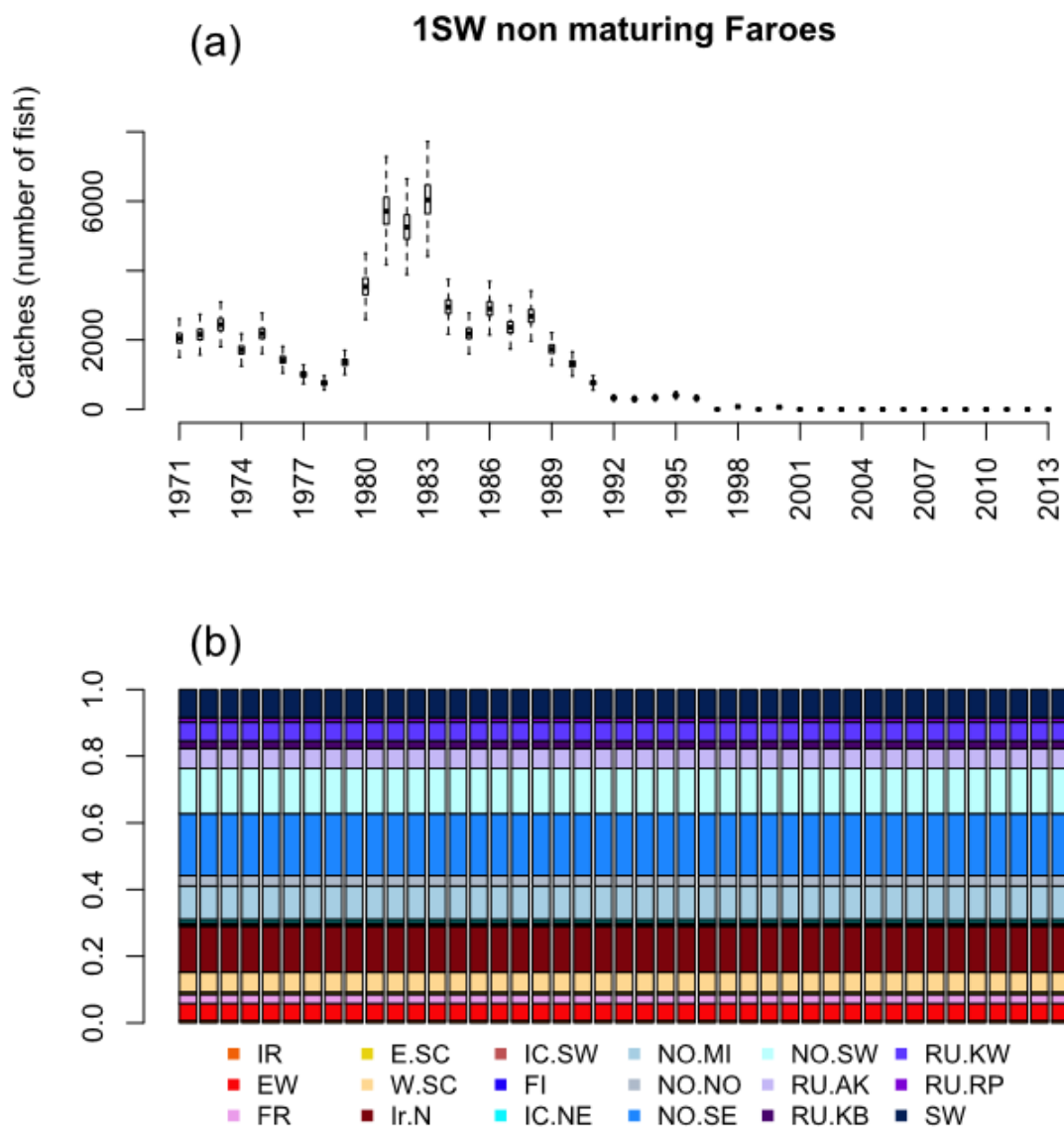


**Table 6.** Proportions to allocate the total catches among different SU from Southern and Northern Europe in the Faroes fishery. Proportions sum to 1 for each fishery and are considered constant over time (Source: ICES 2015a). Fish originated from North America are not harvested in the Faroes fishery.

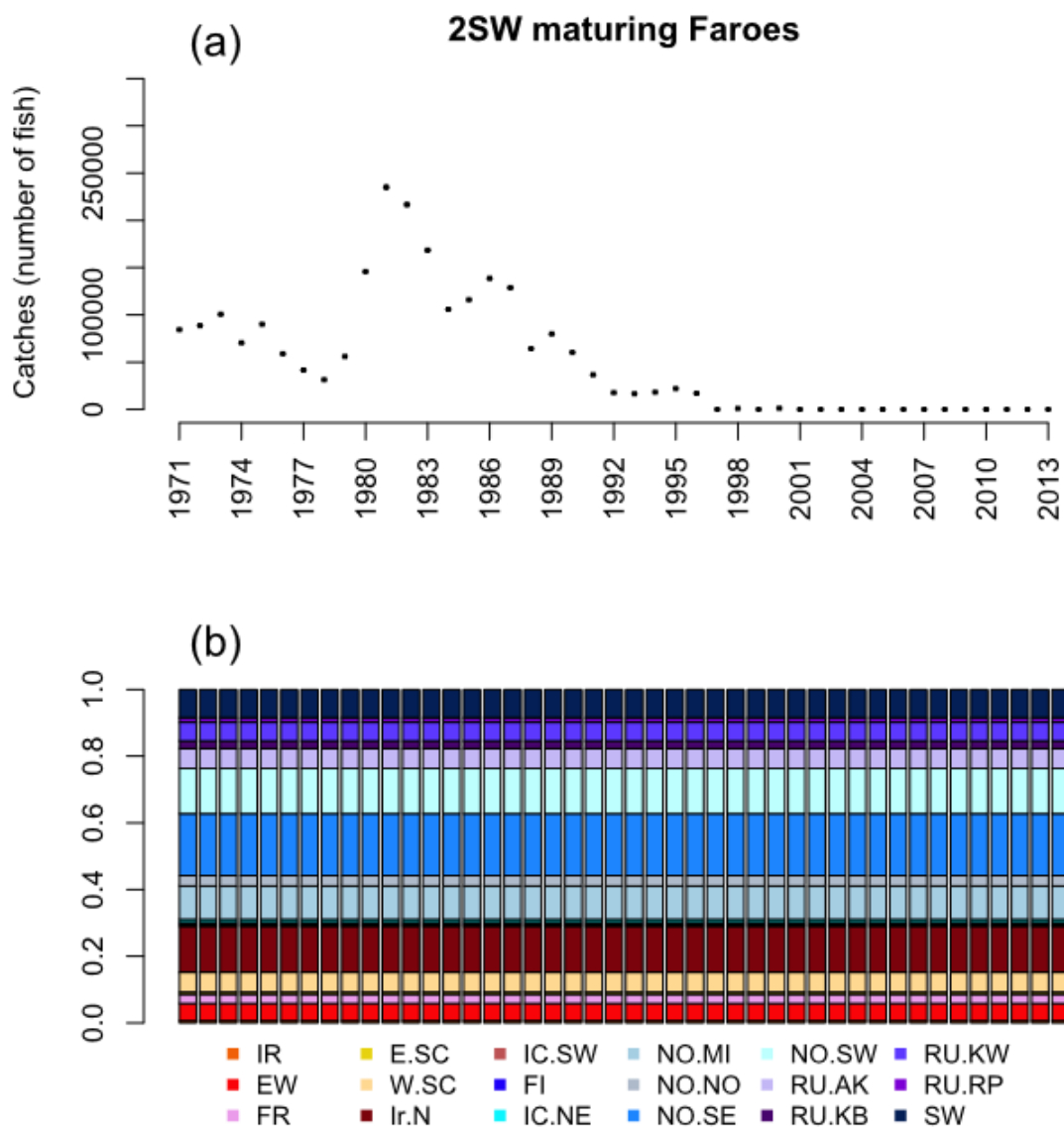
	S.NEAC							N.NEAC										
	FR	E&W	IR	N.IR	SC.W	SC.E	IC.SW	IC.NE	SW	NO.SE	NO.SW	NO.MI	NO.NO	FI	RU.KB	RU.KW	RU.AK	RU.RP
1SW maturing	0.021	0.082	0.341	0.070	0.107	0.249	0.014	0.005	0.001	0.015	0.003	0.026	0.018	0.010	0.008	0.027	0.002	0.001
1SW non maturing	0.007	0.052	0.028	0.006	0.059	0.138	0.005	0.006	0.01	0.1	0.032	0.186	0.136	0.06	0.023	0.056	0.013	0.085
2SW	0.007	0.052	0.028	0.006	0.059	0.138	0.005	0.006	0.01	0.1	0.032	0.186	0.136	0.06	0.023	0.056	0.013	0.085



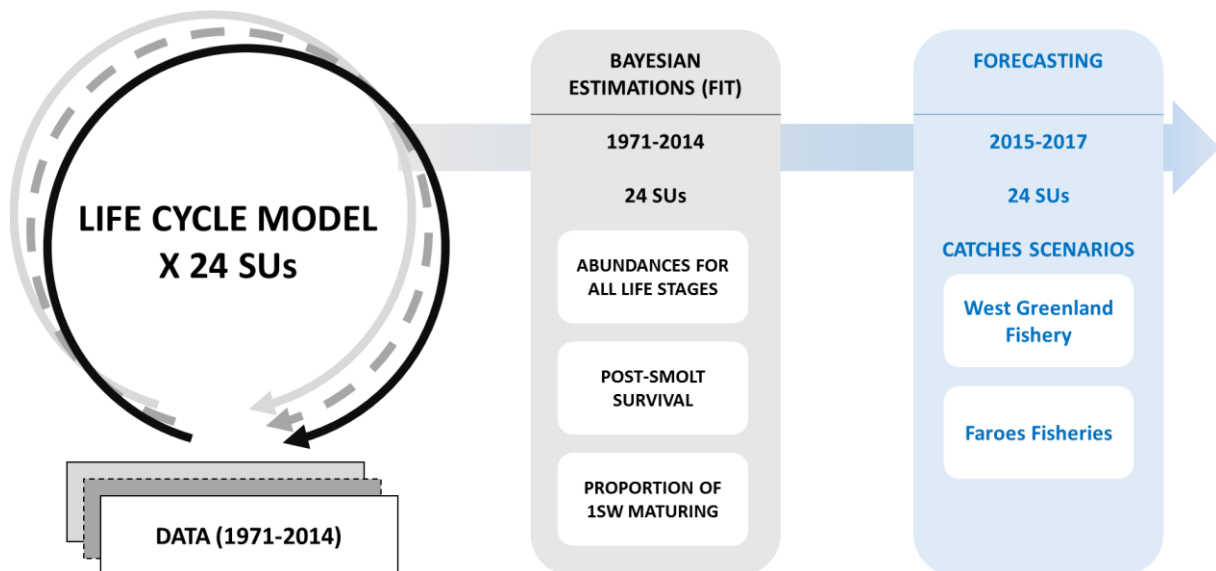
**Figure 8.** (a) Time series of total catches of the 1SW non-maturing stage in the Faroes fishery (Source: ICES 2015b); (b) proportions of the catches attributed to South European and North European stock units (Source: ICES 2015b). (Proportions attributed to SU from NA are 0).



**Figure 8** (continuing). (a) Time series of total catches of the 1SW maturing stage in the Faroes fishery (Source: ICES 2015b); (b) proportions of the catches attributed to South European and North European stock units (Source: ICES 2015b). (Proportion attributed to SU from NA are 0).



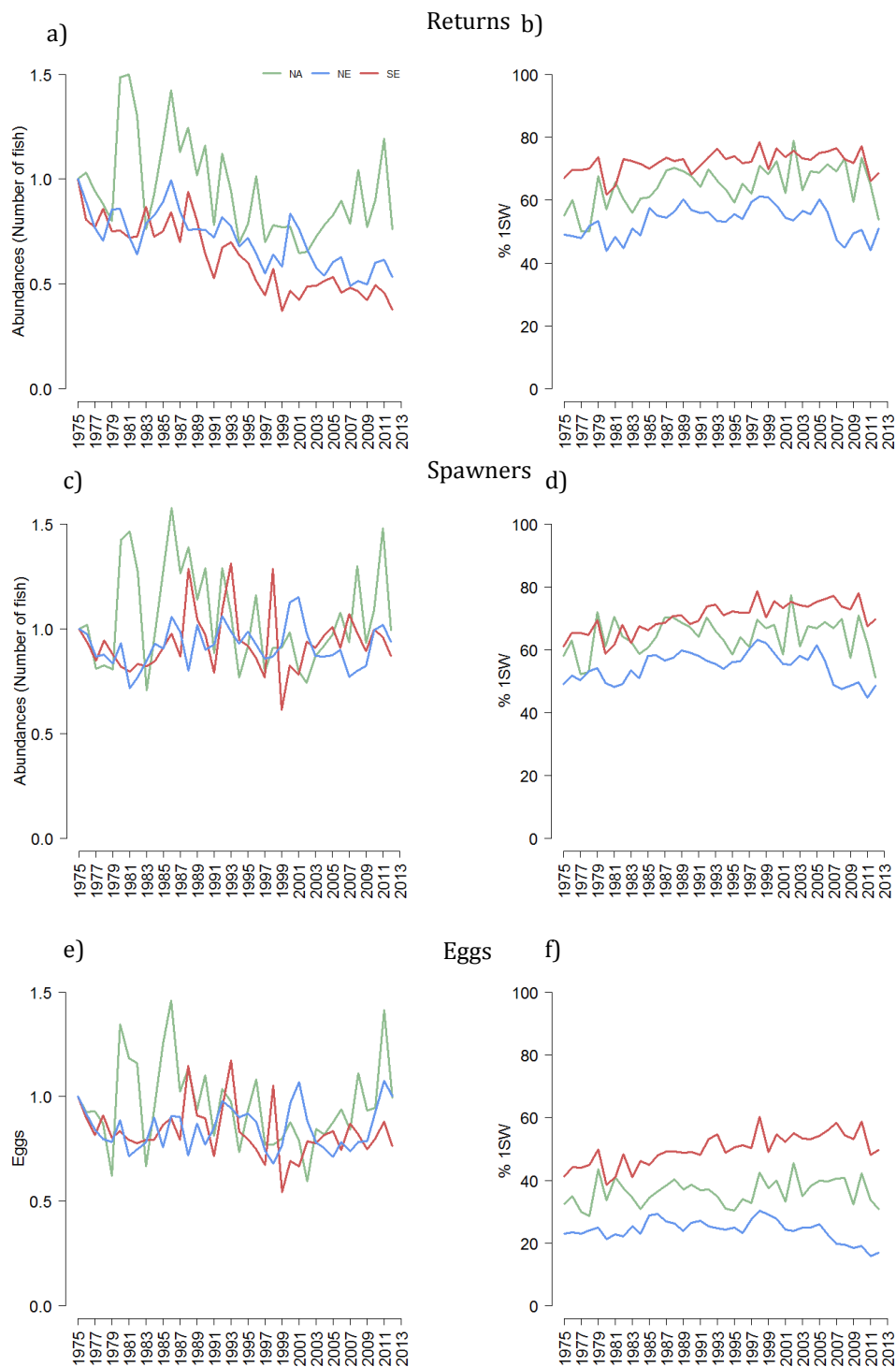
**Figure 8** (continuing). (a) Time series of total catches of the 2SW maturing stage in the Faroes fishery (Source: ICES 2015b); (b) proportions of the catches attributed to South European and North European stock units (Source: ICES 2015b). (Proportion attributed to SU from NA are 0).



**Figure 9.** Forecasting. The life cycle is first fitted to the time series of data 1971-2014, and then used to forecast abundances for each stock unit (SU) under different scenario of catches in West Greenland and Faroese fisheries. Uncertainty in both the model and the parameters estimates (posterior distribution derived from the fitting phase) are integrated out in the forecasting.

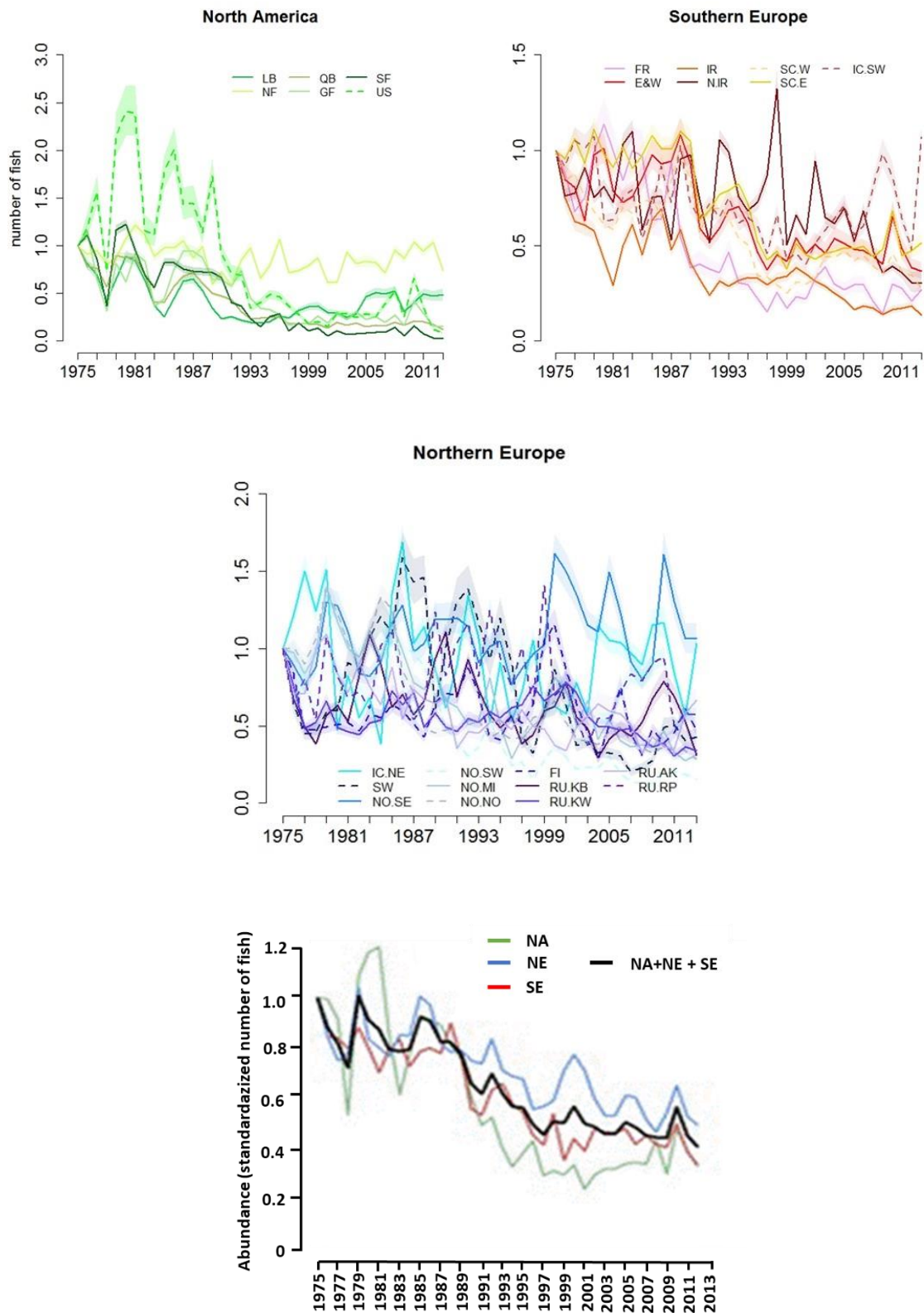
**Table 7.** CL(number of eggs, in thousands) used for the development of catch options for the stocks units in North America, Southern Europe and Northern Europe.

Stock Units	CLs	References
North America		
Labrador	243660	O’Connel et al. 1997
Newfoundland	267780	Reddin et al. 2009
Quebec	50380	Atlantic salmon management plan 2016, Ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs (2016).
Gulf	248680	Cameron et al. 2009, Breau et al. 2009, Chaput et al. 2010, Cairns et al. 2015
Scotia Fundy	224140	Gibson et al. 2014, Bowlby et al. 2013, Jones et al. 2014
US	435369	Baum, E.T. 1995
Southern Europe		
Iceland (south+west)	64273,1	
Scotland	1609542	
Northern Ireland	56281,9	ICES, 2015a
Ireland	710711,7	
England&Wales	211419,8	
France	55165,5	
Northern Europe		
Iceland (north+east)	23889,1	
Sweden	13997,1	
Norway	444065	ICES, 2015a
Finland	10427,80	
Russia	357856,5	

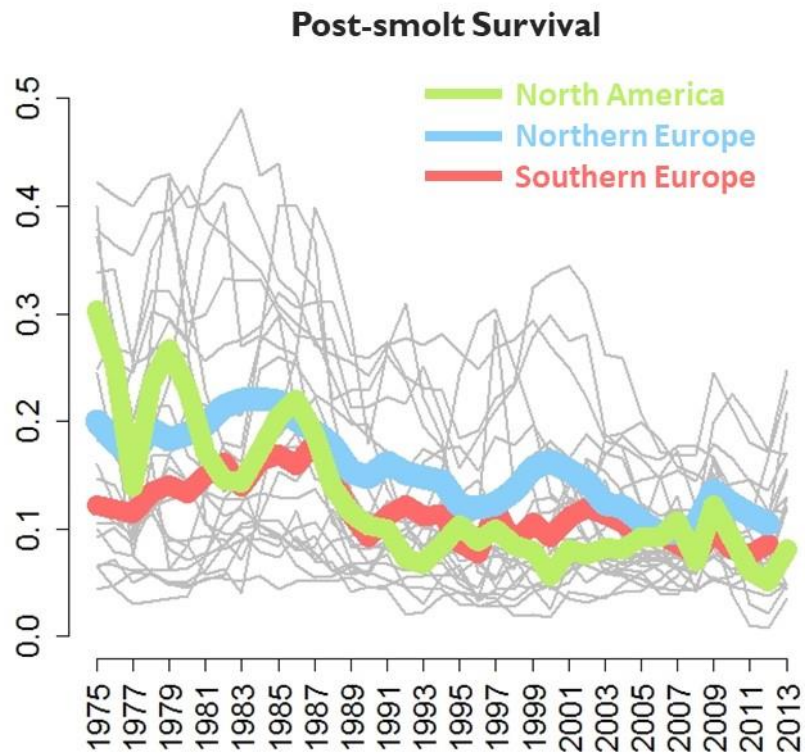


**Figure 10:** Time series of estimated abundances averaged per CSG at four stages in the life cycle. (a) total returns to homewater (1SW + 2SW); (b) proportion of 1SW in returns; (c) total spawners (1SW + 2SW); (d) proportion of 1SW in spawners; (e) total egg deposition by spawners; (f) proportion of eggs spawned by 1SW. Trend lines are medians of marginal posterior distributions. Abundances are standardized to the first year values.

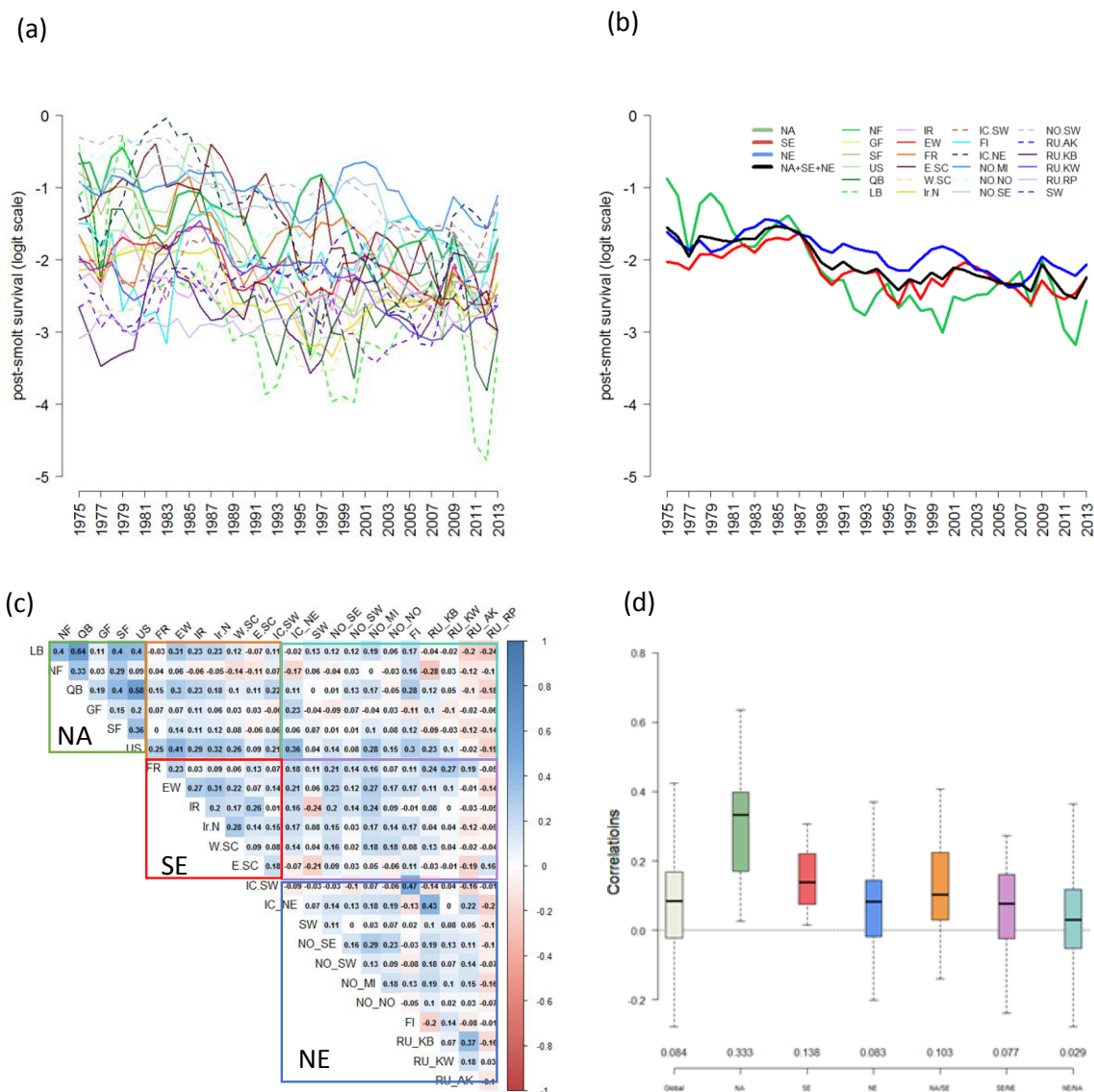




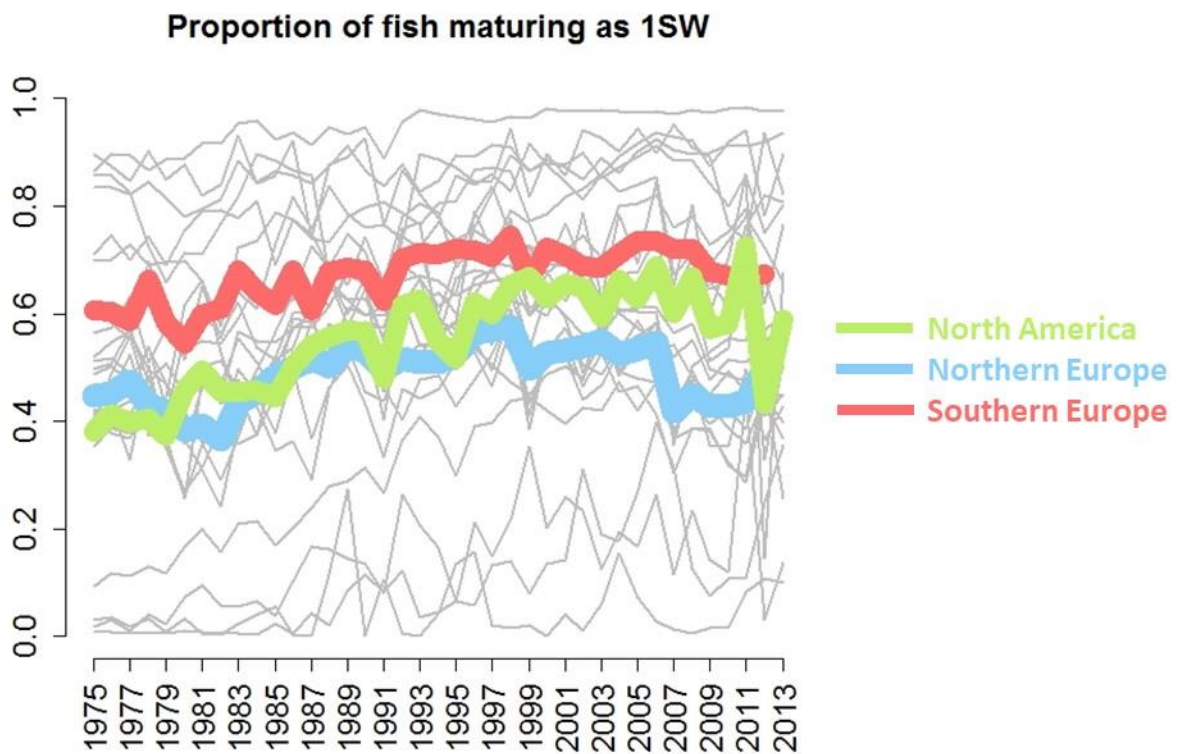
**Figure 11.** Time series of estimated abundances at the PFA stage (maturing + non maturing PFA) for all SU for the three continental stock groups and summed by CSG (bottom panel). Abundance are standardized to the first year values. Thick lines: median of the marginal posterior distributions. Shaded areas: 50% posterior credibility intervals.



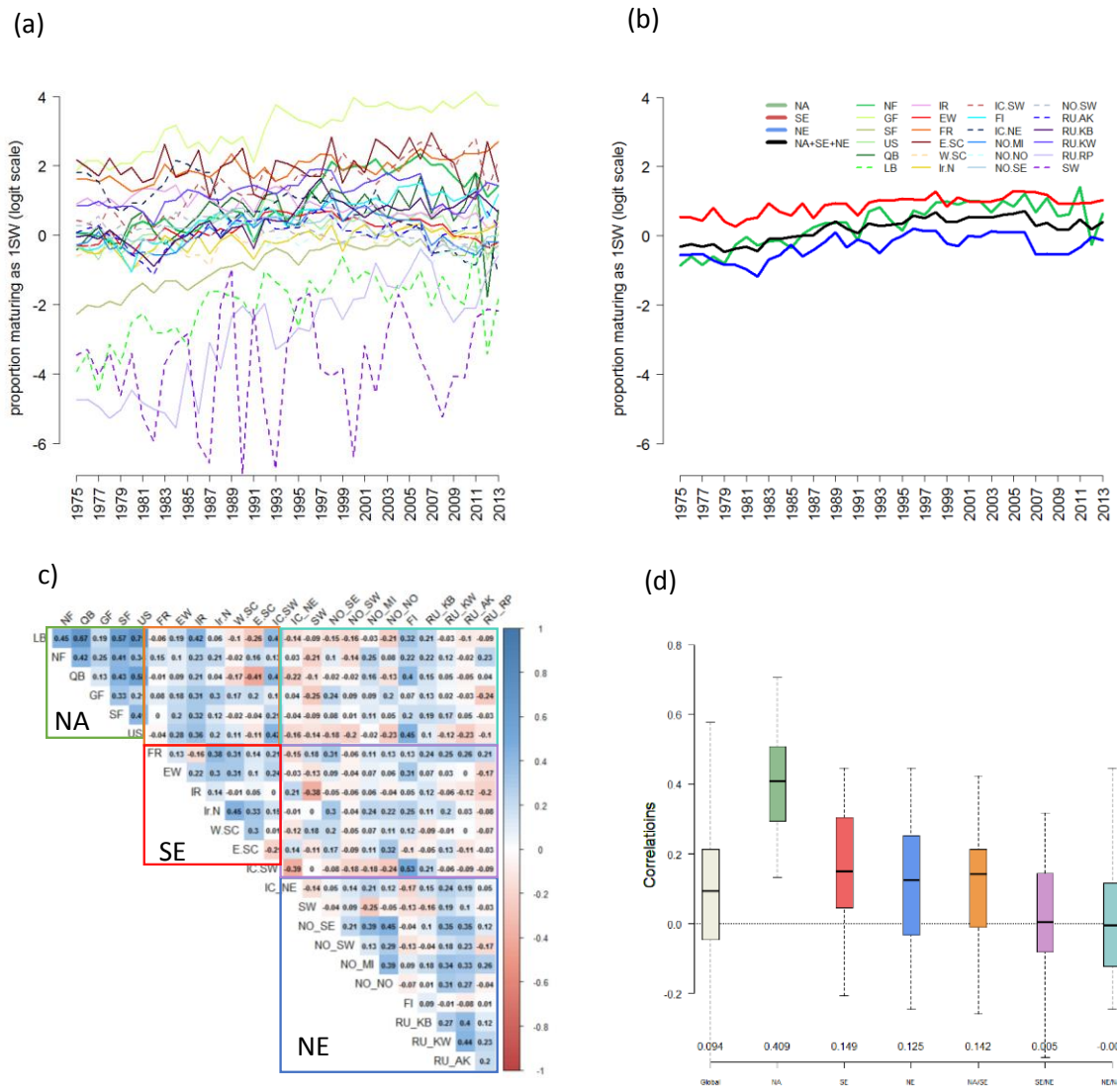
**Figure 12.** Time series of smolt-PFA survival (plotted in the natural scale) for the 24 SU (thin grey lines) and averaged over the three continental stock groups (thick color lines).



**Figure 13.** Time trends ((a) and (b)) and covariance ((c) and (d)) in the post smolt survival. (a) Time series of post-smolt survivals (logit scale) estimated for the 24 SU (medians of marginal posterior distributions). (b) Average post-smolt survival (logit scale) calculated over all SU in the same CSG (NA: green, SE: red, NE: blue). (c) Pairwise correlations calculated between all SUs. (d) Pairwise correlations averaged over all SUs, over SU within the same CSG (NA, SE, NE) and over pairs of SU that belong to two different CSG (color rectangles). Values on the bottom line indicate the median pairwise correlations.

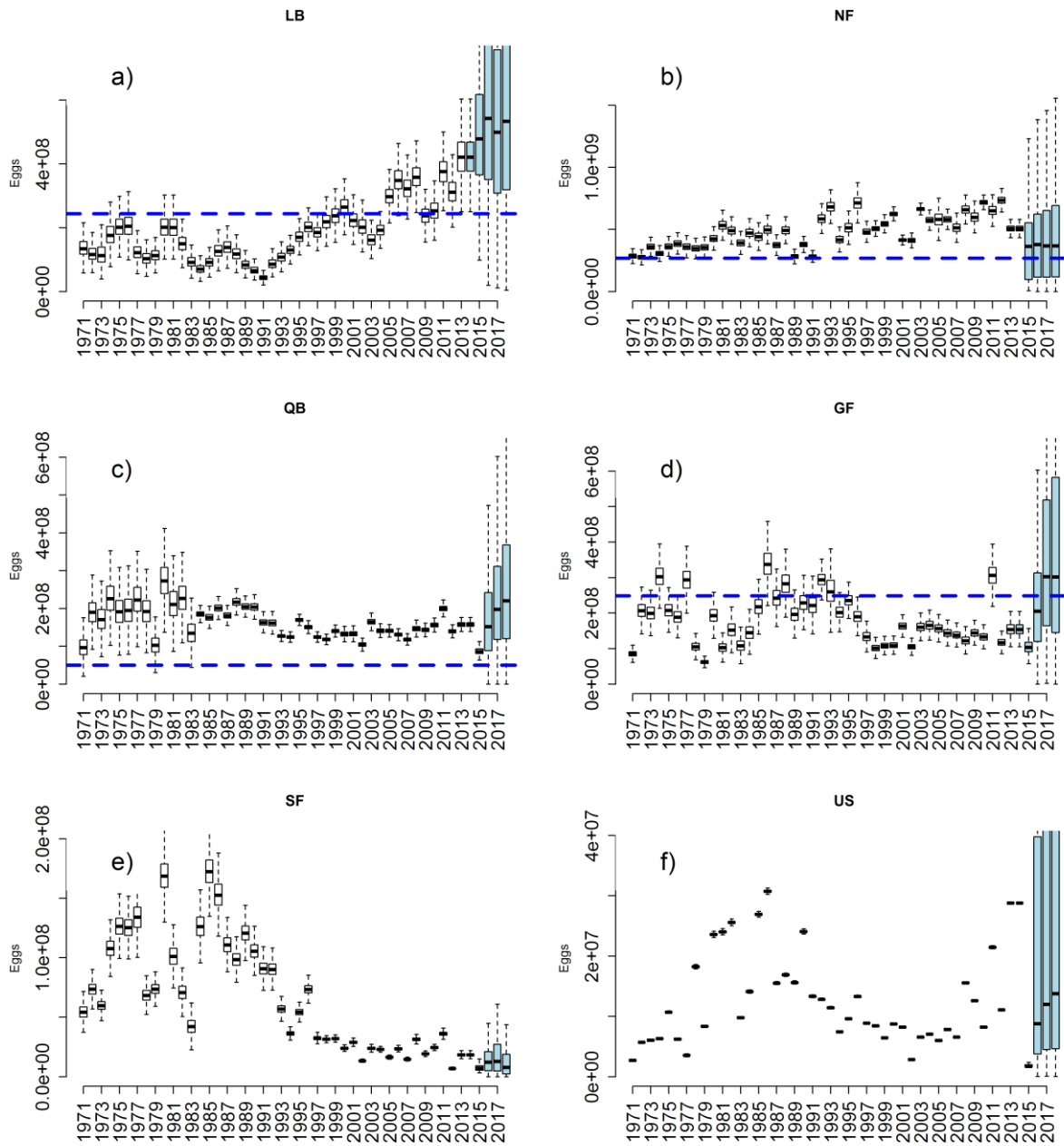


**Figure 14.** Time series of proportion of fish maturing as 1SW (plotted in the natural scale) for the 24 SU (thin grey lines) and averaged over the three continental stock groups (thick color lines). Blue: Northern Europe.

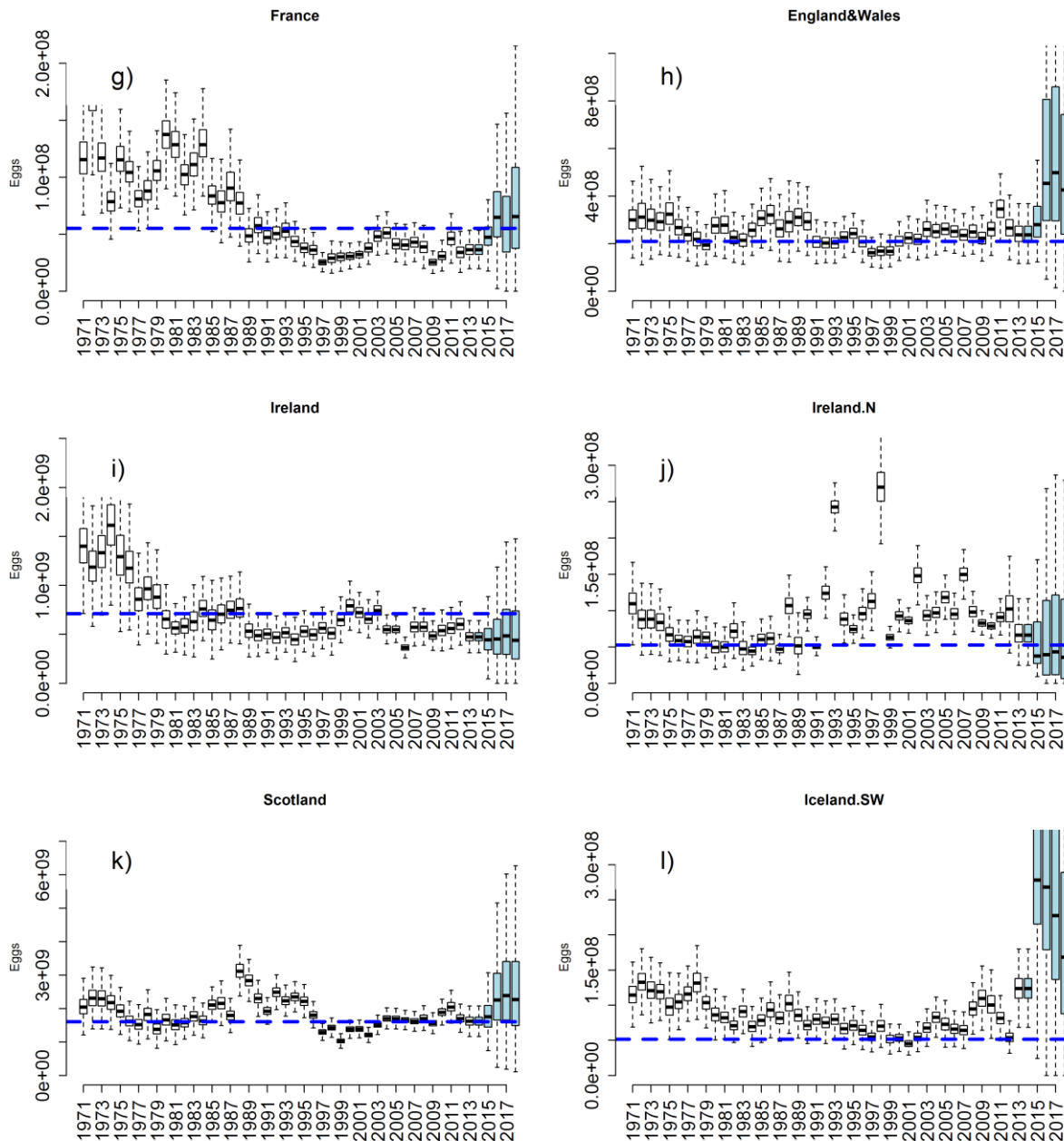


**Figure 15.** Time trends ((a) and (b)) and covariance ((c) and (d)) in the proportion of fish maturing as 1SW. (a) Time series of proportion maturing as 1SW (logit scale) estimated for the 24 SU (medians of marginal posterior distributions). (b) Proportion of fish maturing as 1SW (logit scale) averaged over SU in the same CSG (NA: green, SE: red, NE: blue). (c) Pairwise correlations calculated between all SU. (d) Pairwise correlations averaged between all SU, over SU within the same CSG (NA, SE, NE) and over pairs of SU that belong to two different CSG (colour rectangles). Values on the bottom line indicate the median pairwise correlations.

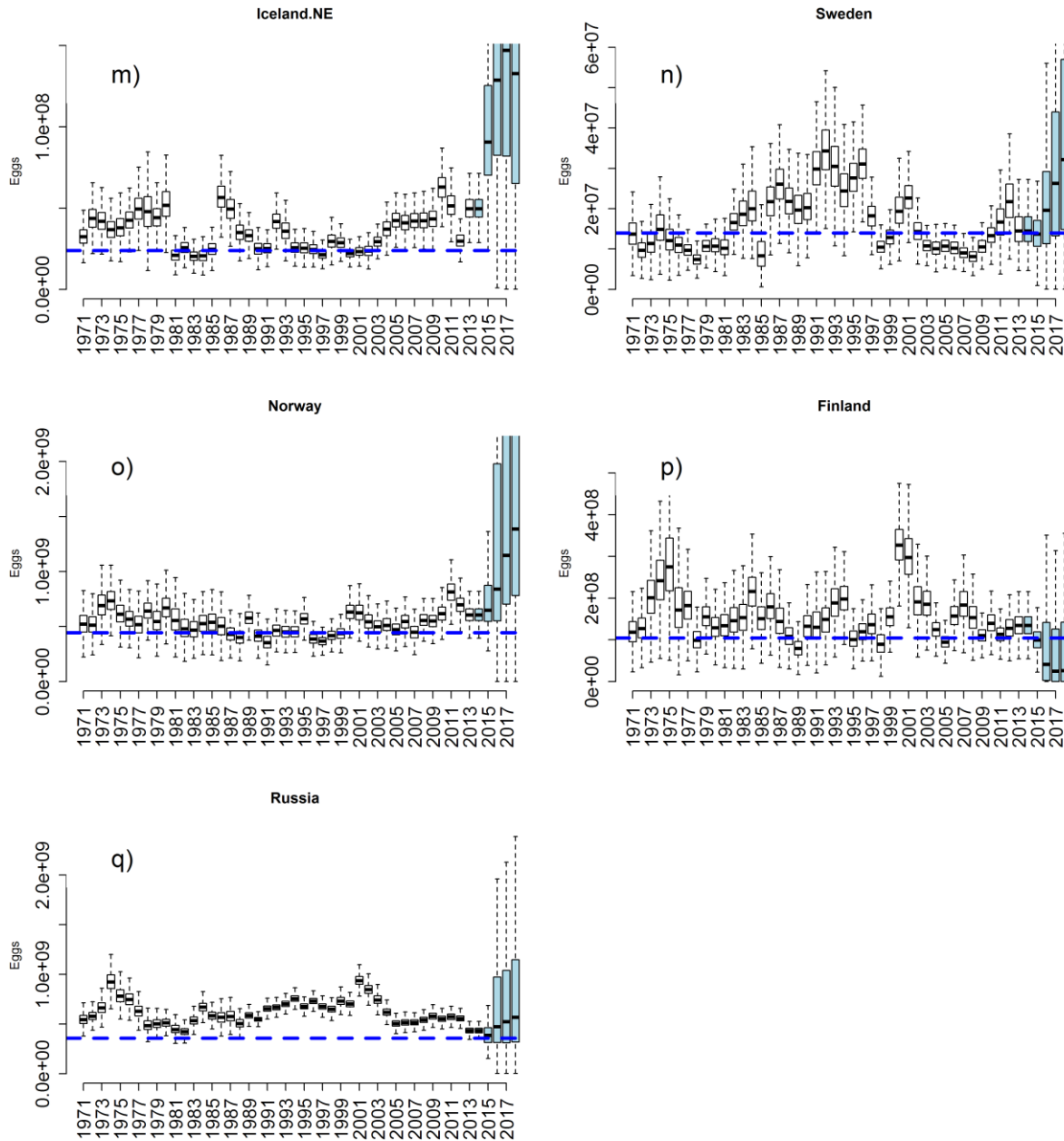




**Figure 16.** Probability distributions of the number of egg potentially spawned for all SU or aggregate of SU. White boxplots: historical time series; Blue boxplots: forecasts obtained under a scenario with 0 catches in all mixed stock fisheries and homewater catches fixed to 5 last years average. (a-f) SU of North America.

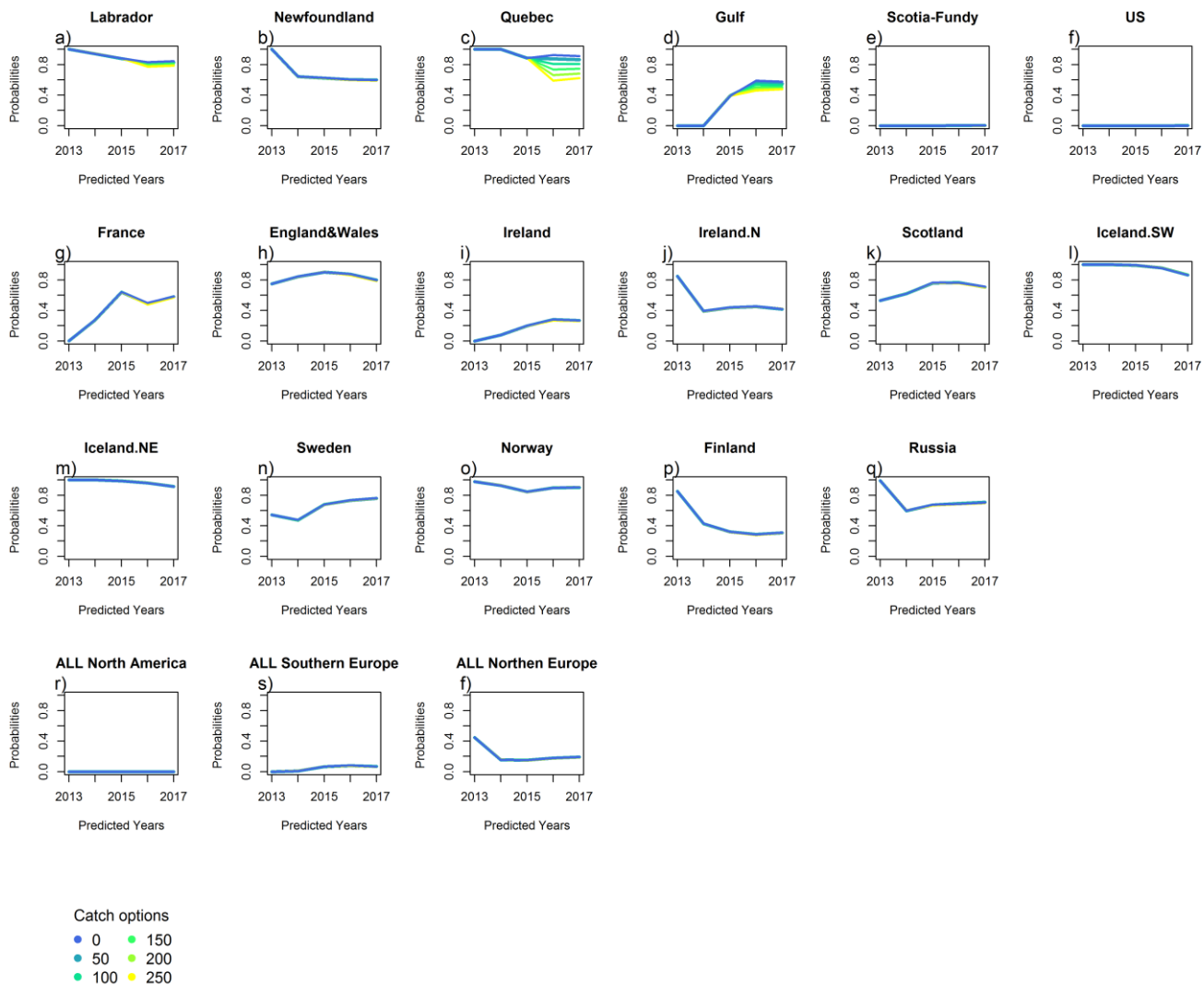


**Figure 16** (continuing). Probability distributions of the number of egg potentially spawned for all SU or aggregate of SU. White boxplots: historical time series; Blue boxplots: forecasts obtained under a scenario with 0 catches in all mixed stock fisheries and homewater catches fixed to 5 last years average.. (g-l) SU of Southern Europe.

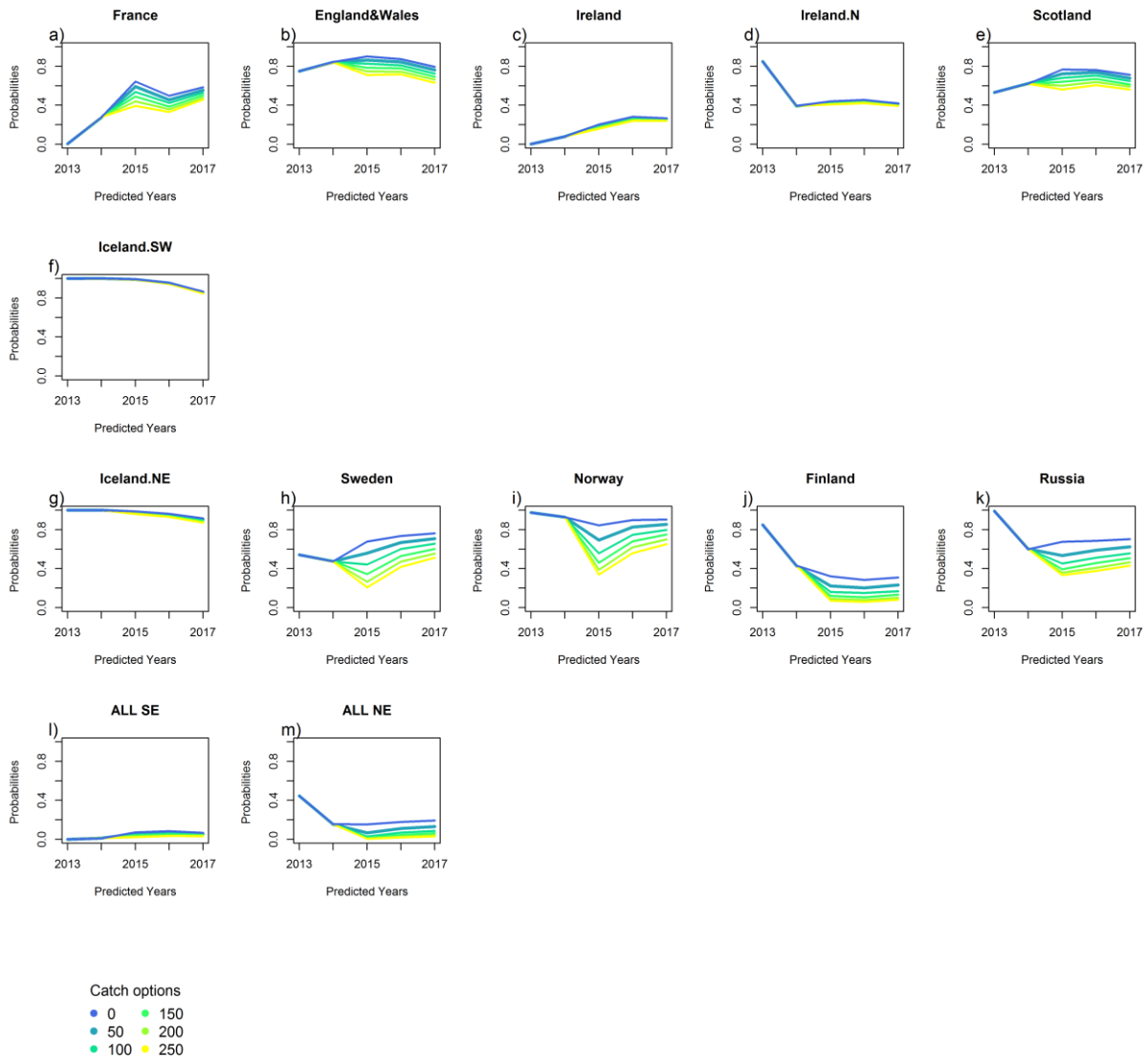


**Figure 16** (continuing). Probability distributions of the number of egg potentially spawned for all SU or aggregate of SU. White boxplots: historical time series; Blue boxplots: forecasts obtained under a scenario with 0 catches in all mixed stock fisheries and homewater catches fixed to 5 last years average. (l-p) Stock units of Northern Europe.

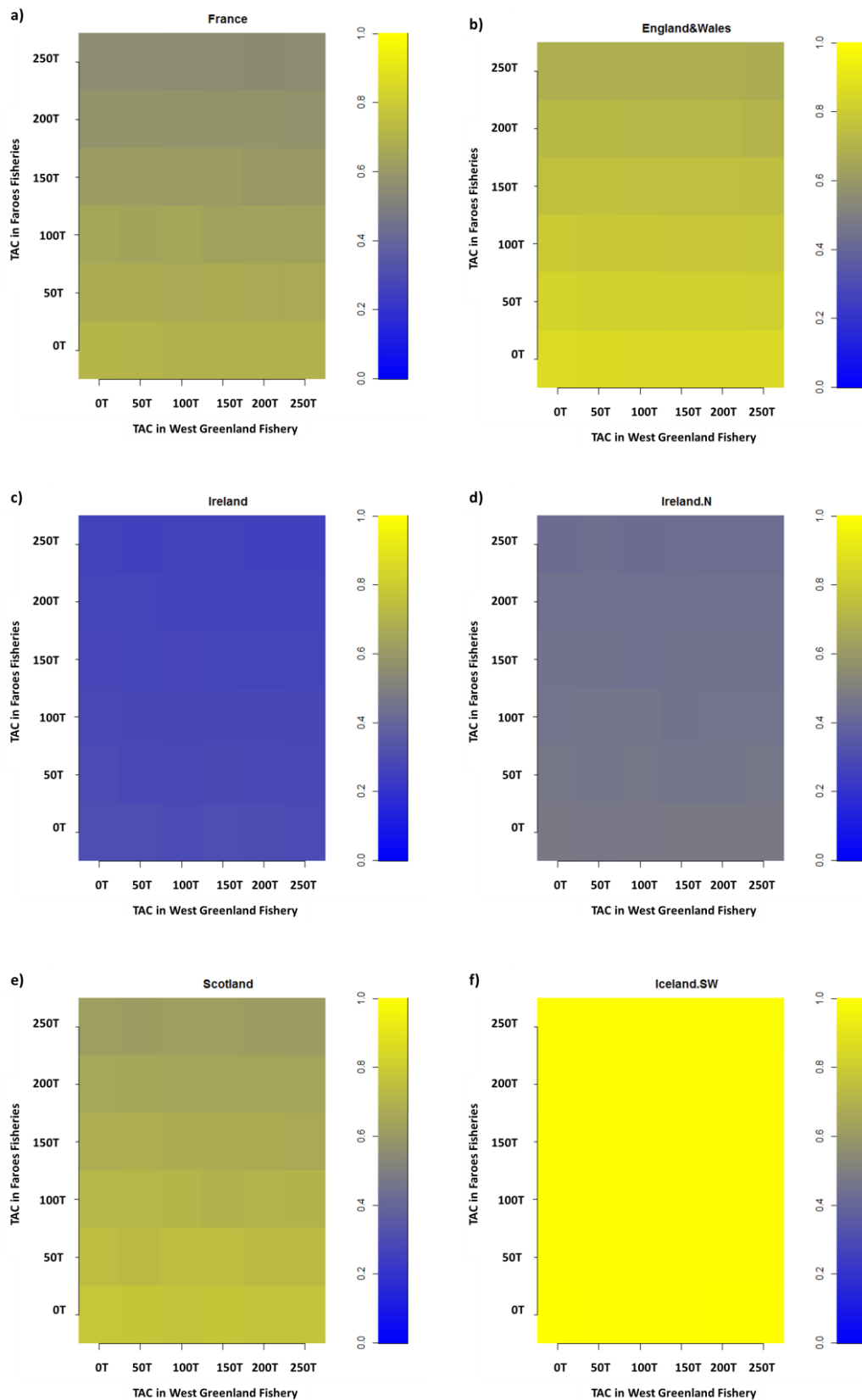




**Figure 17.** Probability to reach Conservation Limits obtained under different catches options at West Greenland (and 0 catches at Faroes). Catches options: 0, 50, 100, 150, 200 and 250 tons (5 years projections). (a-f) North America; (g-l) Southern Europe; (l-p) Northern Europe. Pannels (r-s-t) give probabilities to simultaneously achieving the management objectives for all SU of North America (r), Southern Europe (s) and Northern Europe (t).



**Figure 18.** Probability to reach Conservation Limits under different catches options at Faroes (and 0 catches at West Greenland). Catches options: 0, 50, 100, 150, 200 and 250 tons (5 years projections). (a-f) Southern Europe; (g-k) Northern Europe. Pannels (l-m) give probabilities to simultaneously achieving the management objectives for all SU of Southern Europe (l) and Northern Europe (m). Stock Units of North America are not impacted by Faroes fisheries and are not represented.



**Figure 19.** Probability to reach Conservation Limits when assessing different catches options at West Greenland and Faroes simultaneously: 0, 50, 100, 150, 200 and 250 tons (5 years projections) for SU of the Southern European complex potentially impacted by both mixed stock fisheries.

## VIII. Annexe 1. - Présentation détaillée du modèle Bayésien de cycle de vie (équations de processus et d'observation)

Afin de faciliter le transfert d'information dans un contexte international.

### 1. Population dynamics

#### 1.2. Simplified life history

The age- and stage-structured life cycle model has a similar structure for each SU. It includes variation in the age of juveniles out-migrating from freshwater (i.e. smolts) and the sea-age of returning adults. Smolts migrate seaward after 1 to 6 years spent in freshwater (depending on SU). Two sea-age classes are considered in the model: Maiden salmon that return and reproduce after one year at sea, referred to as one-sea-winter (1SW) salmon or grilse, and maiden salmon that return after two winters spent at sea (2SW). This is a simplification of the variety of life history as some maiden fish may spent more than two winters at sea before returning to spawn, or some may be repeat spawners. However, those fish are rare and the 6 smolt-ages  $\times$  2 sea-ages combinations capture the essence of life history variations.

#### 1.3. Eggs deposition

The total number of eggs potentially spawned in year  $t$  for SU  $r$  is calculated from the number of 1SW ( $N_{7,t,r}$ ) and 2SW ( $N_{10,t,r}$ ) spawners escaping the homewater fisheries and the average number of eggs potentially spawned per 1SW and 2SW salmon, denoted  $eggs_{1,r}$  and  $eggs_{2,r}$  (fixed values; Table 2):

$$(A1.1) \quad N_{1,t,r} = N_{7,t,r} \times eggs_{1,r} + N_{10,t,r} \times eggs_{2,r}$$

#### 1.4. Egg-to-smolt transition

The egg-to-smolt transition consists of two steps: the survival from egg-to-smolt per cohort, and the distribution of the surviving smolts according to their age at downstream migration.

##### 1.4.1. Egg-to-smolt survival

Because no smolt production data is available at the scale of SU, it is difficult to separate the variability of the egg-to-smolt survival from that of the post-smolt survival, and parameters of the egg-to-smolt transitions have to be fixed. The egg-to-smolt survival is density independent, with average survival rate  $\theta_1$  arbitrarily fixed to 0.007 (Hutchings & Jones, 1998; Massiot-Granier et al. 2014) for all years and all SU (Table 2). Environmental stochasticity is modelled by logNormal random noise with variance  $\sigma_{\theta_1}^2$  fixed to an arbitrarily value corresponding to  $CV_{\theta_1}=0.4$  ( $\sigma_{\theta_1}^2 = \log(CV_{\theta_1}^2 + 1)$ ) which is a median values for the inter-annual variability found in the literature (Prevost et al., 2003; Pulkkinen et al., 2013). The total number of smolts produced in the cohort  $c$  (corresponding to egg deposition of year  $c$ ), denoted  $N_{2,c,r}$  is then modelled as:

$$(A1.2) \quad \log(N_{2_{c,r}}) \sim \text{Normal}(\log(\theta_1 * N_{1_{c,r}}) - \frac{1}{2}\sigma_{\theta_1}^2, \sigma_{\theta_1}^2)$$

This model configuration only allows for random stochasticity in the egg-to-smolt survival and does not account for any compensation neither (but see Olmos et al. 2019 for a sensitivity analysis to inclusion of density dependence). This implicitly assumes that any trends in the stock productivity over time are a response to changes in the marine phase, what may inflate the importance of trends in the post-smolt survival.

### 1.4.2. Distribution according to smolt ages

The probabilities of a smolt in the cohort  $c$  migrating at age  $a = 1, \dots, 6$  at year  $t = c + a + 1$ , denoted  $\theta_{2_{c,a,r}}$ , are randomly drawn in tight informative Dirichlet priors with fixed averaged proportions  $psm_{1:6,r}$  specific to each SU (Table 2):

$$(A1.3) \quad (\theta_{2_{c,a=1,r}}, \dots, \theta_{2_{c,a=6,r}}) \sim \text{Dirichlet}(\eta_{sample} \times (psm_{1,r}, \dots, psm_{6,r}))$$

The sample size of the Dirichlet distribution is arbitrarily fixed to  $\eta_{sample} = 100$ , and corresponds to the precision in the estimates of the proportions that would have been learned from multinomial samples of size  $\eta_{sample}$ .

Given  $\theta_{2_{c,a,r}}$ , the number of smolts from the cohort  $c$  that migrate at age  $a$  year  $t = c + a + 1$  is modelled as:

$$(A1.4) \quad \log(N'_{2_{c,a,t=c+a+1,r}}) \sim \text{Normal}(\log(\theta_{2_{c,a,r}} \times N_{2_{c,r}}) - \frac{1}{2}\sigma^2, \sigma^2)$$

with variance  $\sigma^2$  fixed to an arbitrarily low value corresponding to CV=0.01.

Last, the number of smolts migrating in the spring of year  $t$  is the sum of all smolts of different ages (and therefore of different cohorts) migrating in year  $t$ :

$$(A1.5) \quad N_{3_{t,r}} = \sum_{a=1}^{a=6} N'_{2_{c=t-a-1,a,t,r}}$$

## 1.5. Marine phase

The marine phase is modelled as a sequence of three blocks of transitions: survival from smolts to the PFA stage, the maturation of fish at the PFA stage, and the fishing and natural mortality between PFA and returns.

### 1.5.1. Post-smolt survival and proportion of fish maturing as 1SW

Time series of post-smolt survivals ( $\theta_{3_{t,r}}$ ) and the proportion of fish maturing as 1SW ( $\theta_{4_{t,r}}$ ) are modelled as multivariate random walks in the logit scale. Random variations are drawn from multivariate Normal distributions with variance-covariance matrix  $\Sigma_{\theta_3}$  and  $\Sigma_{\theta_4}$  that define the covariations among the SU (Minto et al., 2014; Ripa and Lundberg, 2000):

$$(A1.6) \quad \begin{cases} \text{First year (for } r = 1:N\text{): } \text{logit}(\theta_{3_{t=1,r}}) \sim \text{Normal}(0,1) \\ \text{Then } \left( \text{logit}(\theta_{3_{t+1,r}}) \right)_{r=1:N} \sim \text{MVNormal} \left( \left( \text{logit}(\theta_{3_{t,r}}) \right)_{r=1:N}, \Sigma_{\theta_3} \right) \end{cases}$$

$$(A1.7) \quad \begin{cases} \text{First year (for } r = 1:N\text{): } \text{logit}(\theta_{4_{t=1,r}}) \sim \text{Normal}(0,1) \\ \text{Then } \left( \text{logit}(\theta_{4_{t+1,r}}) \right)_{r=1:N} \sim \text{MVNormal} \left( \left( \text{logit}(\theta_{4_{t,r}}) \right)_{r=1:N}, \Sigma_{\theta_4} \right) \end{cases}$$

Then, given the number of smolts migrating in year  $t$  ( $N_{3_{t,r}}$ ) and the post-smolt survival ( $\theta_{3_{t,r}}$ ), the number of posts-smolts that survive to the PFA stage ( $N_{4_{t+1,r}}$ ) in January of year  $t + 1$  is modelled as:

$$(A1.8) \quad \log(N_{4_{t+1,r}}) \sim \text{Normal} \left( \log(\theta_{3_{t,r}} \times N_{3_{t,r}}) - \frac{1}{2} \sigma^2, \sigma^2 \right)$$

Given the number of fish at the PFA stage ( $N_{4_{t+1,r}}$ ) and the maturation rate ( $\theta_{4_{t+1,r}}$ ), mature ( $N_{5_{t+1,r}}$ ) and non mature fish ( $N_{8_{t+1,r}}$ ) at the PFA stage are modelled as:

$$(A1.9) \quad \log(N_{5_{t+1,r}}) \sim \text{Normal} \left( \log(\theta_{4_{t+1,r}} \times N_{4_{t+1,r}}) - \frac{1}{2} \sigma^2, \sigma^2 \right)$$

$$(A1.10) \quad \log(N_{8_{t+1,r}}) \sim \text{Normal} \left( \log((1 - \theta_{4_{t+1,r}}) \times N_{4_{t+1,r}}) - \frac{1}{2} \sigma^2, \sigma^2 \right)$$

### 1.5.2. Sequential marine fisheries and natural mortality

After the PFA stage, both maturing and non-maturing fish are subject to natural mortality and sequential fisheries mortalities operating on mixed stocks (Tables 4 & 5). The following modelling structure applies for each of those transitions. For any marine fishery  $f$ , operating in year  $t$  on a number of fish  $N_{f_{t,r}}$  originated from the stock unit  $r$  with an exploitation rate  $h_{f_{t,r}}$ , the catches  $C_{f_{t,r}}$  (unknown states) and the number of fish that escape the fishery  $N_{f_{t,r}.esc}$  are modelled as:

$$(A1.11) \quad C_{f_{t,r}} = h_{f_{t,r}} \times N_{f_{t,r}}$$

$$(A1.12) \quad N_{f_{t,r}.esc} = (1 - h_{f_{t,r}}) \times N_{f_{t,r}}$$

Exploitation rates  $h_{f_{t,r}}$  are modelled as variable over time but their variability across SU is modelled differently depending on the data available to allocate catches to each SU and on expert knowledge about migration routes. Exploitation rates of the West Greenland fishery (WG; operating on a mixture of SU from North America and Europe) and of the Faroes fishery (FA; operating on SU from Europe only) were all supposed to vary across years and SU (Tables 4 & 5). For the fisheries specific to the SU from NA (Table 4), catches were allocated to each SU by considering a single  $h$  homogeneous for all SU. There are two exceptions to this general rule (Prévost et al., 2009). The first is for the Labrador/Newfoundland (LAB/NFDL) fishery on 1SWm and 2SW fish for which a separate  $h$  is estimated for Labrador and one single  $h$  is considered for the five other SU. A second exception is for the Saint-Pierre et Miquelon (SPM) fishery on 1SWm and 2SW for which  $h$  of fish originating from Labrador was fixed to zero for all years.

All fisheries at sea are separated by periods of time where only natural mortality occurs (ICES, 2015a; Potter, 2016; Prévost et al., 2009). Fish that escape the fishery  $f$  at year  $t$  hence suffer natural mortality

rate  $\theta_{5_{t,f}} = e^{-M \times \Delta_{t,f}}$  where the monthly mortality rate  $M$  is fixed, constant across years and SU's ( $M = 0.03 \cdot month^{-1}$ ; Table 2) and the duration  $\Delta_{t,f}$  (in months) are assumed known and constant across years but with some variations among SU to account for variability in migration routes (Tables 4 & 5):

$$(A1.13) \quad N_{f+1_{t,r}} = (1 - \theta_{5_{t,f}}) \times N_{f,esc_{t,r}}$$

### 1.5.3. From returns to spawners (homewater catches)

Fish that escape all marine mortality and return as 1SW fish ( $N_{6_{t,r}}$ ) or 2SW fish ( $N_{9_{t,r}}$ ), are subject to homewater fisheries that operate locally on each SU. Homewater fisheries are modelled with exploitation rates  $h_{HWf_{t,r}}$  that are assumed to vary with years and SU and for the two sea-age classes separately (Tables 5 & 5). Homewater fishery harvest rates are estimated. After homewater fishery, a proportion of fish may potentially delay spawning to the next year. The proportion of delayed spawners are supposed known but varies with SU, years and sea-age classes and are denoted  $p_{delSp_{t,r}}$ . Fish that delay spawning to the next year may then be subject to a specific fishery with (estimated) harvest rates  $h_{delSp_{t,r}}$ . In practice, the proportion of delayed spawners is non-zero only for Russian stock units. But the transitions are modelled uniformly for all stock units with zero proportion of delayed spawners in the data for almost all SU. Last, the number of 2SW spawners in the US stock unit is also supplemented by stocking. The transition is also modelled uniformly for all SU but the number of fish stocked  $n_{Stock.2SW_{t,r}}$  is null for all SU except USA. Finally, the number of fish that escape the homewater fishery and potentially spawn as 1SW ( $N_{7_{t,r}}$ ) and 2SW ( $N_{10_{t,r}}$ ) are modelled as:

$$(A1.14) \quad N_{7_{t,r}} = (1 - h_{HWf.1SW_{t,r}}) \times (1 - p_{delSp.1SW_{t,r}}) \times N_{6_{t,r}} + (1 - h_{HWf.1SW_{t-1,r}}) \times p_{delSp.1SW_{t-1,r}} \times (1 - h_{delSp.1SW_{t,r}}) \times N_{6_{t-1,r}}$$

$$(A1.15) \quad N_{10_{t,r}} = (1 - h_{HWf.2SW_{t,r}}) \times (1 - p_{delSp.2SW_{t,r}}) \times N_{9_{t,r}} + (1 - h_{HWf.2SW_{t-1,r}}) \times p_{delSp.2SW_{t-1,r}} \times (1 - h_{delSp.2SW_{t,r}}) \times N_{9_{t-1,r}} + n_{Stock.2SW_{t,r}}$$

## 2. Observation equations

The model incorporates observation errors for the time series of returns and catches. A sequential approach (Michielsens et al., 2008; Staton et al., 2017) is used that consists of two steps:

In a first step, observation models are processed separately to reconstruct probability distributions that synthesize observation uncertainty around catches and returns for each year and each of the 24 SU. Probability distributions for returns and catches are derived from a variety of raw data and observation models, specific to each SU and each year and originally developed by ICES to provide input for PFA models for NA (Rago et al., 1993) and SE (Potter et al., 2004b) stock units.

In a second step, those distributions are used to approximate likelihoods in the population dynamics state-space model.

### 2.1. Returns

Returns are estimated for each year, each SU and for the two sea-age classes separately. Raw data used to estimate return essentially consist in homewater catches available at the scale of rivers or regional

fishery jurisdictions, scaled by harvest and declaration rates and then aggregated at the scale of larger stock units. Uncertainties then essentially arise from a numerical (Monte Carlo) integration of uncertainties about harvest and declaration rates. Other fishery independent information like counting fences or mark and recapture data can also be used. Detailed description of the raw data and models used in each SU is provided in the WGNAS Stock Annex for Atlantic salmon (Crozier et al., 2003; ICES, 2002, 2015b; Potter et al., 2004b; Rago et al., 1993).

The resulting probability distributions of returns are shown in Fig. 4. Numerical integration of uncertainty support the hypothesis that the returns are logNormaly distributed, allowing to approximate the likelihood for the returns as follows. For any year  $t$  and SU  $r$ , the expected mean of the distribution derived from the observations models for 1SW (respectively, 2SW) returns in log scale, denoted  $\mathbb{E}_{\log(R_{1SW_{t,r}})}$  (resp.  $\mathbb{E}_{\log(R_{2SW_{t,r}})}$ ), is considered as a observed realization of a Normal distribution of non-observed returns (in log-scale)  $N_{6_{t,r}}$  (resp.  $N_{9_{t,r}}$ ), with known variance  $\sigma_{1SW_{t,r}}^2$  (resp.  $\sigma_{2SW_{t,r}}^2$ ) set to the value derived from the observation errors models. These observation errors are considered independent across years, SU and sea-age classes.

$$(A1.16) \quad \mathbb{E}_{\log(R_{1SW_{t,r}})} \sim Normal(\log(N_{6_{t,r}}), \sigma_{1SW_{t,r}}^2)$$

$$(A1.17) \quad \mathbb{E}_{\log(R_{2SW_{t,r}})} \sim Normal(\log(N_{9_{t,r}}), \sigma_{2SW_{t,r}}^2)$$

### The case of Northern NEAC SU

ICES provides a shorter time series of data for Northern NEAC SU because some data are missing for Norway for the first time of the time series before 1982. The Norwegian data for the period 1971-1982 were completed using the following hypotheses (Com pers. Geir Bolstad and Peder Fiske, NINA):

Homewater catches - Catch data for Norway (homewater catches, 1SW and 2SW separately) for the period 1971-1982 were extracted from the ICES WGNAS report of year 2002 (table 3.3.3.1f. Allocations of catches among the four regions of Norway was done using averages proportions calculated from the five previous years for which data are available 1983-1987.

Returns – The probability distribution of returns (1SW and 2SW, separately) was estimated by dividing the catches by guest estimates of exploitation rates and unreported catches for the period 1982-1971. Harvest rates and unreported catches were extrapolated backwards in time from year 1983. Uncertainty about those rates was bumped by 20% to account for the additional uncertainty due to extrapolation.

Note that all MSW were considered as 2SW as for all other European SU .

## 2.2. Homewater catches

The homewater fisheries take adult fish that are mainly returning to the natal rivers to spawn. Point estimates of total catches reported by ICES (ICES 2015b) pool all homewater fisheries capturing returning fish in coastal areas, estuaries and freshwater, for each SU, each year and each sea-age class separately (Fig. 5). They are here denoted  $C_{HW.1SW_{t,r}}$  and  $C_{HW.2SW_{t,r}}$  for 1SW and 2SW fish, respectively. The likelihood term for homewater catches is built from logNormal observation errors with known observation error. Available knowledge support that homewater catches are known with only few errors. Relative error is then arbitrarily fixed to CV=0.05 for both sea-ages, for all years and all SU. Observation errors are considered independent across years, SU and sea-age classes. The likelihood terms associated with homewater catches are:



$$(A1.18) \quad \log(C_{HW.1SW_{t,r}}) \sim Normal(\log(h_{HWf.1SW_{t,r}} \times (1 - p_{delSp.1SW_{t,r}}) \times N_{6_{t,r}}), \sigma_{HW.1SW}^2)$$

$$(A1.19) \quad \log(C_{HW.2SW_{t,r}}) \sim Normal(\log(h_{HWf.2SW_{t,r}} \times (1 - p_{delSp.2SW_{t,r}}) \times N_{9_{t,r}}), \sigma_{HW.2SW}^2)$$

with  $\sigma_{HW.1SW}^2 = \sigma_{HW.2SW}^2$  the variance associated with CV=0.05.

Observation model for the delayed catches are modelled using the same hypothesis and the same CV of observation errors.

### 2.3. Catches at sea for sequential distant marine fisheries operating on mixed stocks

For any marine fishery  $f$  operating on a mixture of SU, likelihood equations consist in logNormal observation errors on the total catches summed over all SU (still based on the same likelihood approximation method), eventually supplemented by Dirichlet likelihood terms to adjust the proportion of catches allocated to each SU when proportion data are available (Table 6 and Fig. 6 & 8). Observation errors on the total catches and on the proportions are considered independent across fisheries, years and SU.

Observation models based on ICES (2017b) data are built independently from the state-space model to estimate logNormal probability distributions of total catches at sea for each fishery  $f$  and each year  $t$ , with expected mean and variance (in log-scale) denoted  $\mathbb{E}_{\log(C_{f_t})}$  and  $\sigma_{f_t}^2$ , respectively. Variances  $\sigma_{f_t}^2$  are derived by integrating uncertainty in the catch declaration rates, the proportions of fish of wild origin in the catches, and sampled biological characteristics of the catches including average weight of a fish used to convert catches in weights to number of fish, and scale samples used to separate the two sea-age classes in the catches. An exception is for the WG fishery for which observation errors are considered to be low (ICES 2005b) and fixed to  $CV = 0.1$ .

By denoting  $C_{f_t} = \sum C_{f_{t,r}}$  is the total catches from the state process summed over all SU, the likelihood term for the total catch is modelled as:

$$(A1.20) \quad \mathbb{E}_{\log(C_{f_t})} \sim Normal(\log(C_{f_t}), \sigma_{f_t}^2)$$

Proportion of catches allocated to each SU are available for the West Greenland fishery (European and North American continental stock groupings) and for the Faroes fishery (1SWm and 1SWnm, and 2SW, for the European continental stock groupings only).

Proportions used to allocate West Greenland catches to each of the 24 SU in North America and Europe (Fig. 6) are derived from a compilation of individual assignment data from scale reading and genetic analyses. Proportions of the total catches at WG are first attributed to European and North American based on scales (1971-1999) and genetics samples (2000-2014) (ICES 2017a; ICES 2017b). Then, proportions attributed to each SU within the European stock group are fixed through time as compiled from ICES (2017b). Within the North American continental stock group, proportions are based on Bradbury et al. (2016a,2016b) that provide estimates of the proportion of fish originated from North American SU for 13 years based on genetic samples. The average value of the 13 years are used for the years without available data.

Proportions used to allocate Faroes catches to European SU are derived from a compilation of assignment data from scale reading (to separate fish from Southern and Northern Europe origin) and genetics data to allocate to each SU (ICES, 2015a). Data are not informative enough to account for annual variability and those proportions are considered constant over the time series (Table 6, Fig. 8).

When available, observed proportion of each SU in the total catches, denoted  $p_{f,t,r}^{obs}$  enters into a Dirichlet likelihood modelled as:

$$(A1.21) \quad \left( p_{f,t,r=1}^{obs}, \dots, p_{f,t,r=K}^{obs} \right) \sim Dirichlet \left( \eta_{sample} \times \left( p_{f,t,r=1}, \dots, p_{f,t,r=K} \right) \right)$$

where  $p_{f,t,r} = \frac{c_{f,t,r}}{c_{f,t}}$  is the proportion of fish from SU  $r$  in the total catches calculated from the state process. When no proportions data are available, only the logNormal likelihood on total catches is used. The hypothesis of a homogeneous exploitation rate among SU replaces the Dirichlet likelihood. As a direct consequence, the proportions of any SU in the catches are set in pro-rata to the abundance among the SU just before the fishery.

Avec le soutien financier de



[www.ofb.gouv.fr](http://www.ofb.gouv.fr)



[www.inra.fr](http://www.inra.fr)



[www.agrocampus-ouest.fr](http://www.agrocampus-ouest.fr)



[www.univ-pau.fr](http://www.univ-pau.fr)