

Estimation de l'importance des stocks locaux en Manche, et conséquences pour la gestion

Application du modèle In/Out à sept espèces

Clara Ulrich
Biologiste

Didier Gascuel
Écologue

Robert Bellail
Biologiste

■ Introduction

Un stock est défini comme étant la fraction d'une population biologique qui peut être exploitée. À la différence de la population, qui représente une unité génétique, le stock représente une unité délimitée pour les besoins de la gestion (Laurec et Le Guen, 1981). On considère souvent que les limites du stock sont les mêmes que celles de la population, et on émet l'hypothèse de son homogénéité afin de l'évaluer et le gérer de manière globale, sur l'ensemble de son aire de répartition. Cependant, à plus petite échelle, tout stock peut être potentiellement fractionnable en différentes sous-unités géographiques et/ou biologiques, plus ou moins importantes et indépendantes. La non prise en compte de ces sous-stocks locaux peut conduire à des biais dans les résultats de l'évaluation (Waldman et Fabrizio, 1994), aux conséquences parfois irréversibles (Selgeby, 1982; Cury et Anneville, 1997).

Dans le cadre d'un projet européen de modélisation bioéconomique des pêcheries de la Manche, on cherche à estimer des courbes de productions locales (*i.e.* Production Manche vs. effort Manche) de nombreux stocks. Or certains d'entre eux sont évalués par les groupes de travail du CIEM à une échelle spatiale beaucoup plus large. Les captures faites en Manche sont regroupées avec les captures effectuées dans les mers adjacentes. Dans ces cas-là, l'effort développé en Manche ne représente souvent qu'une faible part de l'effort total appliqué au stock. Un changement de cet effort n'a alors pas toujours d'influence significative sur le stock dans son ensemble, et la gestion de l'effort doit être appréhendée à l'échelle de l'ensemble de l'aire de répartition du stock. En revanche, dans l'hypothèse inverse d'un stock unique autochtone à la Manche, le stock a une répartition spatiale de même échelle que l'effort étudié. Ainsi un changement de cet effort Manche peut avoir un impact significatif sur le niveau d'abondance du stock. Bien souvent, la réalité se situe sans doute entre ces deux extrêmes.

La méthode présentée ici, basée sur l'analyse des cohortes, permet d'estimer des fonctions de production dans une zone d'intérêt donnée appartenant à la zone plus vaste sur laquelle est réalisée l'évaluation, à partir de données de captures par âge et par zone. Elle s'appuie sur l'hypothèse fondamentale de la co-occurrence de deux stocks indépendants au sein de la zone étudiée. Cette méthode est appliquée pour plusieurs stocks de la Manche évalués par la CIEM. Les résultats sont présentés et discutés.

Formalisation du modèle In/Out

Séparation des captures

Soit un stock actuellement évalué sur une certaine aire de répartition, divisée en deux zones, *A* et *B*. *A* représente la zone à étudier, et *B* représente le reste de l'aire de répartition du stock.

Au sein de cette aire totale ($A+B$), on considère que les poissons sont séparés en deux sous-stocks : un sous-stock global (I), présent

à la fois en zone *A* et en zone *B*, et un sous-stock local (2), qui n'existe que dans *A*. Les captures réalisées dans la zone d'étude *A* sont donc la résultante de deux composantes indépendantes : une fraction β provenant du stock local (composante *In*), et une fraction $(1-\beta)$, provenant du stock global (composante *Out*)¹ (fig. 1).

À la différence d'un modèle en boîte qui utilise des taux de migration entre les zones (Quinn *et al.*, 1990; Fahrig, 1993; Maury *et al.*, 1997), on considère ici que les stocks 1 et 2 sont complètement indépendants l'un de l'autre. β ne représente pas une limite géographique variable entre les deux stocks (Punt *et al.*, 1995), mais uni-

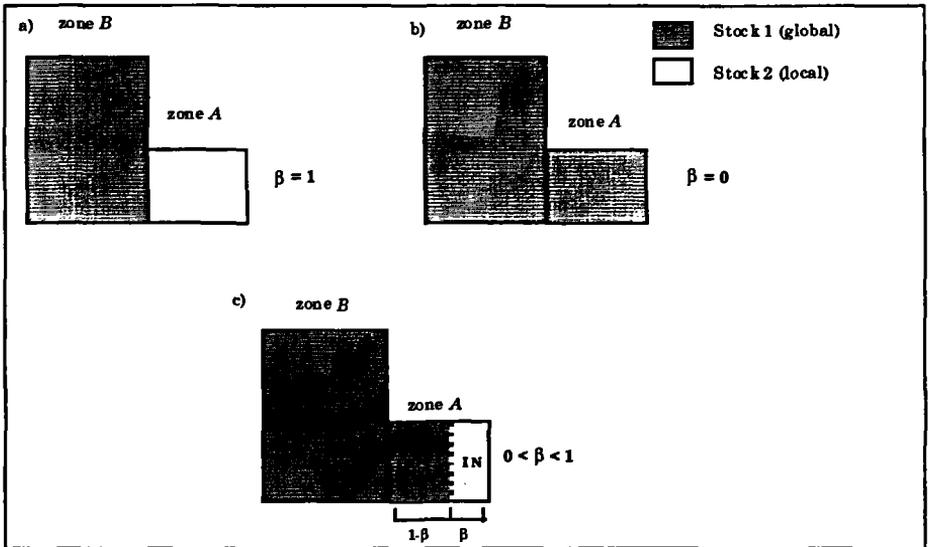


Figure 1

Origine des captures dans trois cas de figure différents :

- toutes les captures faites en *A* proviennent du stock local ;
- il n'y a pas de stock local et toutes les captures proviennent du stock global ;
- le stock local et le stock global coexistent au sein de la zone *A* et les captures proviennent des deux stocks.

¹ La notation initiale utilisée lors des deux communications scientifiques faites sur cette méthode utilisait le coefficient complémentaire α , équivalent à $1-\beta$, et représentant la fraction *Out* des captures.

quement la probabilité pour un poisson capturé dans la zone A d'appartenir au stock 2.

Les captures par zone s'expriment dès lors comme suit :

$$\begin{cases} C_{A,t} = C_{1A,t} + C_{2,t} \\ C_{B,t} = C_{1B,t} \end{cases}$$

et les captures en zone A :

$$\begin{cases} C_{2,t} = \beta \cdot C_{A,t} \\ C_{1A,t} = (1 - \beta) \cdot C_{A,t} \end{cases}$$

avec $C_{A,t}$ et $C_{B,t}$, le nombre de poissons capturés dans les zones A et B respectivement au temps t , et $C_{1A,t}$, $C_{1B,t}$ et $C_{2,t}$ le nombre de poissons du stock 1 capturés dans les zones A et B, et du stock 2 capturés en zone A respectivement au temps t .

Les captures totales du stock global sont alors égales à

$$C_{1,t} = C_{1A,t} + C_{B,t}$$

Évaluation des deux stocks

Les captures de chaque zone étant connues par les statistiques de pêche, on en déduit donc, pour un coefficient β donné, les captures relatives à chaque stock. Les effectifs et mortalités par pêche, par âge et par année (pour chaque cohorte), sont dès lors estimés par l'équation de survie et l'équation des captures de l'analyse des cohortes, soit :

$$\begin{cases} N_{1,t+1} = N_{1,t} \cdot e^{-(F_{1A,t} + F_{1B,t} + M_{1,t})} \\ N_{2,t+1} = N_{2,t} \cdot e^{-(F_{2,t} + M_{2,t})} \\ C_{1,t} = N_{1,t} \frac{F_{1,t}}{F_{1,t} + M_{1,t}} \cdot (1 - e^{-(F_{1,t} + M_{1,t})}) \\ C_{2,t} = N_{2,t} \frac{F_{2,t}}{F_{2,t} + M_{2,t}} \cdot (1 - e^{-(F_{2,t} + M_{2,t})}) \end{cases}$$

Les mortalités partielles du stock global dans chaque zone sont calculées au prorata des captures :

$$\begin{cases} F_{1A,t} = F_{1,t} \frac{C_{1A,t}}{C_{1,t}} \\ F_{1B,t} = F_{1,t} \frac{C_{1B,t}}{C_{1,t}} \end{cases}$$

avec $N_{1,t}$ et $N_{2,t}$ le nombre de poissons des stocks 1 et 2 à l'âge t ; $F_{1A,t}$, $F_{1B,t}$ et $F_{2,t}$ la mortalité par pêche correspondant à l'effort dans la zone A et B pour le stock 1, et en zone A pour le stock 2 respectivement, et $F_{1,t}$ la mortalité par pêche totale pour le stock 1. En l'absence d'information extérieure, les coefficients de mortalité naturelle $M_{1,t}$ et $M_{2,t}$ sont considérés comme constants, en reprenant les valeurs usuelles utilisées par les groupes de travail du CIEM.

En fixant β ($0 \geq \beta \geq 1$), on peut donc calculer l'ensemble des captures, effectifs et coefficients de mortalité pour les différents stocks, et déterminer ensuite les fonctions de production correspondantes, et donc la sensibilité du modèle au choix de β . On explore ainsi l'éventail des diagnostics possibles entre deux cas extrêmes :

- si $\beta = 0$, alors $C_{2,t} = 0$ et $N_{2,t} = 0$. Le stock local n'existe pas, toutes les captures proviennent d'un seul et unique stock global homogène sur l'ensemble de l'aire de répartition. On se retrouve dans le cas des groupes de travail du CIEM, (sauf pour la sole et la plie).
- si $\beta = 1$, toutes les captures de la zone A proviennent du stock local, qui devrait alors être pris en compte de manière individuelle dans l'évaluation.

Fonctions de production

Les valeurs de mortalités et de recrutement ainsi obtenues peuvent être ensuite utilisées dans des modèles prédictifs à court et long terme de production et de rendement par recrue, par stock et par zone.

Pour chacun des deux stocks, le rendement par recrue et par zone est calculé par les équations du modèle de Thompson et Bell (1934), en utilisant les coefficients de mortalité naturelle et poids aux âges estimés par les groupes de travail du CIEM :

$$\left\{ \begin{aligned} (Y/R)_{1A} &= \sum_{i=1}^{T-1} \left(\left(\prod_{j=1}^{i-1} e^{-(F_{1,j} + M_{1,j})} \right) \frac{F_{1A,j} W_{A,j}}{F_{1,j} + M_{1,j}} \left(1 - e^{-(F_{1,i} + M_{1,i})} \right) \right) + \left(\prod_{i=1}^{T-1} e^{-(F_{1,i} + M_{1,i})} \right) \frac{F_{1A,T} W_{A,T}}{F_{1,T} + M_{1,T}} \\ (Y/R)_2 &= \sum_{i=1}^{T-1} \left(\left(\prod_{j=1}^{i-1} e^{-(F_{2,j} + M_{2,j})} \right) \frac{F_{2,j} W_{A,j}}{F_{2,j} + M_{2,j}} \left(1 - e^{-(F_{2,i} + M_{2,i})} \right) \right) + \left(\prod_{i=1}^{T-1} e^{-(F_{2,i} + M_{2,i})} \right) \frac{F_{2,T} W_{A,T}}{F_{2,T} + M_{2,T}} \end{aligned} \right.$$

avec T , l'âge du groupe terminal, F_a et M_a les coefficients de mortalité par pêche et mortalité naturelle respectivement à l'âge a , et W_a le poids moyen individuel à l'âge a dans les captures.

Dans la zone étudiée A , la production à l'équilibre est la somme de la production dans cette zone des deux stocks, alors que le rendement par recrue est une moyenne pondérée de la valeur du rendement par recrue pour chacun des stocks, comme dans le cas d'une approche plurispécifique (Pikitch, 1987; Gribble et Dredge, 1994).

Ainsi en zone A on a :

$$Y_A = R_1.(Y/R)_{1A} + R_2.(Y/R)_2$$

et :

$$(Y/R)_A = \frac{Y_A}{(1-\beta)R_1 + \beta.R_2} = \frac{(Y/R)_{1A} + r.(Y/R)_2}{(1-\beta) + r.\beta}$$

avec R_1 et R_2 les recrutements des stocks 1 et 2 et $r = R_1/R_2$, variable selon β . La méthode est ici appliquée en estimant R_1 et R_2 par la moyenne géométrique du recrutement sur les années évaluées pour les stocks 1 et 2 respectivement (recalculées pour chaque valeur de β). Les valeurs de $F_{1A,t}$, $F_{1B,t}$ et $F_{2,t}$ utilisées sont égales à la moyenne sur les 3 dernières années d'étude, convention de calcul semblable à celle utilisée par le CIEM.

Un multiplicateur de mortalité par pêche (équivalent à un multiplicateur d'effort car la capturabilité est considérée comme constante) mF est ensuite appliqué sur l'ensemble de la zone A , c'est-à-dire de manière égale sur les 2 composantes de la mortalité en A , $F_{IN} (= F_{2,t})$ et $F_{OUT} (= F_{1A,t})$. La mortalité totale appliquée au stock 1 est donc, $F_{1t} = (mF * F_{1A,t}) + F_{1B,t}$, $F_{1B,t}$ est considéré comme constant sur l'ensemble des simulations. La mortalité totale appliquée au stock 2 est $mF * F_{2,t}$. Le rendement à l'équilibre Y_A est calculé pour différentes valeurs de mF . La PUE à l'équilibre s'exprime comme suit :

$$U_A = \frac{Y_A}{mF}$$

I Détermination de β

Le principal problème de cette méthode est de déterminer β . Plusieurs possibilités existent.

- *Méthode morphométrique* : la problématique des mélanges de différents stocks de la même espèce au sein des captures d'une même pêcherie a déjà été étudiée par plusieurs auteurs. Ainsi Pella et Robertson (1979), Fournier *et al.* (1984) ou Hanson (1995) utilisent des caractéristiques morphométriques et des distributions de fréquence de taille, déterminées individuellement sur les stocks isolés, pour discriminer la part des captures provenant de chaque stock dans la zone de miction. Mais ces méthodes ne sont utilisables que dans la mesure où chaque stock a déjà été identifié et échantillonné par ailleurs. Dans le cas présent, on teste l'hypothèse théorique de l'existence d'un stock local, sans information extérieure à son propos. Ces méthodes ne peuvent donc être utilisées ici.

- *Méthode empirique* : β peut-être déterminé, ou tout au moins approché, en confrontant les différentes sources d'information biologique existant par ailleurs : migrations, études génétiques, nurseries. Ce tour d'horizon bibliographique permet d'avoir une idée qualitative de l'ordre de grandeur de β . Un ouvrage tel que l'identification biogéographique des stocks de Manche (Anon., 1993) est par exemple d'une très grande utilité pour avoir une idée *a priori* sur la valeur de β .

- *Méthode statistique* : on propose ici une méthode d'estimation de β s'appuyant sur un couplage avec un modèle global. Celui-ci permet d'estimer les PUE à l'équilibre à partir des données de captures et d'effort dans la zone A pour une flottille de référence. Ces PUE estimées sont comparées avec les PUE prédites par le modèle In/Out pour différentes valeurs de β .

La comparaison des PUE n'est possible que si la mesure de l'effort est équivalente dans les deux méthodes (modèle global et modèle In/Out). On cherche ainsi à exprimer les PUE observées en fonction d'un multiplicateur d'effort mf calculé sur la moyenne des années de référence 1993-95, de manière à ce que :

$$mf_{93-95,obs} = mF_{93-95,in_out} = 1$$

Pour ce faire, on calcule d'abord un effort théorique annuel à partir des PUE annuelles réelles de la flottille de référence, notées $U_{ref,n}$. Cet effort théorique annuel est calculé par rapport à la moyenne des années de référence 1993-1995 :

$$f'_{93-95} = \frac{1}{3} \sum_{i=93}^{95} Y_i / U_{ref,i}$$

avec Y_i , les captures totales en Manche à l'année i .

On se ramène ensuite aux conditions d'équilibre, comme dans le cas des PUE estimées par la méthode In/Out, en utilisant la méthode de pseudo-équilibre de Fox (1975). Ceci conduit alors à une série de multiplicateurs d'effort noté mf_n . Les captures de l'année n sont donc exprimées ainsi : $Y_n = q'_n mf_n U_{ref,n}$, avec q'_n le coefficient de capturabilité à l'année n . Ainsi, si on pose $mf_{93-95} = 1$, et si la capturabilité est constante au cours du temps, alors : $mf_n = (Y_n / U_{ref,n}) / f'_{93-95, Fox}$, avec $f'_{93-95, Fox}$ l'effort théorique moyen à l'équilibre sur les années de référence : les deux mesures de l'effort utilisées dans les deux méthodes sont alors équivalentes. Les PUE théoriques observées sont calculées de la manière suivante :

$$U'_n = Y_n / mf_n$$

Les paramètres du modèle global sont calculés pour les trois formes $U' = (a + b.mf)^{1/(m-1)}$ (Pella et Tomlinson, 1969); $U' = a + b.mf$ (Scheafer, 1954); $U' = a.e^{b.mf}$ (Fox, 1970).

La valeur de β estimée, β^* est celle pour laquelle les valeurs des PUE prédites par le modèle In/Out sont les plus proches des valeurs des PUE estimées par le modèle global.

Application de la méthode aux stocks de la Manche

Le modèle In/Out a été appliqué à 7 stocks présents en Manche (tableau 1), et évalués par les groupes de travail du CIEM soit au

niveau de la Manche (est ou ouest) (sole et plie), soit à échelle beaucoup plus large, et considérés comme homogènes sur une grande aire de répartition (morue et merlan). Parmi ces stocks, les études biologiques, génétiques et migratoires tendent à prouver que certains sont fortement indépendants en Manche et représentent réellement un stock à part (ex. sole et plie), certains viennent plutôt des stocks extérieurs dont l'aire de répartition s'étend sur une partie de la Manche mais également bien au-delà (ex morue Mer du Nord), et enfin certains sont encore mal connus et délimités, et l'hypothèse de l'existence d'un stock local en Manche n'a été ni vérifiée ni démentie (merlan Mer du Nord) (Anon., 1993). Toutes les données utilisées proviennent des rapports des groupes de travail du CIEM (Anon., 1997 a et b). La figure 2 indique le découpage géographique utilisé par le CIEM.

Pour chacun de ces stocks, le modèle In/Out est appliqué pour 5 valeurs de β ($\beta = 0$; $\beta = 0,2$; $\beta = 0,5$; $\beta = 0,8$; $\beta = 1$).

Les résultats de la méthode sont détaillés pour une espèce, la sole de Manche Est, puis présentés de manière plus synthétique pour les autres stocks.

| Stock local | stock global | évaluation CIEM | captures Manche | captures ext. | captures totales | % Manche |
|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------|------------------|----------|
| sole VIId | sole IV | VIId | 4 551 | 31 453 | 36 004 | 12,6 |
| sole VIIe | sole VIIf, g | VIIe | 721 | 1 030 | 1 751 | 41,2 |
| plie VIId | plie IV | VIId | 5 527 | 108 620 | 114 147 | 4,8 |
| plie VIIe | plie VIIf, g | VIIe | 1 197 | 1 069 | 2 266 | 52,8 |
| merlan VIId | merlan IV, IIIa | IV-VIId | 5 572 | 99 428 | 105 000 | 5,3 |
| morue VIId | morue IV-IIIa | IIIa, IV, VIId | 2 972 | 120 779 | 123 751 | 2,4 |
| morue VIIe | morue VIIf-h | VIIe, f, g, h | 675 | 8 968 | 9 643 | 7 |

I Tableau 1
Délimitation géographique
et niveau de capture moyen 93-95 (tonnes)
des stocks In/Out.

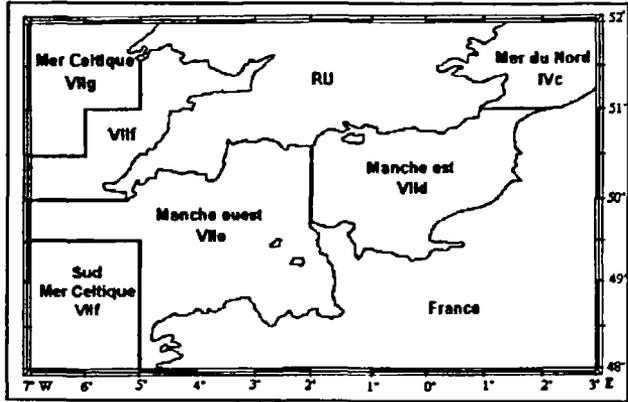


Figure 2
Carte de la Manche et des mers adjacentes.

Résultats détaillés de la méthode appliquée à la sole de Manche Est

Évaluation

À titre d'exemple, la méthode est appliquée à la sole de Manche Est (division VIId). Ce stock est actuellement évalué de manière séparée, même si des échanges migratoires existent entre la Manche Est et le sud de la Mer du Nord (zone IVc) (Anon., 1993). Il s'agit donc ici d'explorer la validité de l'hypothèse de séparation des stocks, entre la zone VIId et la zone IV, et ses conséquences, en terme de diagnostic sur le stock et de politique d'aménagement de l'effort en Manche Est sur cette espèce.

Les captures locales étant généralement faibles par rapport aux captures globales, le diagnostic sur le stock global n'est pas significativement affecté par l'hypothèse faite sur β (Ulrich *et al.*, 1998). On montre alors ici seulement des résultats concernant soit le stock local (stock 2) uniquement, soit la zone VIId dans son ensemble, c'est-à-dire avec les 2 composantes In et Out (fig. 3). De même, la

mortalité par pêche appliquée sur le stock local n'est pas dépendante de β , car les captures sont homothétiques quelque soit b . Le diagramme d'exploitation ne change donc pas, seule l'abondance totale du stock varie selon β .

On montre ainsi que l'estimation de l'importance du stock local est fortement dépendante de la valeur de β . Plus β est proche de 1, plus le recrutement local estimé est élevé. Et donc, plus l'effort développé en VIIId a un impact sur l'état du stock. L'hypothèse d'un unique stock global ($\beta = 0$) conduit à un scénario optimiste. Étant donné la faible proportion des captures Manche par rapport aux captures totales, augmenter l'effort de pêche sur cette zone augmenterait le rendement, sans mettre en danger la durabilité de la ressource. En raison des hypothèses d'homogénéité de la ressource sous-jacentes dans l'analyse des cohortes, la zone extérieure, sur laquelle l'effort a été considéré comme constant, fonctionne comme une source « réalimentant » en permanence la zone surpêchée, au détriment des rendements des navires pêchant à l'extérieur. Inversement, l'hypothèse d'un stock local unique présent en Manche Est ($\beta = 1$) conduit à un scénario pessimiste. Le stock est considéré comme étant pleinement exploité à surexploité, avec des captures décroissantes quand l'effort augmente. Deux hypothèses inverses conduisent donc à des diagnostics correspondants opposés en terme de gestion. Les valeurs intermédiaires de β conduisent à des diagnostics bornés entre ces deux scénarios.

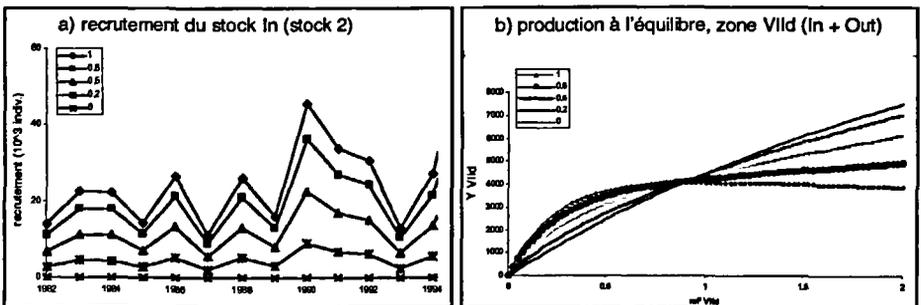


Figure 3
Résultats du modèle In/Out
appliqué à la sole de Manche Est.

Estimation de β

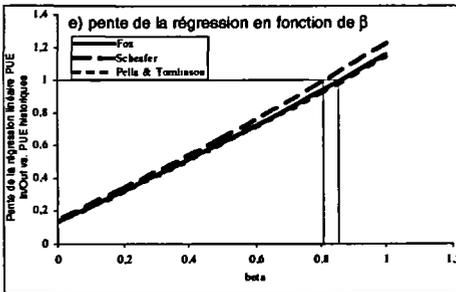
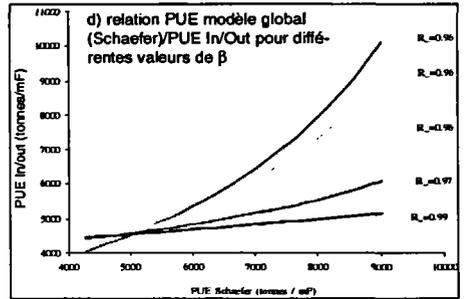
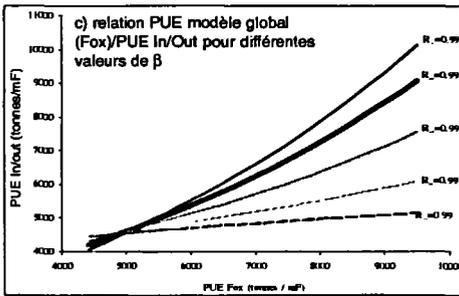
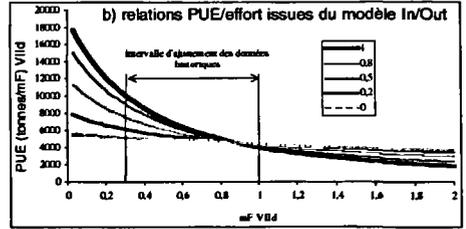
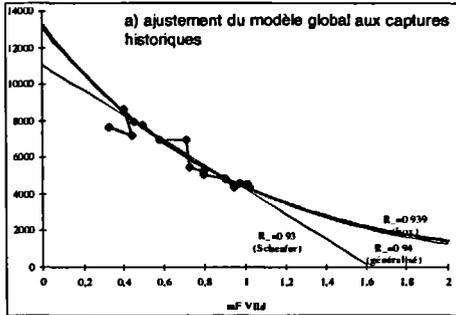
Les connaissances biologiques disponibles semblent indiquer l'existence d'un stock local en Manche orientale, donc une valeur de β proche de 1 : le stock de la Manche orientale est isolé des autres régions, bien que quelques adultes de la Mer du Nord pénètrent temporairement en Manche pendant l'hiver, et qu'une certaine fraction des juvéniles migre de la Manche orientale vers l'ouest ou vers le nord (Anon., 1993 ; Riou, 1999).

La méthode statistique permettant de comparer des PUE issues d'un modèle global avec les PUE estimées par la méthode In/Out a pu également être appliquée sur ce stock.

La flottille de référence utilisée pour ajuster le modèle global est la flottille des chalutiers à perche anglais de plus de 40 pieds (données Anon., 1997 b). Le modèle est ajusté sur les données de PUE de cette flottille en fonction d'un effort théorique Manche, après transformation par la méthode de Fox ($k = 5$). Les trois modèles de Fox, de Schaefer et de Pella et Tomlinson (modèle généralisé) s'ajustent de manière statistiquement significative ($R^2 \geq 0,93$) aux données de PUE observées. Les résultats des trois modèles sont gardés pour illustrer la sensibilité de l'analyse au choix du modèle global (fig. 4a). Néanmoins, l'ajustement du modèle généralisé de Pella et Tomlinson est presque confondu avec le modèle de Fox ($m = 1,102$). Les PUE à l'équilibre en Manche sont estimées d'après le modèle In/Out pour les différentes valeurs de β , et on les compare avec les PUE estimées par les deux modèles de production précédents. (fig. 4 b). Sur l'intervalle d'effort correspondant aux données historiques (de $mF = 0,3$ à $mF = 1$), on ajuste une droite à la relation entre les données prédites par le modèle In/Out et les données estimées par modèle global, avec le modèle de Fox (fig. 4c) et celui de Schaefer (fig. 4d). La pente de cette droite varie en fonction de β (fig. 4e).

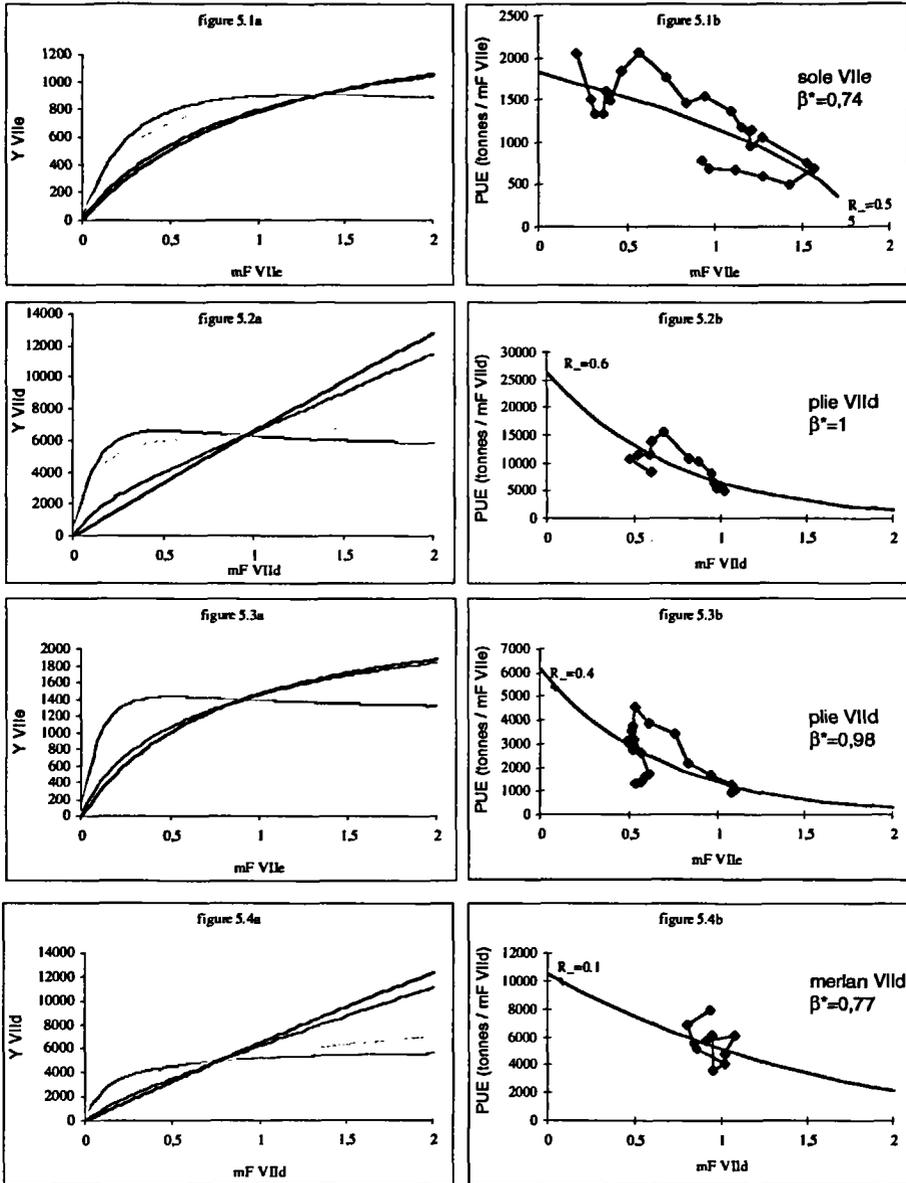
Quelle que soit la valeur de β , les PUE prédites par le modèle In/Out sont significativement corrélées aux valeurs d'équilibre du modèle global (R^2 de la régression linéaire entre 0,96 et 0,99).

La pente de la régression linéaire entre ces deux types de valeurs prédites est une fonction linéaire de β , permettant d'estimer β^* (fig. 4e). Il est à noter cependant que la linéarité du modèle de



Fox : $\beta^* = 0,86$
 Schaefer : $\beta^* = 0,81$
 Pella & Tomlinson : $\beta^* = 0,87$

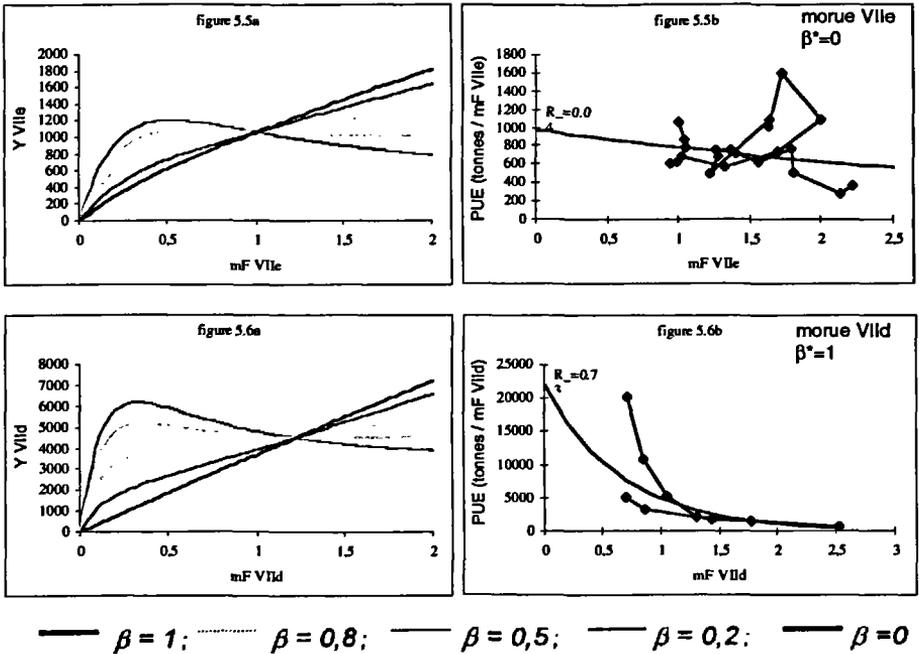
Figure 4
 Modèle In/Out.
 Application de la méthode d'estimation de β à la sole Vild.



— $\beta = 1$; - - - $\beta = 0,8$; — $\beta = 0,5$; — $\beta = 0,2$; — $\beta = 0$

Figure 5

Application à 6 stocks de la Manche. Le modèle In/Out permet de déterminer les fonctions de production pour différentes valeurs de β (colonne de gauche), et l'ajustement d'un modèle global sur des données historiques de PUE (colonne de droite) permet une calibration de la méthode.



I Figure 5 (suite)

Application à 6 stocks de la Manche. Le modèle In/Out permet de déterminer les fonctions de production pour différentes valeurs de β (colonne de gauche), et l'ajustement d'un modèle global sur des données historiques de PUE (colonne de droite) permet une calibration de la méthode.

| Stock | période d'ajustement | modèle global utilisé | R^2 (modèle global) | β^* | β^* empirique | validité de β^* |
|-------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------|---------------------|-----------------------|
| sole Vild | 83-95 | Pel. & Tom. | 0,94 | 0,87 | -0,9 | *** |
| sole Ville | 72-95 | Pel & Tom. | 0,55 | 0,74 | -0,8 | *** |
| plie Vild | 83-95 | Fox | 0,6 | 1 | -0,7 | ** |
| plie Ville | 77-95 | Fox | 0,45 | 0,98 | -0,9 | ** |
| merlan Vild | 86-95 | Pel. & Tom. | 0,13 | 0,77 | -0 | 0 |
| morue Ville | 75-97 | Fox | 0,04 | 0 | >0,5 | 0 |
| morue Vild | 87-95 | Fox | 0,7 | 1 | >0,5 | * |

I Tableau 2

Tableau récapitulatif des modèles globaux utilisés et des résultats obtenus pour 7 espèces présentes en Manche.

Schaefer implique une relation stock-recrutement qui est absente du raisonnement structural du rendement par recrue. C'est pourquoi on retrouve une relation non linéaire, bien que corrélée positivement, entre les PUE prédites par le modèle global et les PUE prédites par In/Out (fig. 4d). Cependant, sur l'intervalle d'ajustement figuré ici, les écarts entre cette relation non linéaire et sa régression linéaire ajustée sont faibles (< 10%). Nous avons alors conservé cette régression linéaire par souci d'homogénéité avec l'utilisation de la même méthode appliquée sur les PUE prédites à l'aide du modèle de Fox (fig. 4c).

On voit également que le modèle n'est pas sensible au choix du modèle global, les valeurs trouvées par les 3 méthodes sont proches.

Le fait de trouver un β^* supérieur à 0,8 corrobore les conclusions tirées des études biologiques. Il existe en Manche Est un stock local de soles, et seule une faible partie des animaux capturés dans cette zone provient du stock Mer du Nord. Il est donc justifié d'évaluer ce stock de manière indépendante comme c'est le cas à présent au CIEM.

Application aux autres stocks

La méthode est également appliquée sur les 6 autres stocks présents en Manche pour lesquels il est possible d'avoir les données requises : une matrice de captures par âge et par année dans la zone d'intérêt (VIIId ou VIIe); une matrice équivalente dans l'aire de répartition du stock global (Mer Celtique ou Mer du Nord), et les données de captures et d'effort de pêche en Manche pour une flottille de référence fiable. Pour chaque stock, on présente les résultats de la production à l'équilibre en Manche (In+Out) en fonction du multiplicateur mF , pour les différentes valeurs de β , ainsi que le modèle global retenu (fig. 5). Le tableau 2 récapitule les résultats obtenus. On indique également une valeur empirique de β , qui est en fait un ordre de grandeur issu des conclusions des études biologiques et des connaissances disponibles (Anon., 1993), afin de la confronter avec les résultats de la méthode.

Interprétation et discussion

Analyse et validité des résultats obtenus

Pour tous les stocks étudiés, la fonction de production obtenue par le modèle In/Out est largement dépendante de la valeur de β . L'hypothèse d'avoir ou non un stock local en Manche conduit ainsi à des diagnostics opposés. Dans l'hypothèse de l'existence d'un stock local (scénario pessimiste), tous les stocks sauf le merlan VIIId présentent un effort mF_{max} maximisant la production à l'équilibre. En dehors des deux stocks de soles, celui-ci est toujours inférieur au niveau d'effort actuel ($mF = 1$). L'hypothèse inverse (un seul stock global, β proche de 0), conduit toujours à une courbe de production croissante (scénario optimiste). L'écart entre les deux fonctions limites ($\beta = 1$ et $\beta = 0$) est d'autant plus grand que les captures faites en Manche représentent une faible part des captures totales.

Les valeurs intermédiaires de β conduisent à des diagnostics bornés entre ces deux scénarios pessimiste et optimiste. Quel que soit le niveau d'exploitation du stock local, il ne peut alors être appréhendé et géré de manière indépendante à cause de l'impossibilité de séparation des captures.

Ainsi le modèle In/Out permet de tester l'influence de l'hypothèse d'existence d'un stock local sur la fonction de production d'un stock dans une région donnée. Il est nécessaire de pouvoir ensuite quantifier l'importance relative de ce stock local. La méthode statistique de calibration proposée ici permet de tester les hypothèses faites sans nécessité de connaître *a priori* les caractéristiques propres à chaque entité. Bien entendu, ses résultats doivent être confrontés à la connaissance biogéographique des stocks existant par ailleurs, afin de les valider.

Le tableau 2 récapitule les résultats obtenus pour sept stocks présents en Manche. L'échelle empirique de validité prend en compte différents critères : la qualité de l'ajustement d'un modèle global sur l'évolution historique des PUE de la flottille de référence (R^2), la sensibilité du calcul de β^* au choix des paramètres (modèle d'ajustement, valeur de k pour la méthode de Fox, années d'ajustement),

et l'adéquation du résultat avec les connaissances biologiques qualitatives et quantitatives externes. En Manche, le modèle donne de meilleurs résultats pour les poissons plats que pour les gadidés. Les 4 stocks de poissons plats sont déjà à l'heure actuelle évalués de manière indépendante par les groupes de travail du CIEM. Les valeurs de β^* obtenues, toujours supérieures ou égales à 0,75, corroborent cette hypothèse : moins d'un quart des captures faites en Manche Est ou Ouest proviendraient de poissons appartenant à un stock extérieur, le reste provenant du stock endémique inhérent à la Manche.

Les résultats obtenus pour les 3 stocks de gadidés sont en général peu satisfaisants. Pour le merlan VIIId, la période d'ajustement est très courte, et les variations d'effort et de PUE ont été faibles pendant cette période. La forte valeur de β^* obtenue n'est pas compatible avec les informations biologiques extérieures, qui concluent « qu'il est vraisemblable qu'une relation forte existe entre les merlans du IVc et ceux du VIIId » (Anon., 1993). De même, il semble probable qu'un stock local non négligeable de morues existe en VIIId d'une part et en VIIe d'autre part. Les résultats obtenus par la méthode ci-dessus sont peu probants pour ces stocks-là, et peu en accord avec la valeur attendue. Cependant on peut noter que chacun des deux stocks a connu de très forts recrutements entre 1986 et 1988, ce qui a pour effet d'augmenter les PUE sur les 3 années suivantes. La courbe d'ajustement du modèle global sur ces stocks est très sensible à ces années exceptionnelles, et donc les résultats obtenus paraissent peu fiables.

De plus, tous sont des stocks en général bien connus d'un point de vue biologique et biogéographique. Les limites spatiales de l'aire de répartition et les taux d'échange avec les autres stocks ont déjà été largement étudiés (Anon., 1993). La valeur de β établie empiriquement est potentiellement plus fiable que la valeur de β^* estimée de manière statistique. En revanche, la méthode de détermination de β^* présentée ici peut s'avérer utile pour des stocks moins bien connus biologiquement (A. Souplet, comm. pers.).

Il est important de noter également que dans l'ensemble les mortalités par pêche obtenues par ici sont sous-estimées par rapport aux valeurs obtenues par le CIEM (Anon., 1997 a et b). De plus, pour tous les stocks, une valeur de β supérieure à 0, même faible, conduit

à un scénario plus optimiste que dans l'hypothèse d'un stock isolé. Pour presque tous les stocks étudiés, la courbe de production est asymptotique, voire légèrement croissante quand l'effort augmente, dès $\beta > 0,2$. L'apport de biomasse venue de l'extérieur de la Manche, même limité, est suffisant pour compenser les captures dues à l'effort de pêche en Manche. Certaines courbes présentent même un véritable point d'inflexion pour des valeurs faibles de β : pour un effort moyen, un accroissement de l'effort conduit à une diminution des captures du stock local qui est surexploité. Cette diminution n'est que partiellement compensée par l'accroissement des captures réalisées alors en Manche sur le stock global. Par suite, la production totale décroît. Passée une certaine valeur d'effort, c'est le contraire qui se produit, et la courbe de production est une fonction croissante de l'effort. Tout ceci implique que pour toutes ces espèces, quelle que soit la valeur de β^* , la courbe de production finale obtenue ne montrera pas la décroissance plus ou moins forte obtenue par le CIEM, mais plutôt une courbe constante ou légèrement croissante.

Intérêt et contraintes de la méthode

Le modèle présenté ici permet donc d'étudier les conséquences, en termes d'évaluation et de gestion, de l'hypothèse d'existence de stocks locaux au sein d'un pool régional, à travers l'utilisation d'un seul et unique coefficient, β , qui représente la probabilité pour un poisson capturé dans une zone donnée d'appartenir au stock local. De manière plus large, β est proportionnel à l'importance du stock local pouvant exister dans cette zone. En faisant varier β entre 0 et 1, on peut donc borner l'évaluation du stock entre deux scénarios, l'un pessimiste (toute la zone est occupée par un stock local uniquement, qui doit donc être géré de manière indépendante, et qui est donc plus fortement sensible à un changement de l'effort de pêche dans la zone), et l'autre optimiste (toutes les captures proviennent d'un stock global beaucoup plus vaste que la région étudiée, et donc un changement d'effort local n'aura que peu d'impact sur l'état général du stock.)

Le modèle In/Out, ainsi que sa méthode de calibration, utilise les méthodes usuelles d'évaluation des stocks, par analyse des cohortes et par ajustement d'un modèle global. Il est donc soumis aux mêmes

contraintes et incertitudes dans les estimations, qui ont déjà été précédemment citées.

Le modèle global repose sur certaines hypothèses et notamment :

- la fiabilité et le suivi historique d'une série de données de captures et d'effort d'une flottille ;
- la stabilité du diagramme d'exploitation sur toute la période d'ajustement ;
- la stabilité du recrutement pour un niveau d'abondance donné (et donc pour un effort de pêche donné).

De même, la fiabilité du modèle de rendement par recrue dépend :

- de l'estimation des captures aux âges ;
- de l'estimation de la mortalité naturelle et du poids aux âges ;
- de la méthode de calibration de l'analyse des cohortes.

Conclusion

Tout stock peut être potentiellement fractionnable en plusieurs sous-unités, en fonction de différents critères biologiques et/ou géographiques. Mais le niveau de fractionnement est fortement dépendant de l'échelle spatiale du problème envisagé. Il est évident que pour évaluer des stocks répartis sur une très large zone, comme c'est le cas des groupes de travail du CIEM, on ne peut prendre en compte toutes les différentes petites entités locales (Laurec et Le Guen, 1981). En revanche, si l'optique est de travailler à échelle locale, et de considérer les problèmes de gestion à l'échelle d'une zone géographique particulière, il est nécessaire de considérer l'hétérogénéité spatiale de la ressource à la même échelle. L'adéquation entre l'échelle de gestion et l'échelle d'évaluation est primordiale.

La méthode d'investigation proposée ici permet de mesurer l'impact de la prise en compte ou non de ces niveaux d'échelle différents, en utilisant des données et des modèles usuels en évaluation des stocks. On peut ainsi obtenir des fonctions de production cohérentes, et différentes de celles obtenues sans prise en compte de l'hétérogénéité locale.

Bibliographie

- ANON., 1993 —
Identification biogéographique
des principaux stocks exploités
en Manche ; relation avec ceux des
régions voisines. Ifremer *Rapports
internes* RI-DRV/93.028, 256 p.
- ANON., 1997 a —
Report of the working group on the
assessment of southern shelf
demersal stocks. *ICES CM
1997/Assess* : 5.
- ANON., 1997 b —
Report of the working group
on the assessment of demersal
stocks in the North Sea and
Skagerrak. *ICES CM 1997/Assess* : 6.
- CURY P., ANNEVILLE O., 1997 —
« Fisheries as diminishing assets :
marine diversity threatened
by anecdotes ».
Actes du troisième forum
halieumétrique de l'AFH, Montpellier,
France, 1-3 juillet 1997, 18 p.
- FAHRIG L., 1993 —
Effect of fish movement and fleet
spatial behavior on management
of fish substocks. *Natural resources
modelling*, 7 : 37-56.
- FOURNIER D.A., BEACHAM T.D.,
RIDDELL B.E., BUSACK C.A., 1984 —
Estimating stock composition
in mixed stock fisheries using
morphometric, meristic
and electrophoretic characteristics.
Can. J. Fish. Aquat. Sci., 41 : 400-408.
- Fox W.W.J., 1970 —
An exponential surplus-yield
model for optimizing exploited fish
populations.
Trans. Am. Fish. Soc., 99 : 80-88.
- Fox W.W.J., 1975 —
Fitting the generalized stock-
production model by least square
and equilibrium approximation.
Fish. Bull. U.S., 73 : 23-37.
- GRIBBLE N., DREDGE M., 1994 —
Mixed-species yield-per-recruit
simulation of the effect of seasonal
closure on a central quennsland
coastal prawn trawling grounds.
Can. J. Fish. Aquat. Sci., 51 : 998-1011.
- HANSON J.M., 1995 —
Separation of catches of two Atlantic
cod stocks in an otter trawl fishery by
application of the EM algorithm.
*North American Journal of Fisheries
Management*, 15 : 277-289.
- LAUREC A., LE GUEN J.C., 1981 —
Dynamique des populations marines
exploitées. Tome I :
concepts et modèles. CNEXO,
Rapports Scientifiques et Techniques,
45, 118 p.
- MAURY O., GASCUEL D.,
FONTENEAU A., 1997 —
Estimating abundance, fishing
mortality and migration rates by area,
using the spatial VPA methodology.
Application to yellowfin tuna in
eastern and western Atlantic. *ICCAT
SCRS/97/84*, 12 p.
- PELLA J.J., ROBERTSON T.L., 1979 —
Assessment of composition of stock
mixtures. *Fish. Bull.*, 77 : 387-398.
- PELLA J.J., TOMLINSON P.K., 1969 —
A generalized stock production
model. *Bull. IATTC*, 13 : 419-496.
- PIKITCH E.K., 1987 —
Use of a mixed-species yield-per-
recruit model to explore
the consequences of various
management policies for the Oregon
flatfish fishery. *Can. J. Fish. Aquat.
Sci.*, 44 (Suppl.2) : 349-359.
- PUNT A.E., BUTTERWORTH D.S.,
MARTIN J., 1995 —
The effects of errors in the placement
of the boundary between the west
and south coast hake *Merluccius*
spp. stocks on the performance of the

- current hake management procedure. *S. Afr. J. Mar. Sci.*, 15 : 83-98.
- QUINN T.J.II, DERISO R.B., NEAL P.R., 1990 —
Migratory catch-age analysis. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 47 : 2315-2327.
- RIOU P., 1999 —
Dynamique des nourriceries côtières et estuariennes de sole (Solea solea) et de plie (Pleuronectes platessa) en Manche est. Importance écologique de l'estuaire de Seine.
Thèse de Doctorat, Ifremer, Port-en-Bessin.
- SCHEAFER M. B., 1954 —
Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries.
Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Comm., 1 : 25-56.
- SELGEBY J.H., 1982 —
Decline of lake herring (*Coregonus artedii*) in Lake Superior : an analysis of the Wisconsin herring fishery, 1936-1978. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 39 : 554-563.
- THOMPSON W.F., BELL F.H., 1934 —
Biological statistics of the Pacific halibut fishery. 2 : Effect of changes in intensity upon total yield and yield per unit of gear. *Rep. Int. Fish. (Pacific Halibut) Comm.*, 8, 49 p.
- ULRICH C., GASCUEL D., MAURY O., 1998 —
a proposal for stock assessment and management in mixed stock fisheries : the In/Out model. Application to Western English Channel cod.
ICES CM/AA : 11, 11 p.
- WALDMAN J.R., FABRIZIO M.C., 1994 —
Problems of stock definition in estimating relative contributions of atlantic striped bass to the coastal fishery. *Transactions of the American Fisheries Society*, 123 : 776-778.