

Estimation d'abondance et changement de répartition spatiale

Le cas du bobo

(*Pseudotolithus elongatus*) en Guinée

Aboubacar Sidibé
Biologiste des pêches

Didier Gascuel
Écologue

François Domain
Biologiste des pêches

Pierre Chavance
Biologiste des pêches

Introduction

Le stock de bossu ou bobo (*Pseudotolithus elongatus*) fait partie des ressources démersales côtières guinéennes, dont la distribution spatiale correspond schématiquement à la zone des profondeurs inférieures à 20 m. Il s'agit de ressources très convoitées par les pêches industrielle et artisanale exerçant en Guinée. Après leur mise en évidence par des campagnes de prospection scientifique en 1985 (Domain, 1989), elles ont été, en peu d'années, à la base du développement d'une exploitation côtière atteignant actuellement des niveaux très élevés.

Dans un contexte de déficit en statistiques de pêches fiables, des campagnes scientifiques d'évaluation directe par chalutage ont

été menées depuis 1985 pour suivre l'évolution de l'abondance de ces ressources et servir à leur gestion raisonnée. L'étude de ces campagnes par analyse de l'évolution saisonnière et inter-annuelle d'un indice d'abondance (Domain, 2000) et au moyen d'analyses GLM (Gascuel *et al.*, 1997), a montré que la quasi intégralité des espèces démersales côtières à intérêt commercial (dont le *P. elongatus*), était en forte diminution avec des abondances apparentes inférieures à la moitié de celles de la période initiale de 1985.

Les données halieutiques maintenant disponibles, concernant les captures commerciales, les rejets, les compositions en taille, et les efforts de pêche (CNSHB, 1996, 1997, 1998), permettent d'envisager des évaluations de stocks par les méthodes usuelles d'analyse des cohortes et de calcul de rendement par recrue. Sidibé (1998) a ainsi mené une première analyse concernant le stock de bobo, en se basant sur les seules données de 1996. Ses évaluations conduisent cependant à des estimations d'abondance qui ne s'avèrent pas totalement cohérentes avec celles issues des campagnes scientifiques.

Dans un cas comme dans l'autre, ces estimations ont été conduites en considérant le stock comme un bloc homogène, c'est-à-dire sans analyser et prendre en compte les éventuels changements de répartition spatiale qui auraient pu accompagner le développement de la pêcherie et la diminution d'abondance du stock. L'étude proposée ici reprend donc les analyses, en intégrant la dimension spatiale et en cherchant une cohérence entre les estimations issues de deux jeux de données indépendants (campagnes scientifiques et données commerciales). Un diagnostic établi à partir de l'analyse des cohortes appliquée aux données commerciales 1995-97 est présenté; de nouveaux indices d'abondance sont estimés à partir des données de campagne sur la période 1985-98, en prenant en compte des facteurs de répartition spatiale; la cohérence des résultats, issus de ces deux approches, est explorée au travers d'un modèle simple de répartition spatiale et d'évolution des biomasses entre 1985 et les années récentes. On cherche ainsi à mettre en évidence les principaux changements d'abondance et de répartition spatiale du Bobo en Guinée.

Données et méthodes

Évaluation du stock d'après les captures commerciales

Le système de suivi statistique des pêcheries guinéennes ne s'est progressivement mis en place que dans les années récentes ; les données ne sont ainsi disponibles pour l'ensemble des pêcheries, artisanales et industrielles, qu'à partir de 1995. Les captures commerciales de bobo dans la ZEE guinéenne sont ici estimées par pêcherie, pour chacune des années 1995, 96 et 97. Pour la pêche artisanale, l'estimation s'appuie sur un recensement annuel exhaustif des pirogues actives sur l'ensemble du littoral et sur des observations (activité et débarquements) réalisées selon un échantillonnage stratifié par région et engin de pêche, dans 21 ports jugés représentatifs (Chavance et Domalain, 2000) ; les rejets de cette pêche artisanale sont considérés comme négligeables (Ibid.). Pour la pêche industrielle, la prise est estimée à partir d'un suivi exhaustif des débarquements, effectué au port de Conakry, et à partir des données collectées par des observateurs de bord, sur un échantillon de navires (CNSHB, 1996, 1997, 1998) ; ces données permettent également d'estimer les rejets.

L'estimation de la structure démographique des captures est fondée sur les données de mensuration collectées lors d'opérations d'échantillonnage, selon un plan stratifié par mois et engin. Les effectifs capturés annuellement sont ainsi estimés par classe de taille, pour la pêche artisanale et pour la pêche industrielle (débarquements et rejets, dans ce cas). Compte tenu du petit nombre d'années disponibles, une première analyse est conduite sur une pseudo-cohorte. Les effectifs sont donc regroupés pour obtenir une distribution des captures totales par classe de taille, en valeur moyenne sur les trois années (1995, 1996 et 1997). C'est sur cette dernière distribution que les calculs sont effectués, conduisant à estimer l'effectif du stock, les coefficients de mortalité par pêche et le rendement par recrue.

Par ailleurs, les effectifs capturés annuellement sont également estimés par groupe d'âge. La conversion taille/âge est effectuée par

décomposition polymodale, grâce au logiciel Normsep, sous l'hypothèse d'une loi de croissance déterminée (Sidibé, 1998). Étant donné qu'aucune différence de croissance n'est observée entre les femelles et les mâles, les estimations sont effectuées sans distinction de sexe. Les paramètres de croissance de *P. elongatus* utilisés sont les suivants (Le Guen, 1971) :

$$L_{\infty} = 51,76 \text{ cm} ; K = 0,2569 \text{ an}^{-1} ; t_0 = - 0,44 \text{ an.}$$

La mortalité naturelle est considérée constante avec l'âge et avec les années. On retient ici une valeur $M = 0,309$, estimée par Le Guen sur le stock de bobo du Congo, considéré alors comme vierge. Cette valeur est proche de celle calculée par les méthodes de Pauly et de Taylor (Sidibé, 1998).

L'estimation des effectifs du stock à chaque taille ou à chaque âge, ainsi que celle des coefficients instantanés de mortalité par pêche correspondants est conduite par les méthodes d'analyse des pseudo-cohortes en taille (Jones, 1983 ; logiciel Verdejon, De Verdelhan, 1987) et d'analyse rectifiée des pseudo-cohortes en âges (Laurec et Santarelli, 1986 ; logiciel Simuco, Mesnil, 1988). Cette dernière méthode permet de s'affranchir des hypothèses de recrutement et d'effort de pêche stables, qui sont mises en œuvre dans l'analyse sur fréquence de taille. On retient ici l'hypothèse d'un effort de pêche croissant d'année en année (Sidibé, 1998).

Des effectifs du stock issus de l'analyse des cohortes, on déduit une estimation des biomasses correspondantes. Sous hypothèse d'équilibre, la somme des biomasses par classe de taille ou groupe d'âge peut être considérée comme une estimation de la biomasse totale du stock, présent dans la ZEE guinéenne une année donnée. Ce calcul fait appel à la loi de croissance précédemment citée et la relation taille/poids ($W = aL^b$). Les paramètres a et b de cette dernière relation sont issus des travaux du CNSHB (CNSHB, 1994) :

$$a = 0,0041 \text{ g/cm} ; b = 3,207.$$

Enfin, les résultats de l'analyse des cohortes sont utilisés pour établir des diagnostics par l'approche structurale (Ricker, 1958). Les calculs de biomasse, de biomasse féconde et de rendements par recrue sont ainsi menés à partir :

- du vecteur F par classe de taille ou par groupe d'âge ;
- du vecteur des poids à chaque taille ou à chaque âge, issu de la loi

- de croissance et de la relation taille/poids ;
- de la valeur de mortalité naturelle M , précédemment citée ;
 - de l'ogive de maturité du bobo établie en Guinée par Domain *et al.* (2000 a).

Il faut préciser que l'analyse fondée sur les distributions de fréquences de tailles a été privilégiée dans cette étude car les données disponibles se prêtaient le mieux à une telle analyse. L'hypothèse d'un recrutement et d'une mortalité par pêche constants est dès lors admise, au moins pour les dernières années. L'analyse rectifiée des pseudo-cohortes en âge permet d'étudier l'impact de cette hypothèse sur les résultats.

Estimation d'indices d'abondance d'après les données des campagnes scientifiques

Les données de prospections scientifiques utilisées sont issues des 25 campagnes de chalutage démersal, réalisées en Guinée de mars 1985 à septembre 1998. Deux campagnes sont en principe menées par an : l'une en saison sèche, l'autre en saison humide. De 1985 à 92, ces campagnes sont réalisées par le N/O A. Nizery et couvrent la partie côtière du plateau continental (principalement, entre 5 et 30 m de profondeur, avec quelques stations plus profondes); environ 80 traits de chalut sont effectués au cours de chacune des 18 campagnes concernées. De la mi-1992 à 1998, les campagnes sont réalisées dans le cadre du programme « pêches industrielles » (par le même navire jusqu'en 1996, puis par le N/O Antea); la zone échantillonnée couvre alors l'ensemble du plateau continental avec un nombre de trait de chalut par campagne variant entre 100 et 160. Dans les deux séries, un protocole standard de chalutage est appliqué (chalut de 26 mètres de corde de dos, traîné à environ 3 nœuds, pendant une demi-heure) et la puissance de pêche est considérée équivalente (Domain *et al.*, 2000 b).

Seuls les prélèvements effectués à des bathymétries comprises entre 5 et 30 mètres sont ici pris en compte. Le bobo étant connu comme une espèce très côtière, la valeur de 30 mètres permet de couvrir largement la limite de répartition du stock vers le large. En revanche, le tirant d'eau des navires océanographiques ne permet pas d'effec-

tuer des prélèvements dans les zones les plus côtières (strate 0 à 5 m), où le bobo est pourtant présent en abondance et où la pêche artisanale réalise des captures importantes. Les indices d'abondance estimés à partir de ces données ne peuvent donc concerner qu'une partie du stock exploité. Par ailleurs, dans un souci d'homogénéité du jeu de données, seuls les prélèvements réalisés dans quatre carrés statistiques sont pris en compte (tableau 1). Ceci conduit à éliminer quelques prélèvements réalisés au cours des seules campagnes 92/97 au large de la zone nord, et en 85/86 dans les secteurs les plus au sud.

Différents impondérables (carénage ou pannes de navire, problèmes de financements...) perturbent fortement le calendrier théorique des campagnes, tant au niveau du nombre de traits réalisés et de leur répartition spatiale (carrés statistiques et bathymétrie), qu'au niveau des dates de prélèvement (saison sèche ou humide). Les indices d'abondance sont dès lors estimés en recourant aux méthodes d'analyse de variance et de modélisation linéaire. Les captures moyennes sont ainsi estimées en fonction de différents facteurs : année, strate bathymétrique, strate spatiale (carré statistique) et saison hydrologique. À l'issue de différents essais, six classes de bathymétrie sont retenues : 5/6 m, 7/8 m, 9/11 m, 12/15 m, 16/20 m et 21/30 m.

Compte tenu du grand nombre de traits de chalut dans lesquels les captures de bobo sont nulles, et donc de la forte dissymétrie existant dans la distribution des observations, on n'accordera ici qu'une attention limitée aux valeurs des tests statistiques de l'analyse de variance. Celle-ci permet en revanche de mettre en évidence les variations les plus marquantes entre années et entre strates spatio-saisonnnières. Le modèle linéaire conduit ensuite à calculer des

	Longitude	Latitude	Nombre de traits
Strate Nord	15 à 16 ° W	10 à 11 ° N	293
Strate Centre-Nord	14 à 15 ° W	10 à 11 ° N	499
Strate Centre-Sud	14 à 15 ° W	9 à 10 ° N	480
Strate Sud	13 à 14 ° W	9 à 10 ° N	697

Tableau 1
Définition des strates spatiales (carrés statistiques),
et nombre de traits de chalut effectué au cours des 25 campagnes
(strates bathymétriques 5 à 30 m).

abondances moyennes par strate et par année et permet d'observer les changements de répartition spatiale intervenus sur la période.

La distribution des valeurs observées et de la nature multiplicative des phénomènes biologiques sous-jacents, conduit, assez classiquement, à ajuster le modèle sur une transformée logarithmique de la variable étudiée. Les différents effets sont analysés, ainsi que les effets croisés entre facteurs. On recherche donc un modèle du type :

$$\text{Log}(U_{\text{an,strate},i} + 1) = LE_{\text{an}} + LE_{\text{strate}} + LE_{\text{an,strate}} + \epsilon_i$$

Avec U : capture par trait (observation i), exprimée en Kg par heure de chalutage standard,

LE_{an} : effet statistique année mesurant la capture annuelle moyenne sur l'ensemble des strates,

LE_{strate} : effet statistique strate (bathymétrie et/ou zone et/ou saison) en valeur moyenne sur l'ensemble des années,

$LE_{\text{an,strate}}$: effet croisé (ou inter-action) mesurant les changements interannuels de répartition spatio-saisonnier.

Les analyses sont conduites au moyen de la procédure GLM de SAS. Les abondances moyennes par année, strates ou strate.année sont calculées à partir des fonctions LSMEAN de la procédure, par transformation logarithmique inverse. Soit :

$$\hat{U}_{\text{an,strate}} = \exp(\text{LSMEAN}_{\text{an,strate}} + \sigma_{\text{an,strate}}^2 / 2) - 1$$

Modèle de répartition spatiale des biomasses

Les modèles d'évaluation de stock et les indices estimés d'après les campagnes scientifiques permettent de disposer :

- d'une estimation de l'abondance totale du stock exploité, dans la période récente (année moyenne 95/97) ;
- d'une estimation des densités (en kg/heure chalutée) par année ou groupe d'années, dans chaque strate bathymétrique de 5 à 30 mètres.

La cohérence de ces résultats, au moins en terme d'ordre de grandeur, est explorée à l'aide d'un modèle très simple de répartition spatiale, qui conduit à estimer la biomasse du stock présent en début et en fin de période, dans chacune des strates bathymétriques et pour l'ensemble du plateau continental guinéen. Ce modèle est construit par étapes.

- La biomasse totale du stock en début de période est déduite de l'estimation de la biomasse récente (analyse des cohortes) et du modèle de biomasse par recrue, sous l'hypothèse que le stock était alors proche d'un état vierge (Domain, 89 et 99) et que le recrutement est resté approximativement constant.

$$\text{Soit : } B_{85} = B_{95/97} \cdot ((B/R)_v / (B/R)_{95-97}) ;$$

- La biomasse dans chacune des strates bathymétriques de 5 à 30 mètres est calculée en début et en fin de période.

$$\text{Soit : } B_h = IA_h \cdot S_h \cdot s \cdot q$$

Avec : B_h , biomasse de la strate bathymétrique h (en tonnes),
 IA_h , l'indice d'abondance de la strate h estimé d'après le modèle linéaire (en Kg/h) ;

S_h , la surface totale de chaque strate estimée d'après les données cartographiques du SIG de Guinée (en Km²) ;

s , la surface moyenne chalutée par heure (Domain (1989) montre que le chalut utilisé balaie une aire utile de 13 m de large, soit : $s = 13(m) \cdot 3(nds) \cdot 1852(m) \cdot 10^{-6} = 0,072 \text{ km}^2$) ;

q , le coefficient de capturabilité du bobo vis-à-vis du chalut scientifique. Ce coefficient étant inconnu, le modèle est exploré pour différentes valeurs de q , en recherchant une gamme de valeurs plausibles, conduisant à des résultats réalistes.

- La biomasse du stock présent dans la strate 0-5 mètres, non couverte par les campagnes scientifiques, est recalculée par simple différence entre la biomasse totale (issue de l'évaluation) et la biomasse des strates 5 à 30 m (issue des campagnes). De cette valeur et de l'estimation de la surface de la strate, on déduit également un indice d'abondance du stock dans la strate la plus côtière. Enfin, pour apprécier la cohérence de cet indice, son évolution entre début et fin de période est comparée aux rendements des unités de pêche artisanale utilisant le filet maillant encerclant (CNSHB, 1996, 1997, 1998 ; Chavance et Domalain, 2000). Ces unités de pêche, qui réalisent l'essentiel des captures artisanales de bobo, sont choisies car elles ciblent principalement cette espèce et exercent leurs activités dans la zone très côtière. Leur rendement peut donc constituer un bon indice de l'abondance du stock dans cette strate.

Résultats

Évaluation du stock de bobo

Au cours des trois années considérées, les débarquements de bobo sont estimés à environ 5 000 tonnes par an (tableau 2). L'essentiel des captures est réalisé par la pêche artisanale qui totalise en moyenne 75 % de ces débarquements. Les tailles des bobos débarqués sont comprises entre 10 et 50 cm pour la pêche artisanale, et entre 12 et 40 cm pour la pêche industrielle (fig. 1). Cette dernière

	1995	1996	1997
Pêche artisanale	3 656	3 379	3 894
Pêche industrielle	694	461	2 745
Total	4 350	3 840	6 639

Tableau 2

Estimation des débarquements annuels de bobo en Guinée (en tonnes) — Source : Bulletin statistique CNSHB.

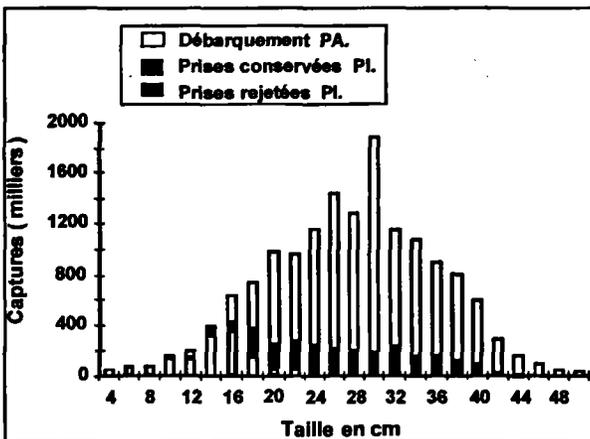


Figure 1

Structure démographique (en taille) des captures commerciales du *P. elongatus* en Guinée.

est en outre responsable de rejets importants qui concernent des individus de petite taille (4 à 20 cm) et représentent 10 % des effectifs totaux capturés. Comparée à la production de la pêche artisanale, les captures de la pêche industrielle sont faibles et concernent les individus les plus jeunes.

Le diagramme d'exploitation par pêcherie, estimé à partir des données de la pseudo-cohorte moyenne 1995/97 (fig. 2), montre clairement que la pêche industrielle se traduit par des coefficients de mortalité (F) qui restent toujours faibles (inférieurs à 0,1) et inférieurs à ceux de la pêche artisanale. Cette dernière entraîne des mortalités par pêche supérieures à 0,2 pour les individus de plus de 25 cm et qui dépassent 0,4 pour ceux de 30 et 40 cm. Ainsi, cette pêche artisanale semble responsable de l'essentiel de la mortalité par pêche du bobo en Guinée.

Le recrutement moyen estimé par cette analyse est de 7 millions d'individus pour une taille au recrutement de 4 cm. La biomasse équilibrée, pour les années récentes, s'établit à environ 9 000 tonnes.

Globalement, le diagnostic établi par l'analyse structurale montre qu'il n'apparaît pas de signe de surexploitation du stock. D'une part, l'analyse de la courbe de rendement par recrue indique que le

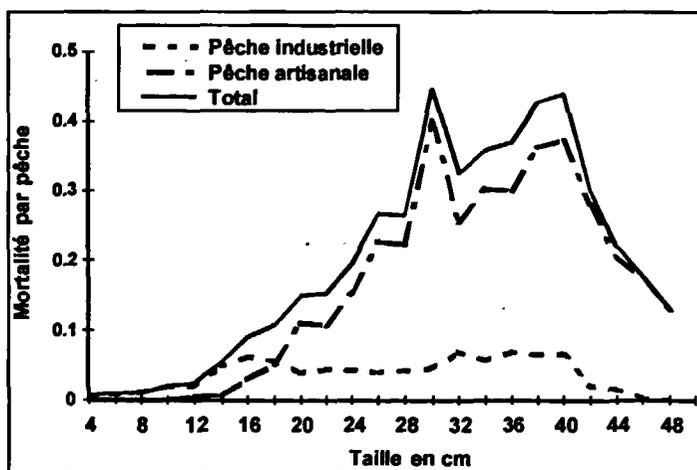
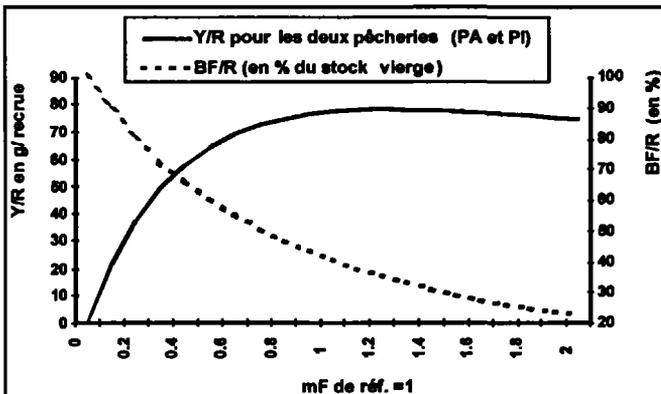


Figure 2
Diagrammes d'exploitation des deux pêcheries
et du total en Guinée (1995/97).

régime d'exploitation actuel entraîne une situation proche de la pleine exploitation du bobo en Guinée. D'autre part, la biomasse féconde est estimée à environ 41 % de la biomasse féconde du stock vierge (fig. 3), ce qui la situe très au-dessus du seuil empirique de surexploitation du recrutement généralement admis de 10 %. Comparativement à la situation de stock à l'état vierge ($mf = 0$), l'exploitation se traduit en 1995-1997 ($mf = 1$) par une diminution de la biomasse par recrue (et donc de la biomasse du stock sous hypothèse de recrutement constant) qui est estimée à 50 % environ. L'analyse rectifiée des pseudo-cohortes en âge conduit à des résultats très similaires. En outre, les études de sensibilité conduites par ailleurs (Sidibé, 1998) semblent confirmer l'absence de surexploitation marquée.

La production tirée en moyenne de chaque recrue est actuellement de 77 g. Dans un scénario théorique de suppression de toute pêche industrielle ($mf_{pi} = 0$ et $mf_{pa} = 1$), le rendement par recrue lié à la seule pêche artisanale serait équivalent (78 g/recrue) (fig. 4). On peut ainsi considérer, en première approximation, que ce qui est actuellement pêché par la pêche industrielle est en quelque sorte soustrait à la pêche artisanale, à effort constant. En outre, le niveau actuel de l'effort de la pêche artisanale correspondrait alors à une



■ Figure 3

Courbe de rendement par recrue et de la biomasse féconde par recrue de l'ensemble de la pêcherie du *P. elongatus* en fonction d'un multiplicateur du vecteur de mortalité par pêche totale.

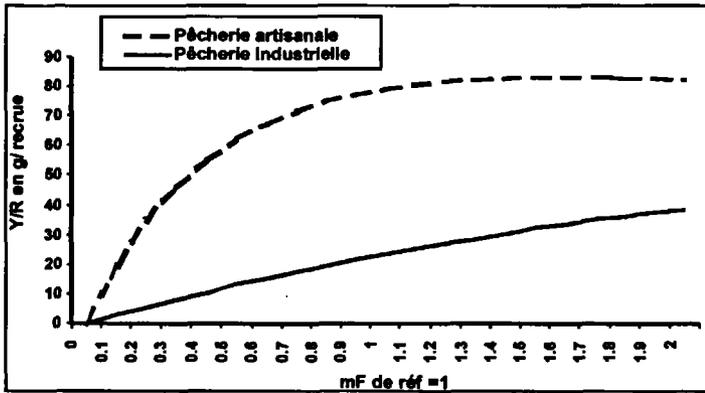


Figure 4

Comparaison des potentiels de production artisanaux et industriels par application d'un multiplicateur à chaque pêche, l'autre étant considérée comme nulle.

situation de légère sous-exploitation, avec un potentiel de rendement par recrue maximal de 88 g. À l'inverse, en l'absence de toute pêche artisanale, la production globale chuterait avec un rendement par recrue de la seule pêche industrielle estimé à 20 g. Pour maximiser ce rendement il faudrait considérablement augmenter l'effort industriel actuel. La maximisation serait atteinte pour $mf_{pi} = 9,1$ avec une valeur de 73 g/recrue. Cette situation engendrerait naturellement des rejets très importants.

Indices d'abondance.

Variations spatio-temporelles des densités

L'analyse de variance des données des campagnes scientifiques (captures par trait de chalut) est conduite en testant, au cours d'essais multiples, l'effet des différents facteurs spatiaux (carrés statistiques et strates bathymétriques) et temporels (années et saisons), ainsi que leurs interactions.

L'effet de la saison hydrologique n'apparaît significatif dans aucun des modèles analysés. La répartition bathymétrique et géographique du bobo en Guinée semble ainsi présenter une certaine stabilité au

cours de l'année, avec des abondances sensiblement équivalentes en saison sèche et en saison humide. En revanche, les indices d'abondances présentent des écarts importants pour chacun des trois autres effets : année, bathymétrie et carré statistique. En outre, les interactions entre ces effets statistiques apparaissent significatives, traduisant à la fois une répartition bathymétrique différente entre zones (effet carré*bathy) et une répartition bathymétrique et géographique qui varie en fonction des années (effet carré*bathy*an).

La prise en compte simultanée de ces trois effets et leurs interactions conduit cependant à un modèle linéaire qui comporte un très grand nombre de degrés de liberté et à des estimations d'abondances par strate spatio-temporelle qui s'avèrent peu cohérentes. En effet, ces estimations sont alors très sensibles à la variabilité de l'échantillonnage ; elles traduisent plus les fluctuations aléatoires des abondances observées par trait de chalut que de véritables schémas de répartition de la ressource en bobo. Dès lors, deux modèles simplifiés sont retenus.

Le premier modèle prend en compte la variabilité inter-annuelle des abondances (effet an) et la répartition bathymétrique du bobo (effet bathy). L'effet croisé an*bathy permet d'analyser l'évolution inter-annuelle des abondances par strate bathymétrique, à l'échelle de l'ensemble de la zone côtière guinéenne (fig. 5). Globalement, les abondances les plus fortes sont observées dans les strates les moins profondes (5-8 m), ce qui traduit bien sûr la répartition très côtière du bobo. Au cours du temps, deux périodes apparaissent. De 1985 à 1990, les abondances sont fluctuantes mais restent élevées, avec des captures moyennes par trait comprises entre 40 et 140 kg/h dans la strate 5-8 mètres. L'année 1991 marque une rupture, avec une diminution forte des abondances dans les strates les plus côtières ; sur la période 1991/98, la capture moyenne fluctue ainsi entre 20 et 40 kg/h dans la strate 5-8 mètres. Dans les strates plus profondes, on ne retrouve pas cette diminution d'abondance ; les indices y fluctuent sans tendance marquée, avec des captures moyennes inférieures à 1 kg/h au-delà de 15 mètres. Enfin, on notera que l'année 1995, au cours de laquelle une seule campagne a été réalisée, présente une situation particulière, avec des abondances extrêmement faibles dans toutes les strates bathymétriques.

Compte tenu de ces résultats, un second modèle est construit en distinguant deux périodes pluriannuelles : 1985/90 d'une part, et

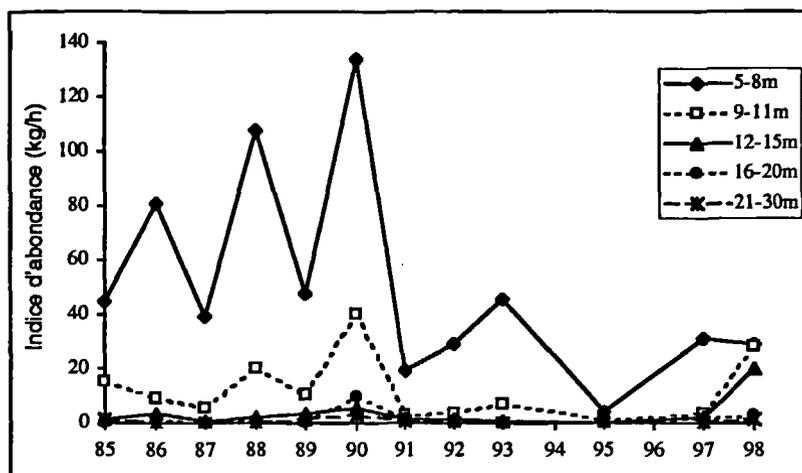


Figure 5
Évolution des indices d'abondance
de *P. elongatus* de 1985 à 1998,
par strate bathymétrique (modèle : an*bathy).

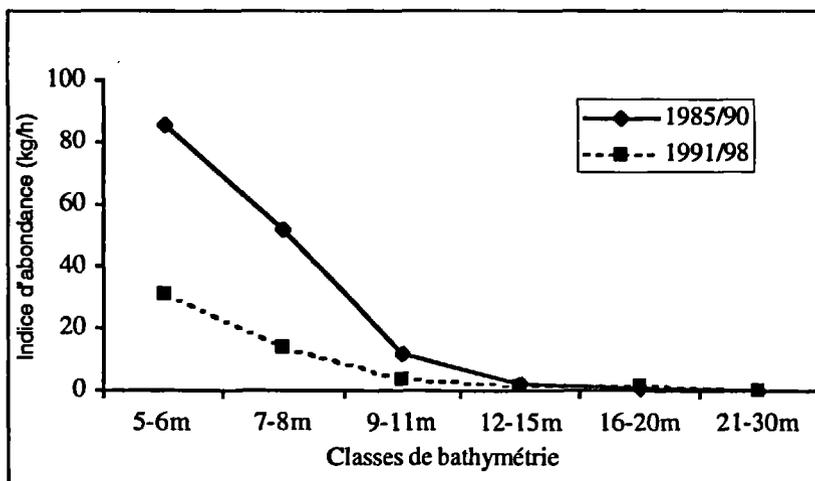


Figure 6
Schéma de répartition bathymétrique
du bobo par période pluriannuelle,
pour l'ensemble du plateau continental guinéen
modèle : période*bathy).

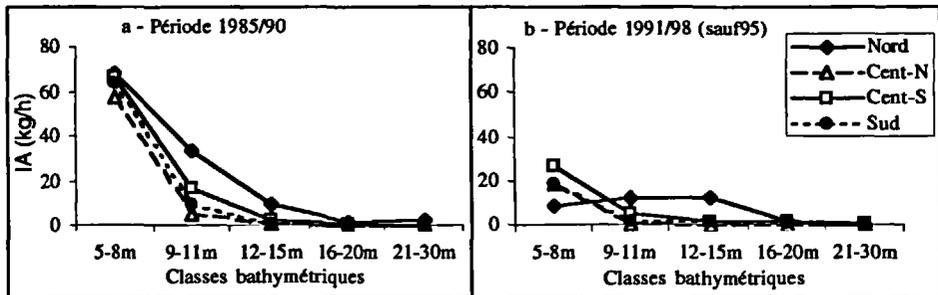


Figure 7

Répartition spatio-temporelle du bobo :
indices d'abondances par strate bathymétrique
et carré statistique, en début de d'exploitation (a)
et dans la période récente (b) (modèle : période*bathy*carré).

1991/98 excepté 1995, d'autre part. Pour chaque période, les indices d'abondance sont estimés soit par strate bathymétrique (modèle période*bathy; fig. 6), soit par strate bathymétrique et carré statistique (modèle période*bathy*carré; fig. 7).

Ici aussi, les résultats mettent en évidence le schéma de répartition bathymétrique du bobo, avec des indices d'abondance qui sont d'autant plus élevés qu'on se situe à des profondeurs faibles. En première période (85/90) et pour l'ensemble des carrés statistiques (fig. 6), la capture moyenne par trait dépasse 80 kg/h dans la strate 5-6 mètres et 50 kg/h dans la strate 7-8 mètres. Ces valeurs chutent en seconde période, avec une diminution qui atteint 64 % dans la strate 5-6 mètres et 73 % dans les strates intermédiaires 7-8 et 9-11 mètres. Plus au large au contraire, les abondances qui sont faibles restent sensiblement constantes (de 2,0 à 1,6 kg/h dans la strate 12-15 mètres).

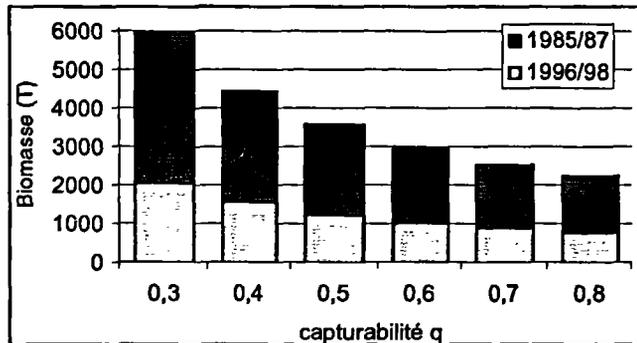
Cette évolution est globalement observée dans chacun des carrés statistiques (fig. 7). Seule la zone nord se distingue clairement des trois autres, avec des abondances comparativement plus élevées dans les strates bathymétriques intermédiaires. Cette répartition plus eurybathe du bobo est clairement à mettre en relation avec les caractéristiques de cette zone, marquée par un plateau continental plus large et une dessalure des eaux qui s'étend plus loin de la côte.

Dans cette zone nord, on observe également que les abondances aux profondeurs intermédiaires diminuent peu, de la première à la seconde période ; elles restent même sensiblement constantes dans la strate 12-15 mètres (environ 12 kg/h).

Modèle de répartition spatiale des biomasses

Les indices d'abondance estimés par strate bathymétrique et période pluriannuelle sont utilisés pour calculer les biomasses totales présentes dans chaque strate, en début et en fin de période. En première approximation, ces périodes sont considérées comme étant représentatives respectivement du début de l'exploitation (noté 85/87) et de la situation prise en compte dans l'évaluation des stocks (96/98). Cette simplification n'est évidemment valide que pour fixer des ordres de grandeurs.

Les biomasses ainsi calculées sont naturellement sensibles à la valeur du paramètre de capturabilité introduit dans le modèle (capturabilité vis-à-vis du chalut scientifique, dans les strates 5-30 m). Dans tous les cas, on observe une diminution de la biomasse entre début et fin de période, qui atteint un facteur trois, pour l'ensemble des strates de 5 à 30 mètres (fig. 8). On verra par ailleurs que seules



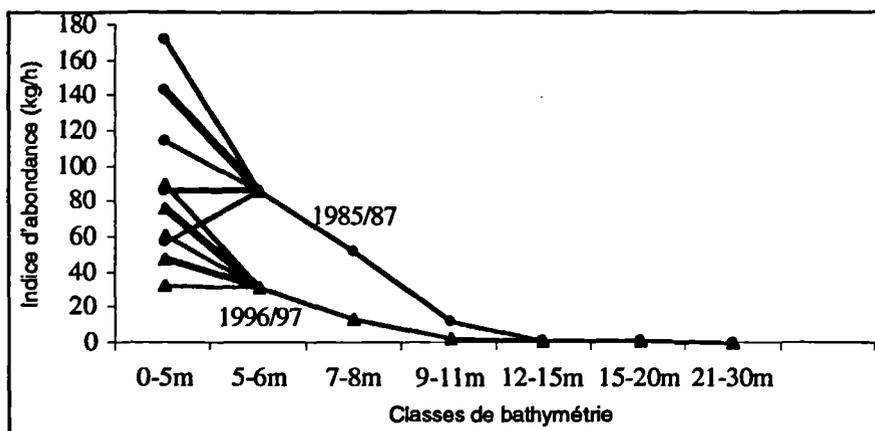
■ Figure 8
Estimation de la biomasse de bobo présente dans les strates bathymétriques couvertes par le navire océanographique (5 à 30 m), en début et en fin de période, et pour différentes valeurs du coefficient de capturabilité.

les valeurs de capturabilités comprises entre 0,4 et 0,6 semblent conduire à des résultats globalement cohérents. Dans cette gamme, la biomasse totale dans les strates bathymétriques de 5 à 30 mètres est au maximum de 1 500 tonnes, en ce qui concerne la période récente. Cette valeur est à rapprocher de l'estimation de biomasse totale issue de l'analyse des cohortes, soit environ 9 000 tonnes. Ce résultat est évidemment essentiel, il signifie qu'une part majoritaire du stock (probablement plus de 75 %), est absente de la zone couverte par le navire océanographique, et se localiserait donc dans la strate 0 à 5 mètres.

Cet écart de biomasse étant imputé à la classe bathymétrique 0-5 mètres, on en déduit un indice d'abondance dans la classe, pour la période récente (tableau 3). Par ailleurs, en retenant les estimations de rendement par recrue présentées plus haut, la biomasse de début de période est estimée à environ 18 000 tonnes (situation proche de l'état vierge). Cette valeur conduit elle-même à estimer l'indice d'abondance de la classe 0-5 mètres, pour la période correspondante, ce qui permet de compléter le modèle de répartition des biomasses.

Une partie des valeurs calculées par le modèle reste évidemment sensible au facteur de capturabilité. C'est notamment le cas des indices d'abondance calculés dans la strate la plus côtière (0-5 m). Ils dépendent en effet de la biomasse affectée par le modèle aux strates plus profondes. En retour, cette sensibilité permet de borner la capturabilité dans un intervalle jugé réaliste. En effet, une connaissance empirique du terrain conduit à considérer comme peu vraisemblables des abondances côtières qui seraient : soit inférieures à celle de la strate adjacente (5-6 m), soit à l'inverse supérieures dans des proportions dépassant un facteur 2. Ces critères conduisent à retenir comme vraisemblable une capturabilité comprise entre 0,4 et 0,6 (fig. 9).

D'autres résultats issus du modèle sont peu sensibles à la valeur de la capturabilité. C'est en particulier le cas du ratio des biomasses observées entre début et fin de période, dans les différentes strates bathymétriques (fig. 10). Dans la strate 0-5 mètres, la biomasse de la période récente représente ainsi de 50 à 55 % de la biomasse initiale. La diminution est encore plus forte dans les strates intermédiaires, avec des biomasses résiduelles de 27 % dans les strates 7 à 11 m. En revanche, elle s'atténue, puis s'annule plus au large. Ce



■ Figure 9

Indices d'abondances du bobo par strate bathymétrique, pour les deux périodes. Les valeurs des strates 5 à 30 m sont issues des données de campagne (cf. fig. 6) ; celles de la strate 0-5 m découlent du modèle de répartition des biomasses et sont calculées pour différents niveaux de capturabilité (de 0,3 à 0,7 de bas en haut ; en gras : valeurs 0,4 et 0,6).

Strate bathymétrique (m)	Surface de la strate (km ²)	Indice d'abondance 1985/87 (kg/h)	Indice d'abondance 1996/98 (kg/h)	Biomasse 1985/87 (tonnes)	Biomasse 1996/98 (tonnes)	Rapport de biomasse 1998/1985
0 à 5	4 535	114.9	61.6	14 424	7 736	0.54
5 à 6	787	85.3	30.8	1 860	671	0.36
7 à 8	787	51.9	14.0	1 130	304	0.27
9 à 11	1 181	11.9	3.4	389	111	0.28
12 à 15	1 574	2.0	1.6	88	69	0.78
15 à 20	3 025	0.8	0.8	64	64	1.00
21 à 30	10 123	0.2	0.2	45	45	1.00
Total	22 012			18 000	9 000	0.50

■ Tableau 3

Modèle de répartition des biomasses de bobo, dans les différentes strates bathymétriques du plateau continental guinéen, en début (1985/87) et en fin de période (1996/98) ; valeurs obtenues pour un coefficient de capturabilité de 0,5 (méthode : voir texte).

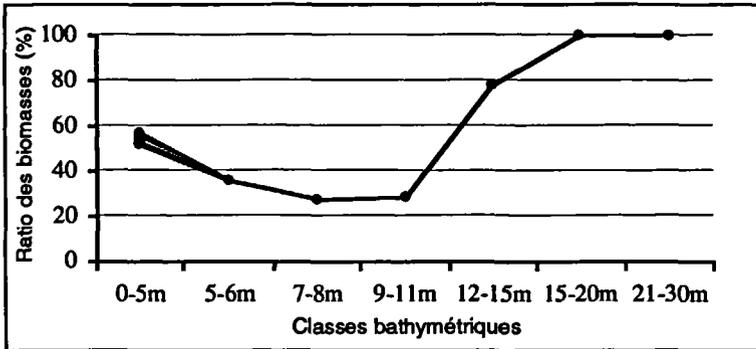
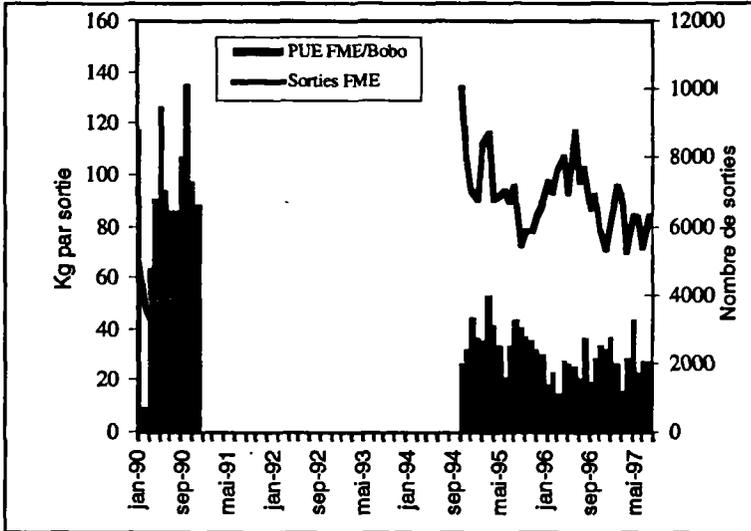


Figure 10
Ratios biomasse récente (96/98) sur biomasse initiale (95/87), dans les différentes classes bathymétriques (Les différentes valeurs de la classe 0-5 m correspondent à des capturabilités variant de 0,3 à 0,8).

schéma global d'une diminution maximale dans les strates intermédiaires est en outre peu dépendant du ratio relatif aux biomasses totales (valeur de 0,5, déduite des calculs de rendement par recrue et introduite dans le modèle). Enfin, on notera que la diminution calculée en zone côtière semble cohérente avec les prises par unité d'effort observées pour la pêche artisanale au filet maillant encerclant (fig. 11). Ces dernières données indiquent que, parallèlement à une augmentation du nombre de sorties, les rendements de ces unités ont fortement décru, avec une diminution de l'ordre de 55 % entre 1991 et 1997.

Discussion - conclusion

Les modèles d'évaluation des stocks halieutiques considèrent la population biologique comme une entité soumise de manière homogène à la pression de pêche. Les changements de répartition spatiale, qui accompagnent souvent les changements d'abondance, peuvent ainsi conduire à des biais dans les diagnostics. Ceci est sur-



■ Figure 11
Effort et prise par sortie (kg) de bobo
par les filets maillants encerclants, lors de deux périodes
de suivi : 1989-1990 et 1995-1997.

tout vrai lorsque l'évaluation s'appuie sur une mesure de l'effort de pêche, elle-même très sensible au changement de répartition spatiale de la ressource.

L'évaluation du stock de bobo en Guinée, telle qu'elle a été présentée ici, s'appuie sur des méthodes d'analyse structurale qui ne font pas directement appel à une mesure de l'effort de pêche. Il s'ensuit que les diagnostics obtenus sont sans doute peu sensibles aux changements de répartition spatiale, observés dans la suite de cette étude. En tout état de cause, l'incertitude découlant des facteurs spatiaux est ici très vraisemblablement négligeable, comparativement à celle qui découle d'une connaissance très imparfaite des paramètres de croissance et de mortalité naturelle. Dans cette optique, les résultats présentés doivent être considérés comme une première approche visant à fixer des ordres de grandeur.

Globalement, l'estimation d'une biomasse totale de 9 000 tonnes de bobo en Guinée, pour la période récente, semble ainsi réaliste et en

rapport avec les captures réalisées (environ 4 000 tonnes par an dans la même période). Le diagnostic d'une situation actuelle proche de la pleine exploitation et d'une biomasse divisée approximativement par deux, comparativement au stock vierge (situation 1985), semble également relativement robuste. Ce diagnostic est en effet cohérent, au moins en première approximation, d'une part, avec les indices d'abondance estimés par modélisation linéaire des données de campagnes océanographiques, et d'autre part, avec les prises par unité d'effort observées pour le filet maillant encerclant.

On notera que Domain (1998) aboutissait à des résultats sensiblement différents, qui semblaient mettre en évidence une très forte diminution de l'abondance du bobo et faisaient craindre une surexploitation marquée. Les indices d'abondance calculés par cet auteur sont cependant établis sur une sélection des traits de chalut dépendant de leur composition spécifique (prise en compte des traits effectués dans la communauté à sciaenidés). On peut ainsi penser qu'une modification profonde de l'abondance des autres espèces, et donc de la composition des traits, est susceptible de biaiser les résultats obtenus avec cette procédure, pour le bobo.

L'étude des changements de répartition spatiale de cette espèce complète le diagnostic d'évaluation de stock, plus qu'elle ne le contredit. Cette analyse met ainsi en évidence deux aspects essentiels. D'une part, on montre qu'une fraction très importante du stock (vraisemblablement plus de 75 %) se situe dans la strate bathymétrique la plus côtière (0-5 m) et échappe ainsi au navire océanographique. Il s'ensuit bien évidemment que les campagnes scientifiques doivent être considérées comme insuffisantes pour quantifier de manière fiable les variations d'abondance de cette espèce. Ceci est probablement vrai pour de nombreuses autres espèces appartenant, comme le bobo, à la communauté écologique des Sciaenidés d'estuaire. Naturellement, cette affirmation n'enlève rien à l'intérêt des campagnes de chalutage scientifiques. La présente étude le démontre amplement, s'il en était besoin.

D'autre part, les résultats obtenus mettent en évidence un changement de répartition bathymétrique qui mérite d'être mis en relation avec l'exploitation. Les diminutions d'abondance les plus fortes sont en effet observées dans la zone exploitée conjointement par la pêche artisanale et par la pêche industrielle. La diminution atteint

ici un facteur 3. Plus à la côte, où les chalutiers industriels ne peuvent travailler en raison des faibles fonds (... et de la réglementation), la seule pêche artisanale pourrait être la responsable, sinon unique du moins principale, d'une diminution d'abondance estimée à un facteur 2 sur la période. Enfin, plus au large, l'exploitation est essentiellement liée aux navires industriels et ne cible pas spécifiquement les espèces de la communauté à Scianidés; l'abondance du bobo est ici résiduelle et globalement stable sur la période.

En définitive, cette évolution peut être considérée comme représentative d'une rétraction du stock sur la zone la plus côtière. Cette rétraction serait une conséquence du développement de la pêche. Ainsi, la fraction du stock présente dans la strate 0-5 m est comparativement plus élevée en fin de période qu'au début (respectivement 80 et 86 % de la biomasse totale, pour une capturabilité de 0,5). À court terme, cette évolution tend à favoriser la pêche artisanale dont la ressource est ainsi relativement préservée (... ou moins dégradée). À plus long terme, et dans l'hypothèse où une évolution similaire serait observée pour les autres espèces, on peut craindre un phénomène de concentration de l'effort et d'accroissement des puissances de pêche dans cette zone. Les conséquences pourraient évidemment en être beaucoup moins favorables.

On retiendra pour conclure, l'intérêt d'une démarche croisant différents jeux de données et différentes méthodes d'analyse spatiales et temporelles. Cette démarche permet d'explorer la cohérence des résultats obtenus, ce qui est particulièrement précieux, surtout dans une situation comme celle de la Guinée où les incertitudes restent fortes. Elle montre plus généralement que la gestion des pêches doit être abordée non seulement en termes de limitation de l'effort, mais aussi en prenant en compte les facteurs spatiaux et les interactions entre pêcheries différentes.

Bibliographie

- CNSHB, 1994 —
Note de synthèse sur les travaux
et conclusions du groupe de travail
d'analyse des campagnes de
prospection du N.O. Nizery en
Guinée, de 1986 à 1992. *CNSHB*,
Conakry, avril 1994, 8 p.
- CNSHB, 1996 —
Bulletin statistique des pêches, année
1995, *Sér. Bul. stat.*, 1, 34 p. + an.
- CNSHB, 1997 —
Bulletin statistique des pêches, année
1996, *Sér. Bul. stat.*, 2, 35 p. + an.
- CNSHB, 1998 —
Bulletin statistique des pêches, année
1997, *Sér. Bul. stat.*, 3, 44 p. + an.
- CHAVANCE P., DIALLO A., DRAPEAU L.,
FONTANA A. (éd.), 1998 —
*Atlas des Pêches Maritimes de
Guinée*. Document multigraphié, 25 p.
- CHAVANCE P. et DOMALAIN G., 2000 —
« Note sur les captures et les efforts
de la pêche artisanale maritime ». *In*
Domain F., Chavance P. et Diallo
A. (éd.). *La Pêche Côtière en Guinée
- Ressources et Exploitation*. Éditions
IRD/CNSHB (sous presse).
- DE VERDELHAN, 1987 —
Programmes Verdejon : V.P.A. et
simulation sur fréquences de taille.
Ifremer.
- DOMAIN F., 1989 —
Rapport des campagnes de
chalutage du N/O André Nizery dans
les eaux de la Guinée de 1985 à
1988. *Doc. Scient. CNSHB*, 81 p.
- DOMAIN F., 2000 —
« Influence de la pêche et de
l'hydroclimat sur l'évolution dans le
temps du stock côtier (1985-1995) ». *In*
Domain F., Chavance P. et Diallo
A. (éd.). *La Pêche côtière en Guinée
- Ressources et Exploitation*. Éditions
IRD/CNSHB (sous presse).
- DOMAIN F., CHAVANCE P.,
BAH A., 2000 a —
« Notes sur la reproduction des
espèces démersales du peuplement
côtier guinéen ». *In* Domain F.,
Chavance P. et Diallo A. (éd.).
*La Pêche Côtière en Guinée -
Ressources et Exploitation*. Éditions
IRD/CNSHB (sous presse).
- DOMAIN F., KEITA M.,
MORIZE E., 2000 b —
« Typologie générale des ressources
démersales du plateau continental. » *In*
Domain F., Chavance P. et Diallo
A. (éd.). *La Pêche Côtière en
Guinée - Ressources et Exploitation*.
Éditions IRD/CNSHB (sous presse).
- GASCUEL D., DOMAIN F.,
CHAVANCE P., 1997 —
« L'exploitation de la communauté
à sciaenidés de Guinée :
un premier diagnostic sur l'état
des stocks, par modélisation linéaire
de l'abondance (1985-92) ». *La
surexploitation -
Troisième Forum Halieumétrique*,
Montpellier 1-3 Juillet 1997.
Session 2 - Identification et
évaluation de la surexploitation.
- GULLAND J.M., 1969 —
Manuel des méthodes d'évaluation
des stocks d'animaux aquatiques.
Première partie : Analyse des
population. *Man. Sci. Aquat. FAO.*,
4 : 160 p.
- JONES R., 1983 —
The use of length composition data in
fish stocks assessments (with notes
on VPA and cohort analysis).
FAO Fish. Circ., 734 : 60 p.
- LE GUEN J.C, 1971 —
Dynamique des populations de
Pseudotolithus (Fonticulus) elongatus
(Bowd, 1825). Poisson, sciaenidae.
Cah. Orstom, sér. Océanogr., 9 (1) :
3-84.

MESNIL B., 1988 —

Logiciels pour l'évaluation des stocks de poissons. ANACO : logiciel d'analyse des données de captures par classe d'âge sur IBM PC et compatibles. *FAO Doc. Tech. Pêche*, 101, suppl. 3 : 78 p.

RICKER W.E., 1958 —

Handbook of computations for biological statistics of fish population. *Bull. Fish Res. Board. Can.* : 191-382.

SIDIBE A., 1998 —

Le bobo (bossu), Pseudolithus elongatus (Bowdich, 1825). Ressource et exploitation en Guinée. Évaluation et simulation d'aménagement.
Rapport de stage de DEA d'Océanologie biologique et environnement marin. École nationale supérieure agronomique de Rennes (Ensar), minéo, 32 p. + annexe.