

# Contribution à l'étude du stock de lottes (*Lophius piscatorius* L. 1758 et *L. budegassa*, Spinola 1807) du plateau celtique

Lophiidae  
c.p.u.e.  
Désaisonnalisation  
Plateau celtique  
Lophiidae  
c.p.u.e.  
De-seasonalizing  
Celtic plateau

Daniel Gaertner

Laboratoire de Biologie animale, Université de Bretagne Occidentale, 6, avenue Victor-Le Gorgeu, 29283 Brest Cedex, France.

*Adresse actuelle* : Office de Recherche Scientifique et Technique Outre-Mer (ORSTOM), Centre de Recherches Océanographiques de Dakar-Thiaroye (CRODT), B.P. 2241, Dakar, Sénégal.

Reçu le 21/3/83, révisé le 24/10/83, accepté le 10/11/83.

## RÉSUMÉ

Des séries mensuelles de captures par unité d'effort (c.p.u.e.) ont été ajustées par des moindres carrés pondérés appliqués à un modèle multiplicatif à dérive annuelle constante. Cela permet de déterminer : un indice annuel d'abondance qui peut être utilisé dans le calcul des indices de concentration, des facteurs saisonniers par strates, des indices de puissances de pêche relatives.

La forte augmentation des indices annuels d'abondance de l'ensemble des prises est en partie due à celle des petits individus. L'élévation de l'indice de concentration de cette dernière catégorie commerciale semble indiquer une diminution du taux des rejets; cependant une augmentation de la biomasse des lottes causée par des changements hydro-climatiques survenus dans la région n'est pas à exclure.

*Oceanol. Acta*, 1984, 7, 2, 241-249.

## ABSTRACT

Contribution to the study of monk (anglerfish) stocks on the Celtic Plateau

A multiplication model, fitted by weighted least squares, is used to determine factors affecting monthly c.p.u.e. of monk (anglerfish). These include annual indices of abundance, from which concentration indices may be calculated; seasonal factors at different depths; and relative fishing power.

A steep increase in the total annual index of abundance may be partially explained by the simultaneous increase of the smallest fishes index. The increased concentration index of this commercial category is probably due to a decrease of discards; as suggested by several authors, however, climatic changes may also account for increased biomass of the species considered.

*Oceanol. Acta*, 1984, 7, 2, 241-249.

## INTRODUCTION

La technique de désaisonnalisation des captures par unité d'effort (c.p.u.e.) mensuelles est généralement appliquée sur des stocks monospécifiques, afin d'estimer notamment les facteurs biologiques intervenant dans les fluctuations de l'abondance apparente de l'espèce étudiée. Nous l'utilisons ici sur des données commerciales de deux espèces de Lophiidae (*Lophius piscatorius* L. 1758 et *L. budegassa* Spinola 1807) qui, bien

qu'étant facilement identifiables en criée (péritoine blanc pour la première, noir pour la seconde), sont groupées dans les statistiques de débarquement sous le nom de lottes (baudroies).

Nous estimons cependant que sous certaines réserves discutées plus loin, que cette technique permet une bonne approche de ces deux espèces qui représentent une partie très importante des captures des chalutiers travaillant sur le plateau celtique (Gaertner, sous presse).

L'analyse de ces captures par unité d'effort mensuelle permet de dégager :

- une dérive caractérisant l'évolution déterministe à long terme de la série;
- des fluctuations périodiques qui rendent compte des variations à court terme;
- une composante résiduelle aléatoire.

En ce qui concerne les populations exploitées, la tendance est soumise à des pressions de facteurs exogènes de l'écosystème comme l'effort de pêche, de facteurs endogènes telles les modifications du biotope, sans qu'il soit possible parfois de les dissocier.

A la deuxième composante se rattachent les manifestations de caractère biologique (recrutement concentrations de géniteurs), dont la périodicité peut être reliée aux rythmes géophysiques du milieu, mais aussi à des rythmes autogènes aux populations dont les oscillations seront indépendantes des premiers.

Laurec et Le Gall (1975) considérant les c.p.u.e. mensuelles du germon (*Thunnus alalunga*) de la pêcherie palangrière japonaise dans l'Atlantique, justifient l'emploi d'un modèle multiplicatif dans lequel intervient la dérive  $m$ , le facteur saisonnier  $S$  et le résidu inexplicé  $\xi$ . Ce modèle ne pouvait être appliqué que sur une flottille homogène et que sur une zone donnée. L'intégration à la fois de la notion de puissance de pêche telle qu'elle fut définie par Robson (1966) et des strates spatio-temporelles (Francis, 1974; Laurec, Fonteneau, 1979; Yanez, 1980) a considérablement élargi les conditions d'utilisation de cette méthode d'analyse.

## MATÉRIEL ET MÉTHODE

### Choix et origine des données

Les données mensuelles de c.p.u.e. recueillies par l'Institut Scientifique et Technique des Pêches Maritimes (ISTPM) de Lorient concernent les chalutiers de Concarneau de janvier 1975 à décembre 1980 pour les zones suivantes : la Chapelle (8 A<sub>2</sub>), Petite Sole (7 H<sub>1</sub>), Shamrock (7 H<sub>2</sub>), Jones-Melville (7 H<sub>3</sub>), Cockburn-Labadie (7 G<sub>1</sub>), Sud Irlande (7 G<sub>3</sub>), Sud Bishop (7 E<sub>2</sub>), Trévoise-Nord Bishop (7 F<sub>1</sub>), Sud-Ouest Irlande (7 J<sub>2</sub>) (cf. terminologie C.I.E.M.).

Seuls les métiers 3 et 4 de chalutiers ont été retenus (tab. 1); la classe 1 pêche beaucoup plus au Nord, et

n'est qu'épisodiquement sur le plateau celtique, le 5 est plus côtier ou dirigé vers d'autres espèces.

### Modèle utilisé pour la désaisonnalisation

Comme Laurec et Fonteneau (1979), nous considérons que la c.p.u.e. de la classe  $j$ , dans la strate spatio-temporelle  $K$ , pour l'année  $i$  s'exprime de la façon suivante :

$$C_{ijk} = M_i \cdot P_j \cdot Q_k \cdot \xi_{ijk},$$

avec

$M_i$  = tendance de l'année  $i$ ;

$P_j$  = puissance de pêche de la catégorie  $j$ ;

$Q_k$  = facteur saisonnier de la strate  $K$ ;

$\xi_{ijk}$  = résidu inexplicé.

Le passage du modèle multiplicatif au modèle additif se fait par transformation logarithmique.

$$\text{Log } C_{ijk} = \text{Log } M_i + \text{Log } P_j + \text{Log } Q_k + \text{Log } \xi_{ijk}.$$

Les résidus inexplicés ( $\text{Log } \xi_{ijk}$ ) sont supposés de moyenne nulle, de même variance et ne sont pas corrélés deux à deux.

Afin d'estimer une c.p.u.e. annuelle, nous avons opté pour une dérive (tendance) en escalier (Laurec et Le Gall, 1975);  $\text{Log } M_i$  étant alors constant à l'intérieur d'une année.

Disposant de  $C_{ijk}$ , la détermination des composantes du modèle se fera par un ajustement par les moindres carrés tel que :

$$\sum_{ijk} [\text{Log } C_{ijk} - (\text{Log } M_i + \text{Log } P_j + \text{Log } Q_k + \text{Log } \xi_{ijk})]^2$$

soit minimal; condition obtenue par l'annulation des 3 dérivés partielles correspondantes.

Pour lever l'indétermination de ce système, on pose deux contraintes inhérentes à la relativité de la composante puissance de pêche et de celle concernant les facteurs saisonniers. La puissance de pêche d'un engin ne pouvant être définie que par rapport à un autre d'où  $\sum \text{Log } P_j = 0$ ; de même  $\sum \text{Log } Q_k$  sera égal à 0 afin que seul l'effet de la saison  $K$  considérée agisse sur le modèle; ces deux facteurs étant ainsi exprimés en unités relatives. Disposant de c.p.u.e. mensuelles,  $K$  variera de 1 à 12, d'où le qualificatif de facteurs mensuels qui suivra dans cette étude.

Tableau 1

Nombre et caractéristiques par métier des bateaux ayant fréquenté VII a, F, g en 1980 (ensemble des ports français). Dans Charuau et Morizur (1981).

Number and trawl specifications of fishing vessels working in VII a, F, g in 1980 (all French ports). In Charuau and Morizur (1981).

Métier	Effectif	Jauge (tonneaux)			Puissance (chevaux)			Longueur (m)		
		Min.	Moy.	Max.	Min.	Moy.	Max.	Min.	Moy.	Max.
1	4	260	289	453	1100	1375	1500	37	42	46
3	47	167	229,5	300	580	834,5	1250	31	34	41
4	55	83	152	179	400	556,5	710	23	29	32
5	190	29	48	50	240	360	667	16	17,9	21

Une pondération ( $W_{ijk}$ ) dont la validité est longuement discutée par Laurec et Fonteneau (1979) peut être ajoutée au modèle de base.

On minimisera :

$$\sum_{ijk} [W_{ijk} (\text{Log } C_{ijk} - (\text{Log } M_i + \text{Log } P_j + \text{Log } Q_k + \text{Log } \xi_{ijk}))]^2.$$

Deux options ont été retenues pour la qualité de la pondération. Dans le premier cas,  $W_{ijk}$  prend la valeur 0 lorsque  $C_{ijk}$  observée est une donnée manquante, et la valeur 1 lorsque l'on possède cette donnée. Dans le deuxième système, il s'annulera aussi quand la c.p.u.e. sera absente, mais il sera par contre égal à l'effort ( $F_{ijk}$ ) lorsque la c.p.u.e. sera connue. Une enquête auprès des pêcheurs a montré qu'il était plus judicieux de pondérer par l'effort que par l'aire de la région considérée (Quinn *et al.*, 1982), car ici la fréquentation d'une aire donnée ne se fait pas de façon homogène, certains sous-secteurs étant beaucoup plus exploités que d'autres.

Le calcul des  $C_{ijk}$  se fait de la façon suivante :

$$C_{ijk} = \frac{\sum P_{ijk}}{\sum F_{ijk}},$$

où pour une région donnée  $P_{ijk}$  représentera pour l'année  $i$ , le métier  $j$ , la prise du mois  $K$ . Le programme informatique utilisé est extrait de Laurec et Fonteneau (1979).

Notons que d'autres modèles sont concevables (Gavaris, 1980) dans l'étude des strates spatio-temporelles des statistiques de débarquement.

### Conditions d'application du modèle

Le problème dual qui est posé d'emblée entre la somme des informations que l'on souhaite acquérir et leurs degrés de précision, définit une des principales contraintes d'utilisation des techniques de désaisonnalisation. En effet, l'interprétation des résultats obtenus est étroitement liée à la rigidité d'un ensemble d'hypothèses supposant la constance de facteurs comme :

- la capturabilité et ses composantes (Laurec, Le Guen, 1981);
- la puissance de pêche relative de chaque catégorie de bateaux;
- le taux des rejets.

Si la quantité d'information augmente avec l'étude de longues séries de données spatio-temporelles, on comprend aisément qu'en contrepartie le corps d'hypothèses déjà cité subisse des altérations qui auront des répercussions évidentes sur la qualité des informations recueillies.

Réciproquement, pour une durée d'étude moindre, il y aura peu de chances que les hypothèses soient mises à défaut, mais la quantité d'information sera quant à elle limitée. Tout réside donc dans le choix d'une fenêtre d'observation adéquate (de 1975 à 1980 dans la présente étude), dans laquelle on estime que les fluctua-

tions de ces paramètres, qu'il serait illusoire de nier, ne sont pas de nature à fausser les estimations recherchées. Nous ne reviendrons pas sur le problème important de la pondération et de l'indépendance des résidus, dont une étude détaillée a été faite par Laurec et Fonteneau (1979). Comment ces facteurs peuvent-ils varier ?

### Variation dans la rythmicité des facteurs abiotiques de l'écosystème entraînant des perturbations

— dans la périodicité des migrations; les poissons peuvent quitter l'aire exploitée avec un retard (ou *vice versa*), ce qui affecte l'accessibilité;

— dans le comportement du poisson au sein même de la zone chalutée (prise de nourriture, modifications de la répartition spatiale, taille des bancs, etc.), donc sa vulnérabilité.

### Modifications voulues par le pêcheur (efficience)

— à court terme par une modification du train de pêche : en fonction du substrat, changement d'espèces cibles ou même de sous-région;

— à long terme, fréquentation de zones moins éloignées que par le passé pour des raisons économiques (coût du carburant, etc.).

### Modifications des puissances de pêches relatives

La modernisation peut s'effectuer plus rapidement pour un métier que pour un autre (à Concarneau les nouveaux bateaux entrent dans la 3<sup>e</sup> classe), altérant ainsi les puissances relatives de pêche.

### Modification du taux et de la taille des rejets

L'intérêt croissant pour l'espèce peut amener à la rechercher davantage, et par la suite à la création d'un marché sur des catégories de tailles habituellement rejetées.

### Indices de concentrations

Cet indice (Gulland, 1956; Calkins, 1963) se définit comme étant le rapport de la c.p.u.e. moyenne sur l'ensemble des zones à la moyenne des c.p.u.e. de chacune d'entre elles.

Sa formulation sera ici pour  $p$  zones :

$$\frac{\sum_{k=1}^p P_{ijk}}{\sum_{k=1}^p F_{ijk}} \times \left( \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p \frac{P_{ijk}}{F_{ijk}} \right)^{-1}$$

S'il est supérieur à 1, cela signifiera qu'il y a un regroupement de l'effort de pêche dans les zones à fortes abondances, inférieur à 1 si au contraire ce sont les secteurs de faibles abondances qui sont les plus chalutés, et enfin égal à 1 si l'effort est distribué indépendamment des densités locales. Nous avons remplacé le dénominateur par l'indice annuel  $M_i$  obtenu par la désaisonnalisation (Laurec, comm. pers.); comme le numérateur, à la différence de ce dernier, tient compte de l'effet « métier », nous l'avons corrigé en le divisant

par le coefficient puissance de pêche du métier correspondant ( $P_j$ ) d'où :

$$\frac{\sum_{k=1}^p P_{ijk}}{\sum_{k=1}^p F_{ijk}} \times \frac{1}{P_j} \times (M_i)^{-1}$$

Cet indice nous paraît plus valable que celui proposé par Rotschild et Robson (1972) qui, à partir de l'état d'égalité entre les 2 c.p.u.e., démontrent que l'on peut aboutir à la somme du produit des écarts entre la c.p.u.e. et l'effort. Ce terme se transforme après réduction par les écarts-types correspondants, en coefficient de corrélation de Bravais-Pearson. Or cela implique que la relation entre les deux variables soit linéaire, et surtout que leur distribution soit normale, ce qui est peu envisageable en regard des variables étudiées. Dans le même ordre d'idée, l'emploi du coefficient de corrélation de rangs de Spearman semble plus adéquat (Fonteneau, 1978).

RÉSULTATS

Dans un premier temps la désaisonnalisation a été appliquée globalement sur les zones définies avec comme pondération 0 ou 1 (premier cas défini précédemment) de janvier 1975 à décembre 1980.

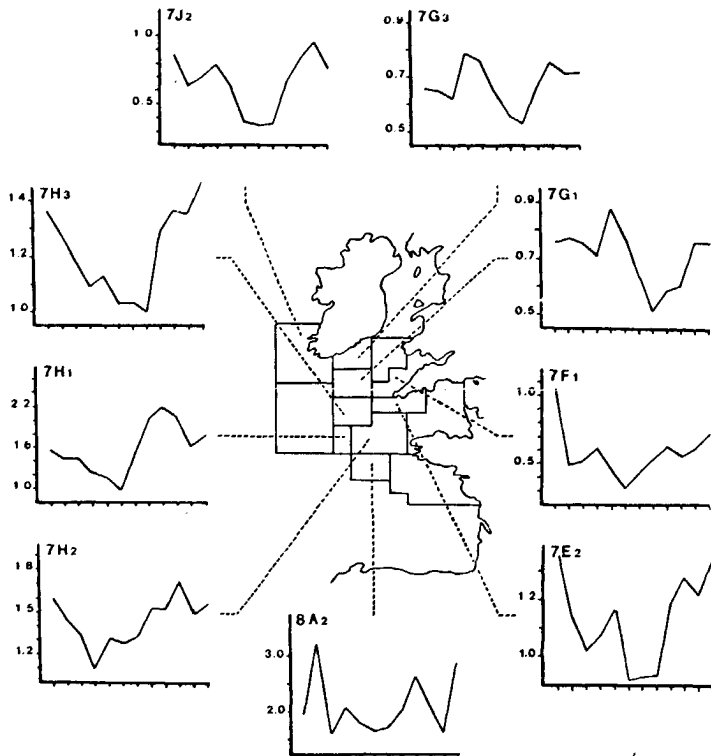


Figure 1  
Facteurs mensuels ( $Q_k$ ) pour l'ensemble des zones, exprimés en unités relatives pour une pondération ( $W_{ijk}$ ) égale à 0 ou 1 selon les cas. Les mois de janvier à décembre sont représentés en abscisse.  
Monthly factors ( $Q_k$ ) for all zones, expressed in relative units with a ponderation ( $W_{ijk}$ ) equal to 0 or 1. Months from January to December are indicated on X axis.

Tableau 2

Désaisonnalisation des c.p.u.e. mensuelles des chalutiers concarnois pour les métiers 3 et 4 de janvier 1975 à décembre 1980 (pondération 0 ou 1).

De-seasonalizing of monthly c.p.u.e. (\*) of Concarneau trawlers (specifications 3 and 4), January 1975-December 1980 (ponderation 0 or 1). (\*) Catch per unit effort.

Période	1.1.75 au 31.12.80	
Zones	7E2, 7F1, 7G1, 7G3, 7H1, 7H2, 7H3, 7J2, 8A2	
Pondération	0 ou 1	
Puissances de pêche relatives		
Métier 3	0,83	
Métier 4	1,20	
Variance logarithmique	0,03	
Facteurs mensuels par strates		
Variance logarithmique	0,23	
Indices annuels d'abondance		
1975	1976	1977
25,95	25,68	28,63
1978	1979	1980
32,70	42,37	47,66
Variance logarithmique	0,06	

Puissance de pêche (tab. 2)

La plus grande puissance de pêche du métier 4 n'est peut-être due qu'à la méthode de calcul de l'effort, qui ici est exprimé en jours de mer x 100 chevaux. Ce dernier facteur « pénalisant » plus le métier 3 que le métier 4 (environ 800 cv contre 600 cv).

Facteurs mensuels par strates (fig. 1)

Bien que la différence de comportements des chaluts selon le type de substrat entraîne des modifications selon les zones et que la recherche des espèces-cibles accentue ces modifications, on peut penser que le gradient décroissant de biomasse de lottes que l'on observe depuis le Sud vers le Nord reste qualitativement valable.

A cette tendance s'ajoute une discrimination entre les zones côtières à 2 pics d'abondance (avril-mai et octobre-novembre) et celles plus au large, plus profondes, où ne s'en révèle qu'un seul (septembre-octobre).

La période de ponte de *Lophius piscatorius* semble s'étendre de mars à octobre, celle de *L. budegassa* de mai à octobre (Gaertner, non publié); elles correspondraient au premier pic. Le deuxième pic serait alors assimilable au recrutement.

Indices annuels d'abondance (tab. 2)

On observe une forte augmentation qui débute en 1978. Elle sera discutée par la suite; les c.p.u.e. sont en kg/jour de mer x 100 cv.

A partir de cette première analyse nous avons apporté les modifications suivantes :

— Remplacement de l'année calendaire par une année biologique qui débutera en septembre, date du recrutement présumé, afin de mieux cerner les effets de ce dernier. Les données estimées de septembre 1974 à décembre 1974, puis de janvier 1981 à août 1981, sont calculées respectivement à partir de janvier 1975 à août 1975 pour la première année biologique, et de septembre 1980 à décembre 1980 pour la seconde.

— Traitement séparé des zones centrales à un maximum d'abondance (7 H<sub>1</sub>, 7 H<sub>2</sub>, 7 H<sub>3</sub>, 8 A<sub>2</sub>) d'une part,

Tableau 3

Désaisonnalisation des c.p.u.e. mensuelles des chalutiers concarnois pour les métiers 3 et 4 de septembre 1974 à août 1981. Comparaison de la pondération 0 ou 1 et 0 ou effort pour 7 E<sub>2</sub>, 7 F<sub>1</sub>, 7 G<sub>1</sub>, 7 G<sub>3</sub>, 7 J<sub>2</sub>, d'une part; 7 H<sub>1</sub>, 7 H<sub>2</sub>, 7 H<sub>3</sub>, 8 A<sub>2</sub> d'autre part.

*De-seasonalizing of monthly c.p.u.e. of Concarneau trawlers (specifications 3 and 4). September 1975-August 1981. Comparison of ponderation 0 or 1 or effort for 7 E<sub>2</sub>, 7 F<sub>1</sub>, 7 G<sub>1</sub>, 7 G<sub>3</sub>, 7 J<sub>2</sub>; and 7 H<sub>1</sub>, 7 H<sub>2</sub>, 7 H<sub>3</sub>, 8 A<sub>2</sub>.*

Période	1.9.74 au 31.8.81 (voir explications dans le texte)			
	7F <sub>2</sub> , 7F <sub>1</sub> , 7G <sub>1</sub> , 7G <sub>3</sub> , 7J <sub>2</sub>		7H <sub>1</sub> , 7H <sub>2</sub> , 7H <sub>3</sub> , 8A <sub>2</sub>	
Zones				
Pondération	0 ou 1	0 ou F	0 ou 1	0 ou F
Puissances de pêche relatives				
Métier 3	0,83	0,82	0,84	0,82
Métier 4	1,21	1,22	1,19	1,21
Variance logarithmique	0,03	0,04	0,03	0,04
Facteurs mensuels par strates (voir figure)				
Variance logarithmique	0,10	0,11	0,06	0,06
Indices annuels d'abondance				
Année « biologique »				
1974-1975	17,94	18,05	38,89	40,17
1975-1976	18,97	19,55	37,90	38,97
1976-1977	20,53	19,42	39,78	39,19
1977-1978	22,06	21,76	46,20	44,44
1978-1979	27,83	28,31	58,52	57,31
1979-1980	31,38	32,87	75,36	76,31
1980-1981	34,82	36,63	89,22	89,20
Variance logarithmique	0,06	0,07	0,10	0,10

et des zones côtières à deux pics (7 E<sub>2</sub>, 7 F<sub>1</sub>, 7 G<sub>1</sub>, 7 G<sub>3</sub>, 7 J<sub>2</sub>) d'autre part.

— Comparaison de l'efficacité de la pondération  $W_{ijk}$  sous les deux options préalablement définies.

Quels que soient le type de pondération choisi et les zones étudiées, les puissances de pêche des deux catégories restent stables, confirmant la robustesse des estimations obtenues précédemment (tab. 3). L'effet de la pondération « effort vrai » se confine à un lissage des facteurs mensuels obtenus par la première méthode (un ou zéro; fig. 2). L'axe des x varie ici de septembre à août, et non de janvier à décembre comme dans la figure 1.

L'évolution de l'indice annuel apparent est indépendant du système choisi pour la pondération. En ce qui concerne le traitement séparé des deux groupes spatiaux, si on retrouve bien l'importance de 1978 dans la hausse, les indices des zones centrales paraissent plus élevées que ceux des zones côtières (tab. 3). Cela renforce l'idée de l'existence d'un gradient d'abondance décroissant du Sud vers le Nord déjà évoquée.

### Étude des indices de concentration

Les indices de concentration du métier numéro 4 sont plus élevés que ceux du troisième (tab. 4), résultat identique à celui obtenu pour le calcul des coefficients « puissance de pêche » (p).

Ils sont peu différents de 1, ce qui nous indique que sur l'ensemble des prises (c.p.u.e. totale), l'hypothèse selon laquelle l'effort est distribué indépendamment des densités locales ne peut être rejetée.

Tableau 4

Indices de concentration de Gulland sur l'ensemble des prises. *Gulland concentration indices for total catches.*

Année	1975	1976	1977	1978	1979	1980
Métier 3						
$P_3 = 0,82$						
$\sum C / \sum F$	24,20	20,50	24,29	28,57	40,07	45,39
$\sum C / (\sum F \times P)$	29,51	25,00	29,62	34,85	48,87	55,35
$M_3$	26,25	26,01	27,53	31,91	42,22	49,11
I Gulland	1,12	0,96	1,08	1,09	1,16	1,13
Métier 4						
$P_4 = 1,22$						
$\sum C / \sum F$	38,06	39,90	38,86	47,16	59,70	72,60
$\sum C / (\sum F \times P)$	31,20	32,70	31,85	38,65	48,93	59,51
$M_4$	26,25	26,01	27,53	31,91	42,22	49,11
I Gulland	1,19	1,26	1,16	1,21	1,16	1,21

### Étude des c.p.u.e. d'une catégorie commerciale

En criée de Concarneau, des captures sont fractionnées en catégories commerciales selon leurs poids individuel (tab. 5). Connaissant partiellement la structure démographique du stock exploité (fig. 3) nous en déduisons que la catégorie numéro 5 participe activement au recrutement, d'où l'intérêt de désaisonnaliser les cohortes la constituant.

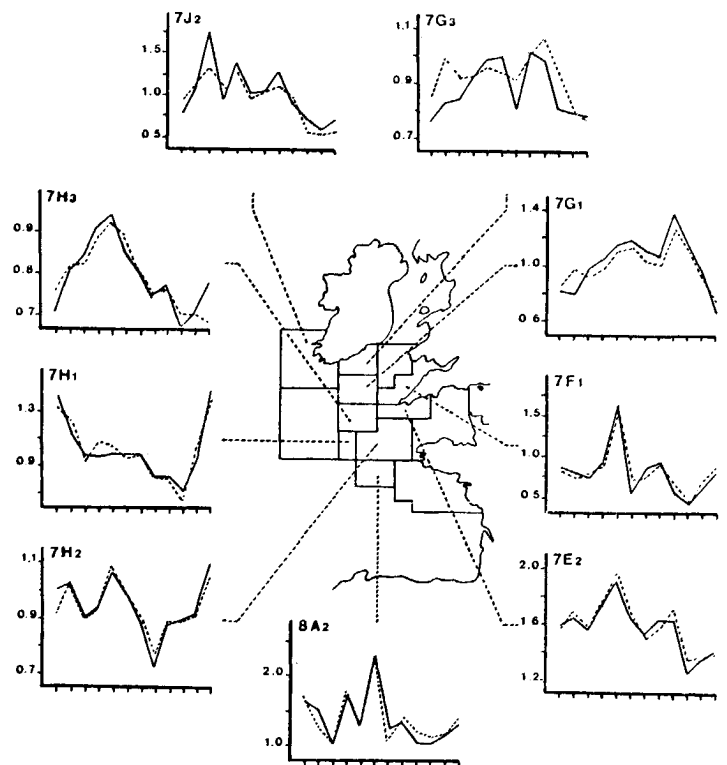


Figure 2

Facteurs mensuels ( $Q_k$ ) en unités relatives pour les zones; Trévoise nord Bishop (7 F<sub>1</sub>), sud-ouest Irlande (7 J<sub>2</sub>), Cockburn-Labadie (7 G<sub>1</sub>), sud Irlande (7 G<sub>3</sub>), sud Bishop (7 E<sub>2</sub>) d'une part; Petite Sole (7 H<sub>1</sub>), Shamrock (7 H<sub>2</sub>), Jones-Melville (7 H<sub>3</sub>), La Chapelle (8 A<sub>2</sub>) d'autre part. A la différence de la figure 1, l'axe des abscisses varie ici de septembre à août. L'effet dû à la pondération 0 ou 1 est en trait continu, celui du au cas : 0 ou effort vrai en pointillés.

*Monthly factors ( $Q_k$ ) in relative units for the following zones: Trévoise-North Bishop (7 F<sub>1</sub>); south-west Ireland (7 J<sub>2</sub>); Cockburn-Labadie (7 G<sub>1</sub>); south Ireland (7 G<sub>3</sub>); south Bishop (7 E<sub>2</sub>); and Petite Sole (7 H<sub>1</sub>); Shamrock (7 H<sub>2</sub>); Jones-Melville (7 H<sub>3</sub>); La Chapelle (8 A<sub>2</sub>). X axis here covers the months from September to August. Effect of ponderation 0 or 1 is represented by a continuous line; ponderation 0 or real effort by a dotted line.*

Tableau 5

Stratification commerciale des lottes en criée de Concarneau selon leur poids individuel.

Repartition, by weight of individuals, of monk (anglerfish) marketed at Concarneau.

Catégories commerciales	Poids individuel (kg)
Très grosses	+ de 10
1	6 à 10
2	3 à 6
3	1 à 3
4	0,5 à 1
5	— de 0,5

Les données communiquées par Y. Morizur pour les zones 7 H, 7 G, 7 F s'étalent de septembre 1974 à août 1981.

### Puissances de pêche

Une légère accentuation de l'écart entre les deux métiers est observable (tab. 6), sans que l'on puisse affirmer qu'elle diffère significativement du résultat obtenu sur l'ensemble des prises.

### Facteurs mensuels par strates

La zone la plus riche en petites lottes est 7 H, ce qui nous porte à considérer que le recrutement se fait à partir de ce secteur. Hormis à 7 G où il n'y a pas de baisse en avril-mai (fig. 4), les fluctuations saisonnières des trois zones sont malgré tout assez similaires.

Il est difficile de relier les maximums au seul recrutement. En effet, surtout pour *L. budegassa*, cette catégorie commerciale comprend non seulement des juvéniles, mais aussi des individus matures; cela rend donc incertaine l'interprétation que l'on peut tirer de ces figures.

### Indices annuels d'abondance

Par contre, et cela nous paraît être le point le plus intéressant, un très net accroissement de la c.p.u.e. annuelle apparaît (tab. 6). Entre 1974-1975 et 1980-1981, cet indice est multiplié par un facteur 20. On voit aisément l'impact que peut avoir l'augmentation de l'abondance apparente des petites lottes sur l'indice global, toutes catégories confondues.

### Indices de concentration sur la catégorie commerciale n° 5

Les calculs des indices annuels d'abondance apparente étant effectués sur l'année biologique (septembre-août) les années 1974-1975 et 1980-1981 ne peuvent pas être retenues, car les mois de 1974 et ceux de 1981 correspondent dans notre modèle à des données manquantes, d'où l'impossibilité de calculer le numérateur (ou premier terme du produit selon notre présentation). L'indice, déjà élevé en 1975-1976 (tab. 7), constitue sa progression les années suivantes, ce qui démontre que

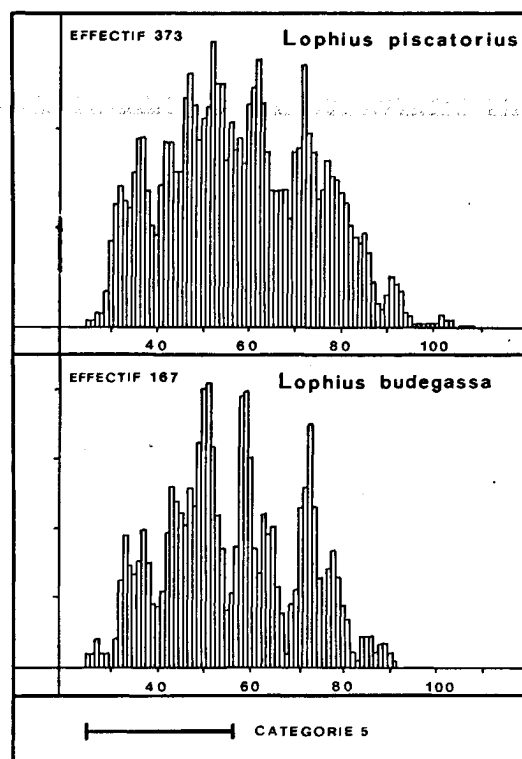


Figure 3

Histogrammes des fréquences de taille en centimètres, pour les deux espèces de baudroies. Échantillons provenant des zones 7 H<sub>1</sub> et 7 H<sub>2</sub> au mois de janvier 1981. Intervalle de taille approximatif de la catégorie commerciale numéro 5 en dessous.

Frequency histograms by length in centimetres for the two anglerfish species studied. Samples from zones 7 H<sub>1</sub> and 7 H<sub>2</sub> in January 1981. Size-range for commercial category 5 indicated below.

l'effort de pêche se concentre dans les zones de forte abondance des petites lottes. Doit-on considérer que la similitude entre la poussée des c.p.u.e. et celle enregistrée pour l'indice de Gulland est aléatoire, ou bien au contraire qu'elles sont liées? S'il semble que le tri se fasse de plus en plus « serré », et donc que le taux de rejets diminue (Du Buit, comm. pers.), suffit-il à lui seul pour expliquer cette incrémentation? Cela ne nous

Tableau 6

Désaisonnalisation des c.p.u.e. mensuelles de la catégorie commerciale numéro 5 pour les chalutiers de Concarneau (métiers 3 et 4) de septembre 1974 à août 1981 : pondération 0 à 1.

De-seasonalizing of monthly c.p.u.e. of commercial category 5 for Concarneau trawlers (specifications 3 and 4), September 1974-August 1981: ponderation 0 or 1.

Catégorie commerciale n° 5				
Zones 7F, G, H				
Période 1 <sup>er</sup> septembre 1974 au 31 août 1981				
Effort 0 ou 1				
Puissances de pêche relatives				
Catégorie 3				0,77
Catégorie 4				1,29
Variance logarithmique				
				0,07
Facteurs mensuels				
Variance logarithmique				
				0,33
Indices annuels d'abondance				
1974-1975	1975-1976	1976-1977	1977-1978	
0,97	1,36	3,13	4,20	
1978-1979	1979-1980	1980-1981		
5,43	11,02	21,96		
Variance logarithmique				
				1,03

permet pas de conclure, mais seulement de construire des schémas d'évolution possibles que nous allons discuter.

DISCUSSION GÉNÉRALE

Nous avons vu que l'interprétation des résultats obtenus est étroitement dépendante du degré de rigidité du corps d'hypothèses que le modèle utilisé requiert. A cet effet, si on considère que capturabilité, puissance de pêche relative et importance des rejets, sont des constantes ou du moins des variables sans tendances, on analysera l'augmentation de l'indice d'abondance apparente comme un élément cognitif sur l'évolution de la densité globale des lottes. De là ressort toute l'importance de la catégorie numéro 5, qui a un poids considérable dans l'augmentation des c.p.u.e. totales.

Il est plus difficile de savoir si cette modification est due à l'une des deux espèces ou aux lieux. Une zone comme 7 E<sub>2</sub>, pour laquelle les pêcheurs de Guilvinec observent, surtout depuis 1979, des captures de baudroies plus élevées que par le passé, semble pauvre en *L. budegassa*, auquel cas se serait uniquement la biomasse de *L. piscatorius* qui aurait changé; mais nos observations faites en mars 1981 à bord du Francis-Anne (capitaine C. Gouzien) sur la proportion entre les deux espèces, sont trop limitées dans le temps pour confirmer cette éventualité. Une remontée de la première espèce, qui est plus méridionale et plus profonde que *L. piscatorius* (Guillou, Njock, 1978), vers des secteurs moins profonds, donc ici vers le Nord, est aussi une possibilité envisageable.

Tableau 7

Indices de concentration de Gulland pour la catégorie commerciale numéro 5.

Gulland concentration indices for commercial category 5.

Année	1979-198				
	1975-1976	1976-1977	1977-1978	1978-1979	1979
<b>Métier 3</b>					
$P_3 = 0,77$					
$\sum C / \sum F$	1,29	3,10	5,76	8,72	13,76
$\sum C / (\sum F \times P)$	1,68	4,03	7,48	11,32	17,87
$M_1$	1,36	3,13	4,20	5,43	11,02
I Gulland	1,24	1,29	1,78	2,08	1,62
<b>Métier 4</b>					
$P_4 = 1,29$					
$\sum C / \sum F$	2,48	6,21	11,73	14,24	28,93
$\sum C / (\sum F \times P)$	1,92	4,81	9,09	11,04	22,43
$M_1$	1,36	3,13	4,2	5,43	11,02
I Gulland	1,41	1,54	2,16	2,03	2,04

Quelles seraient alors les causes de tels bouleversements, dans la mesure où les lois classiques de la dynamique des populations ne paraissent pas apporter de solutions (il ne semble pas que l'effort total exercé sur le plateau celtique ait été modifié de façon notable au cours de la période étudiée)?

On peut ainsi chercher au niveau du biotope lui-même quels seraient les paramètres physico-chimiques dont les perturbations pourraient être susceptibles d'entraîner de pareilles modifications de l'écosystème.

Dès 1975, Southward *et al.* signalent que la baisse des captures de merlus (*Merluccius merluccius*) au profit de celles de morues (*Gadus callarias*) et d'églefins (*Melanogrammus aeglefinus*), sont en corrélation avec la température de surface. En plus de ces tendances, un rythme de 10-11 ans affectant ces variables a été mis en évidence. Cela pose un problème intéressant que nous ne pouvons pas résoudre ici, les données recueillies à l'ISTPM de Lorient sur le port de Concarneau ne commençant qu'en 1975.

Ce refroidissement des eaux de la Manche, décrit par Southward (1980) sous le nom de cycle de Russell, a provoqué le remplacement à partir de 1964 de la communauté planctonique formée par le chaetognathe *Sagitta setosa* — œufs de sardine (*Sardina pilchardus*) —, par celle formée par *Sagitta elegans* — œufs de maquereau (*Scomber scombrus*) — dont les affinités pour les eaux plus froides sont bien connues. Il semble qu'excepté pour le hareng (*Clupea harengus*), remplacé par le maquereau, l'écosystème de ce secteur soit retourné à un état comparable à celui qui fut le sien vers 1920. Il est donc fort possible que ces changements aient affecté la biomasse des lottes, car dès 1965 cet auteur note une augmentation du nombre de post-larves de poissons démersaux et, plus récemment (1979), des espèces comme *Trisopterus esmarki* et *Micromesistus poutassou* sont observées pour la première fois au large de Plymouth, ce qui confirme les modifications dans la répartition géographique des espèces.

Or ce phénomène ne se limite pas à la Manche car au niveau de la mer Celtique, l'influence croissante des eaux de la première mer peut être démontrée à plusieurs niveaux :

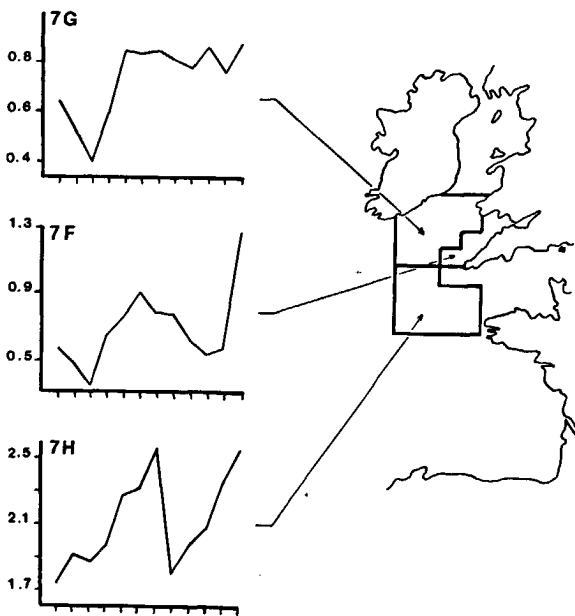


Figure 4  
Facteurs mensuels ( $Q_d$ ) de la catégorie commerciale numéro 5, exprimés en unités relatives pour les zones 7 F, 7 G, 7 H (pondération 0 ou 1). Les mois de septembre à août sont représentés en abscisse.  
Monthly factors ( $Q_d$ ) for commercial category 5, expressed in relative units for zones 7 F, 7 G, 7 H (ponderation 0 or 1). Months from September to August are indicated on X axis.

— pour le plancton, par l'étude comparative entre les œufs de sardines et ceux de maquereau (Southward, Mck Bary, 1980) dont les résultats sont analogues à ceux obtenus en Manche;

— par la présence d'espèces nouvelles comme *T. esmarki* et *M. poutassou* rencontrées dans le régime alimentaire des lottes pêchées au large de Penmarc'h (Gaertner non publié);

— au niveau des communautés benthiques, dont une des manifestations les plus spectaculaires concerne le retour des herbiers de zostères (*Zostera marina*), notamment celui du Golfe du Morbihan, dans un état semblable au sien dans les années 1920 (Glemarec, 1979).

Cet auteur montrerait que cette périodicité « séculaire » serait un multiple de cycles undécennaux des moyennes annuelles du nombre de taches solaires.

Ce dernier point nous inciterait à pencher pour l'hypothèse selon laquelle la « septentrionalisation » aurait provoqué une remontée vers le Nord de *L. budegassa*. Nous aurions là une explication plausible aux questions soulevées par Wheeler *et al.* (1974), qui estiment que son absence dans la répertorisation des poissons des eaux britanniques, est plus liée à la confusion entre les deux espèces faites par beaucoup d'auteurs qu'à son absence physique dans ces eaux. Bien que ces auteurs s'appuient sur la présence de *L. budegassa* dans les collections du British Museum, récoltées en 1878 et en 1928, et qu'aucun doute n'existe sur la confusion qui régna par le passé entre les 2 espèces, l'absence d'observation dénotant la présence de *L. budegassa* au milieu du siècle ne pourrait-elle pas au contraire renforcer notre hypothèse? Fitzmaurice (1976) la confirme, par ailleurs, comme nouvelle dans les eaux du sud-ouest de l'Irlande, beaucoup plus côtière cependant par rapport aux précédentes citations.

Nous ne devons pas pour autant exclure d'éventuels effets additifs à cette possibilité, comme une augmentation de la densité de *L. piscatorius* ou comme une recherche plus efficace que par le passé des deux espèces de lottes, dans des zones moins fréquentées auparavant comme le sud de la mer celtique.

Au niveau de la composante mensuelle, le premier pic paraît traduire une élévation de la capturabilité causée par la formation de concentrations de géniteurs.

Nous confirmons les observations faites à ce sujet pour *L. budegassa* dans le sud ouest de Penmarc'h par Guilou et Njock (1978).

L'étude sur la catégorie commerciale numéro 5, très intéressante pour l'évolution des indices annuels, n'a pas apporté suffisamment de renseignements, si ce n'est sur le plan de la localisation des zones à fortes et faibles densités de juvéniles, pour assigner au deuxième pic une phase de recrutement.

## CONCLUSION

Cette étude a permis de discriminer la tendance annuelle des effets mensuels mais sur les deux espèces mélangées. L'augmentation des c.p.u.e. globales est en grande partie liée à celle de la catégorie commerciale dans laquelle sont répertoriés les plus petits individus. Si ce phénomène apparaît comme l'une des conséquences des bouleversements des paramètres physico-chimiques du milieu, il est plus difficile de connaître d'une part :

— dans quelle mesure l'accroissement des valeurs indiciaires d'abondance apparente traduit uniquement une élévation de l'abondance réelle des lottes, sans qu'interviennent des variations de la capturabilité, de l'efficacité, des puissances de pêche relatives, du taux des rejets;

et d'autre part, si cela concerne une seule des deux espèces ou les deux.

Il est intéressant de noter qu'au niveau de l'écosystème, une augmentation de l'abondance réelle des baudroies, du fait de leur régime alimentaire ichtyophage, aurait des répercussions sur la mortalité naturelle des espèces proies et sur celle des compétiteurs. A ce propos, remarquons que sur l'aire étudiée les deux espèces occupent des niches écologiques très voisines; l'augmentation de l'abondance de l'une pourrait se faire au détriment de l'autre.

Espèces commercialement intéressantes, premières en poids et en valeur pour les ports du Guilvinec et de Concarneau (Gaertner, sous presse), elles suscitent de plus en plus d'intérêt et pourraient donc connaître une augmentation de l'effort de pêche qui leur est appliqué. Sans pour autant s'alarmer, le problème serait alors de savoir, tant que la nouvelle phase climacique ne sera pas atteinte, si la fragilité transitoire du stock supporterait une telle pression.

## Remerciements

Il nous est agréable de remercier le personnel de l'ISTPM de Lorient qui nous a permis d'utiliser ces données, les membres du GSG de Brest qui ont bien voulu s'intéresser à cette étude, notamment Alain Laurec (CNEXO), Renaud Pianet (ORSTOM), Jean-Yves Le Gall (CNEXO) ainsi que Monique Raguens (CNEXO), qui a effectué le traitement informatique des données sur l'IRIS 80 du COB (Centre Océanologique de Bretagne). La connaissance de la pêche concarnoise de Marie-Henriette Du Buit (Collège de France de Concarneau) nous a été très précieuse. Nos remerciements s'adressent également à Alain Fonteneau et à Alain Caverivière, chercheurs ORSTOM en fonction au CRODT de Dakar, qui ont relu ce manuscrit.



## RÉFÉRENCES

- Calkins T. P.**, 1963. An examination of fluctuations in the "Concentration index" of purse seiners and baitboats in the fishery for tropical tunas in the Eastern Pacific 1951-1961, *Inter-Am. Trop. Tuna. Comm., Bull.*, **6**, 3, 257-297 (en anglais); 298-316 (en espagnol).
- Charuau A., Morizur Y.**, 1981. Description et activités des flottilles françaises opérant en mer d'Irlande et en mer celtique, CIEM 1981/K, 35, 9 p.
- Fitzmaurice P.**, 1976. *Lophius budegassa* Spinola 1807 from Irish inshore waters, *Irish Nat., J.*, **18**, 9, 279-280.
- Fonteneau A.**, 1978. Analyse de l'effort de pêche des thoniers senneurs franco-ivoiro-sénégalais, *Cah. ORSTOM, Sér. Océanogr.*, **16**, 3-4, 285-307.
- Francis R. C.**, 1974. Effects of fishing modes on estimates of fishing power, relative abundance and surplus production in the Eastern Pacific yellowfin fishery, *Séminaire sur la dynamique des populations des Thonidés, Nantes, France, 1974, Rec. Doc. Sci. ICCAT* 190-193.
- Gaertner D.** (sous presse). Étude des débarquements de lottes et de leur importance économique dans la pêche chalutière démersale des ports de Bretagne sud, *La Pêche Maritime*.
- Gavaris S.**, 1980. Use of multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data, *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **37**, 2272-2275.
- Glémarec M.**, 1979. Les fluctuations temporelles des peuplements benthiques liées aux fluctuations climatiques, *Oceanol. Acta*, **2**, 3, 365-371.
- Guillou A., Njock J. C.**, 1978. Analyse des structures de la pêche dans les ports de la côte atlantique française de 1961 à 1975 et des incidences du chalutage sur les stocks des principales espèces concernées par cette activité dans les mers adjacentes, *Rev. Trav. Inst. Pêches Mar.*, **42**, 1 et 2, 17-164.
- Gulland J.**, 1956. On the fishing effort in English demersal fisheries, *Fish. Invest. Ser. 2*, **20**, 5, 41 p.
- Laurec A., Le Gall J. Y.**, 1975. Deseasonalizing of abundance index of a species. Application to the albacore (*Thunnus alalunga*) monthly catch per unit of effort (c.p.u.e.) by the Atlantic Japanese longline fishery, *Bull. Far. Seas. res. Lab.*, **12**, 145-169.
- Laurec A., Fonteneau A.**, 1979. Estimation de l'abondance d'une classe d'âge. Utilisation des c.p.u.e. de plusieurs engins en différentes zones et saisons, *Rec. Doc. Sci. ICCAT*, **8**, 1, 79-100.
- Laurec A., Le Guen J. C.**, 1981. Dynamique des populations marines exploitées. Tome I. Concepts et modèles, *CNEXO, Rapp. Sci. tech. n° 45*, 117 p.
- Quinn T. J., Hoag S. H., Southward G. M.**, 1982. Comparison of two methods of combining catch-per-unit-effort data from geographic regions, *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **39**, 837-846.
- Robson D. S.**, 1966. Estimation of the relative fishing power of individual ships, *Res. Bull. Int. Comm. NW Atlant. Fish.*, **3**, 5-14.
- Rotschild B. J., Robson D. S.**, 1972. The use of concentration indices in fisheries, *Fish. Bull.*, **70**, 511-513.
- Southward A. J.**, 1980. The western English Channel: an inconstant ecosystem?, *Nature*, **285**, 5764, 361-366.
- Southward A. J., Mck Bary B.**, 1980. Observations on the vertical distribution of eggs and larvae of mackerel and other teleosts in the Celtic Sea and on the sampling performance of different nets in relation to stock evaluation, *J. Mar. Biol. Assoc. UK*, **60**, 295-311.
- Southward A. J., Butler E. I., Pennycvick L.**, 1975. Recent cyclic changes in climate and in abundance of marine life, *Nature*, **253**, 5494, 714-717.
- Wheeler A., De Groot S. J., Nijssen H.**, 1974. The occurrence of a second species of *Lophius* in Northern European waters, *J. Mar. Biol. Assoc. UK*, **54**, 619-623.
- Yanez E.**, 1980. Étude comparée des pêches palangrières (1956 à 1977) et de surface (1969 à 1978) de l'albacore (*Thunnus albacares*, Bonnaterre, 1788) de l'Océan Atlantique, *Thèse 3<sup>e</sup> cycle, Univ. Bretagne Occidentale, Brest*, 150 p.