

Cette communication ne peut être citée sans autorisation préalable de l'auteur.-

Conseil International pour
l'Exploration de la Mer

C.M. 1982/K : 10
Cté des Mollusques et Crustacés

ESTIMATION DE LA MORTALITE POUR QUELQUES STOCKS
DE LANGOUSTINE, NEPHROPS NORVEGICUS

Yvon MORIZUR *

I.S.T.P.M. - 8, rue François-Toullec
56100 LORIENT (France)

Abstract -

Total mortalities were determined in several Nephrops stocks according to two methods using length distributions with growth parameters : Beverton and Holt's method, and Ssentongo and Larkin's method. We applied these two formulae in conditions which differ from those in which they were established. Therefore validity of methods was certified by simulated length distributions.

Apparent natural mortality values of 0.2-0.3 were obtained from length distributions of quasi-inexploited stocks. Real mortality differs from apparent mortality in effects of behaviour. Models used in Nephrops assessments are discussed.

Résumé -

La mortalité totale pour quelques stocks de langoustine Nephrops norvegicus a été déterminée à partir des distributions de fréquences de taille en utilisant les paramètres de la courbe de croissance. Pour ce faire nous avons employé deux formules différentes : celle de Beverton et Holt, et celle de Ssentongo et Larkin. Ces formules sont ici appliquées à des conditions différentes de celles qui avaient servi à les établir. Nous avons, à l'aide des distributions de fréquences de taille simulées, étudié l'efficacité de l'une et l'autre méthode dans les conditions présentes.

Ces méthodes appliquées à des distributions de fréquences de taille de stocks relativement inexploités (Ecosse, Islande, Danemark) nous laissent penser que la mortalité naturelle apparente est de l'ordre de 0,2 - 0,3. Il convient de différencier la mortalité apparente de la mortalité réelle à cause du comportement de la langoustine. Nous faisons quelques remarques sur les modèles utilisés pour la gestion des stocks de langoustine.

* Avec l'aide de Jean-Luc AVRILLA pour les graphiques.

INTRODUCTION -

La mortalité naturelle (M) est un paramètre biologique d'une importance capitale pour les études prévisionnelles sur les changements de maillages. Dans le cas de la langoustine, Nephrops norvegicus, ce paramètre fait actuellement l'objet de controverses. Selon Jones (1979), travaillant sur un stock de la côte Est de l'Ecosse, le coefficient instantané de mortalité naturelle ne dépasse pas la valeur de 0,18 et le passage au 70 mm serait bénéfique pour les pêcheries. Selon Conan et Morizur (1979), la mortalité naturelle pourrait s'élever à 0,6. Un passage au 70 mm serait alors néfaste pour la pêche. Einiksson (1976 ; 1979), en Islande, a supposé que M était égal à 0,2. Dans le rapport de l'ACFM (1) (Anon, 1981), on peut lire page 78 "Fairly good estimates of M are available for Nephrops stocks at Iceland of 0,2 and off the East coast of Scotland, again of 0,2". Il ne semble pas que le point de vue de l'ACFM soit objectif d'autant qu'on peut lire, dans la rédaction originale (1976) d'Einiksson, "trials with M ranging from 0.1-0.2 were made in various cohort analyses calculations, leading to a final choice of $M = 0.2$ and $M/K = 2.0$ for further stock assessments - a somewhat arbitrary choice". Enfin, Conan (1980), en perfectionnant le modèle de simulation de 1979, trouverait pour le Golfe de Gascogne un taux de mortalité naturelle de 0,45 pour les mâles et de 0,95 pour les femelles. Le présent article cherche à cerner la valeur de M chez les mâles uniquement et porte quelques jugements sur les modèles utilisés antérieurement pour fournir des estimations de M et de rendement.

MATERIEL ET METHODES -

1. Méthodes1.1 Principe et hypothèses

1.1.1. Principe :

X et L_{∞} sont les paramètres de la courbe de croissance selon le modèle de Von Bertalanffy. L_s est la taille moyenne à première sélection, L_m la taille moyenne dans les captures. Nous avons utilisé deux méthodes permettant de déterminer la mortalité totale (Z) à partir des paramètres précédents : la méthode de Beverton et Holt (1956) et celle de Ssentongo et Larkin (1973)

1) Advisory Committee on Fishery Management, Conseil International pour l'Exploration de la Mer, Copenhague, Danemark.

$$\text{Méthode de Beverton et Holt : } Z = \frac{K (L_{\infty} - L_m)}{(L_m - L_s)}$$

$$\text{Méthode de Ssentongo et Larkin : } Z = \left(\frac{n}{n+1} \right) \frac{K}{\text{LOG} \left(\frac{L_{\infty} - L_s}{L_{\infty} - L_m} \right)}, \text{ où}$$

LOG est le logarithme népérien, et $n/(n+1)$ un terme de correction pour population finie ($n =$ effectif de l'échantillon). Certaines distributions de fréquences de taille étant exprimées en fréquences relatives, nous avons préféré supprimer le terme de correction. Ceci est sans conséquences vu que n est grand.

1.1.2. Hypothèses :

Les méthodes que nous utilisons font appel à deux hypothèses :

1) la croissance suit le modèle de Von Bertalanffy, 2) la mortalité doit être constante. La première hypothèse suppose donc que K et L_{∞} , paramètres de croissance selon Von Bertalanffy soient les mêmes pour tous les animaux. De la seconde hypothèse il découle que la situation doit être à l'équilibre et que la capturabilité doit être constante indépendamment de l'âge ou de la taille des individus. Si ces hypothèses sont vérifiées, la taille moyenne dans les captures L_m peut être considérée comme une fonction des paramètres de croissance K et L_{∞} , de la taille moyenne à première sélection L_s , de la mortalité totale Z .

1.2. Paramètres de croissance

Les paramètres de croissance utilisés - mâles uniquement - sont exprimés différemment selon que la longueur est une longueur de carapace ou une longueur totale.

1.2.1. Longueur de carapace (L_c)

Nous avons donné aux paramètres de croissance les valeurs déjà utilisées par les groupes de travail du CIEI (Anon, 1977, 1980). Nous avons parfois attribué, en plus, une autre valeur à L_{∞} , cette valeur supplémentaire ne nous paraissant pas improbable au vu des longueurs maximales des distributions de fréquences de taille.

1.2.2. Longueur totale (L_t)

Dans les cas où les fréquences des distributions se rapportent à des longueurs totales, nous utilisons une longueur totale infinie dans les formules précédentes. Cette longueur totale infinie est obtenue à partir de la longueur de carapace

pace infinie (cf plus haut) au moyen de la formule de Symonds (1972) :
 $L_t = 3,020 L_c + 10,7$. Cette formule a également été utilisée pour des conversions par le Groupe de Travail du CIEM (Anon, 1977). La valeur du K qui sert à exprimer la croissance en longueur de carapace peut, dans le cas présent, être utilisée, étant donné l'isométrie existant entre L_t et L_c (Farmer, 1975).

1.3. Points de troncature (L_s) et détermination de la taille moyenne (L_m)

Nous avons choisi le point de troncature de sorte qu'il corresponde à une taille qui se situe dans les tailles correspondant à un taux de rétention asymptotique du chalut. Nous travaillons donc sur des tailles pleinement vulnérables si l'on excepte les effets de possibles phénomènes de comportement vis-à-vis de l'engin de pêche. Le point de troncature ou la longueur moyenne ont été corrigés selon le mode de regroupement des données en classes de tailles (longueurs ramenées soit au cm le plus proche, soit au cm inférieur le plus proche).

2. Validation des techniques utilisées

2.1. Les distributions simulées

Pour les obtenir nous avons utilisé la technique de simulations de Cran et Horizur (1979) légèrement modifiée de façon à prendre en compte la sélectivité par le tri. Les simulations ont été réalisées avec les paramètres déjà utilisés en 1979 pour les mâles. La capturabilité a été maintenue constante. Les données de sélectivité par le tri sont celles relatives à la Mer Celtique et extraites de Anon.(1979). Trois simulations ont été faites en utilisant une courbe de sélectivité de 60 mm présentant un coefficient de sélectivité de 0,5 et une pente de 0,043, et différents coefficients de mortalité comme indiqué dans le tableau 1. Une seconde série de simulations a été effectuée en utilisant des courbes de sélectivité en lame de couteau appliquées aux longueurs de carapace moyennes suivantes : 29 mm pour la sélectivité du chalut en 60 mm, 34 mm pour la sélectivité due au tri. Ces longueurs de carapace moyennes peuvent ne pas s'identifier aux longueurs correspondant aux points 50 %. Cette série de simulations s'explique par le fait que les formules que nous utilisons ont été, à l'origine, établies dans le cas de la sélectivité en lame de couteau.

2.2. Validation des méthodes

La formule de Beverton et Holt, et celle de Ssentongo et Larkin, ont été appliquées aux distributions simulées.

Les résultats sont compilés dans le tableau 1. Il en ressort que :

- 1) les résultats de Z obtenus par l'une et l'autre méthode sont très proches des valeurs de Z introduites lors des simulations.
- 2) il n'existe pas de différences notables dans les résultats selon le type de courbe de sélectivité simulé : en ogive ou en lame de couteau.
- 3) le point de troncature (L_s) peut être choisi librement pourvu qu'il corresponde à une taille pleinement retenue par le chalut. Toutefois, dans le cas d'une simulation d'un Z faible ($Z = 0,3$), nous obtenons une légère surestimation de Z d'autant plus grande que L_s est élevé. Cette surestimation s'explique aisément par le fait que la population simulée n'était pas encore totalement anéantie à l'arrêt de la simulation. En interrompant la simulation (19 ans de longévité dans le cas simulé présent) avant l'anéantissement de la population, nous avons considéré qu'il n'y avait pas de survivants. De ce fait nous avons surestimé Z .
- 4) en tenant compte des sélectivités réelles, il est préférable d'utiliser la méthode de Ssentongo et Larkin pour les fortes valeurs de Z (0,5), et celle de Beverton et Holt pour des valeurs plus faibles.
- 5) les hypothèses sur la croissance ne sont pas préjudiciables à l'utilisation de ces méthodes pour la langoustine. En effet, nous avons simulé une croissance par paliers (saes) combinée à une hétérogénéité de croissance. L'autre hypothèse de départ a peut-être des conséquences plus graves mais nous ne pouvons pas le vérifier.
- 6) les méthodes utilisées divergent entre elles, pour les conditions étudiées, par un écart systématique de 0,05 indépendamment de la valeur de Z . Cet écart, qui est une fonction de K , peut être déterminé mathématiquement (voir annexe).

2.3. Effets d'un regroupement des classes de taille

Un regroupement des classes de taille conduit à sous-estimer la mortalité. Dans les cas étudiés, synthétisés dans le tableau 2, l'utilisation d'un intervalle de classe de 5 mm conduit à une sous-estimation de 3 à 13 % comme indiqué dans le tableau 2. Le pourcentage d'erreur augmente avec le coefficient de mortalité totale Z . Le biais provient de ce que, dans les classes de taille, les tailles moyennes ne sont pas égales aux tailles centrales utilisées dans les calculs. Une correction est cependant toujours possible.

La méthode que nous utilisons pour déterminer la mortalité totale nous paraît être une méthode robuste. Elle présente l'avantage, sur d'autres méthodes, d'être simple et rapide.

3. Matériel -

Les distributions de fréquences de taille des mâles, que nous utilisons, sont des distributions observées et rapportées dans la bibliographie. Ces distributions concernent des stocks relativement inexploités et des stocks plus exploités. Le lieu géographique et la source bibliographique sont portés dans le tableau 3. Les distributions sont exprimées soit en longueur totale soit en longueur de carapace, avec un intervalle de classe de 1 mm, 2 mm ou 5 mm.

RESULTATS

1) Stocks relativement inexploités

Les résultats figurent dans le tableau 3. La méthode de Beverton et Holt est, dans le cas présent, la plus appropriée. Si on utilise pour paramètre de croissance les valeurs utilisées par le CIEB, on obtient des taux de mortalité totale et, donc, de mortalité naturelle de l'ordre de 0,3 excepté pour Firth of Clyde et Inner Minch où elle serait de l'ordre de 0,2. Si l'on se réfère aux longueurs maximales des distributions de fréquences de taille, les valeurs de L_{∞} utilisées par les groupes de travail du CIEB ne semblent pas pouvoir s'appliquer à certains stocks. Ainsi, pour l'East of Shetlands, nous avons jugé utile d'employer un L_{∞} de 60 mm qui nous conduit à une mortalité de 0,1. Pour l'Islande, nous avons, en plus de la valeur 80 mm reconnue par le CIEB, utilisé un L_{∞} de 75 mm qui nous apparaît tout aussi vraisemblable au vu des longueurs maximales. Nous obtenons alors pour l'Islande des valeurs de Z se rapprochant de 0,2.

Il nous semble donc préférable d'attribuer comme valeur de mortalité naturelle :

- 0,3 pour l'Ecosse (Firth of Forth, Inner Minch, East of Shetlands)
- 0,25 à 0,3 pour l'Islande
- 0,2 pour le Danemark et l'Ecosse (Monay Firth ; North Shields).

2) Stocks plus exploités

Les résultats sont rassemblés dans le tableau 4. En Mer Celtique la mortalité totale serait actuellement de l'ordre de 0,7. Dans le Firth of Forth en Ecosse, elle serait de 0,4. En Islande elle serait de l'ordre de 0,5 à 0,6. Quant au Golfe de Gascogne, les deux distributions de fréquences de taille utilisées conduisent à des résultats nettement différents (1,10 et 0,70).

DISCUSSION -

Les valeurs de mortalité totale doivent être sous-estimées. Ceci tient au fait que les situations étudiées ne sont pas, le plus souvent, à l'équilibre à cause d'une tendance croissante de l'effort ou des mailages. Cette sous-estimation est d'autant plus grande que l'exploitation est intense. De plus, le fait d'utiliser, dans certains cas, des distributions à large intervalle de classe contribue également à sous-estimer la valeur de mortalité totale. Le biais dû aux situations de transition n'affecte que peu l'estimation de mortalité totale des stocks quasi-inexploités et donc l'estimation de mortalité naturelle. En ce qui concerne le Golfe de Gascogne, un coefficient de mortalité totale de 1,10 donnerait, avec un coefficient de mortalité naturelle de 0,30, un taux d'exploitation de 0,7. Un tel taux d'exploitation reste plausible si l'on se réfère aux rapports des Groupes de travail CIEA (Anon., 1977 ; 1979). Conan (1980), à partir des distributions de fréquences de Charvau utilisées par les groupes de travail CIEA, trouve des valeurs de mortalité totale de 1 pour la Mer Celtique et de $1,35 \pm 0,25$ pour le Golfe de Gascogne. Esperandieu (1980) à partir de la distribution qu'il obtient trouve un coefficient de mortalité totale de $0,67 \pm 0,38$ (au seuil de sécurité de 95 %) pour le Golfe de Gascogne. Il s'avère nécessaire d'étudier de plus près la manière dont a été réalisé l'échantillonnage pour le Golfe de Gascogne. La différence entre les deux distributions est grande. Elle serait en réalité encore plus importante si elles couvraient exactement la même période 1975-78. C'est ce qui apparaît à l'examen des distributions annuelles du Golfe de Gascogne publiées dans Anon. (1979).

Les mortalités, naturelle et totale, que nous avons estimées ne sont que des mortalités apparentes. Il est, en l'état actuel des connaissances, impossible de déterminer la mortalité naturelle réelle. En effet, chez Nephrops norvegicus, la structure démographique dans les captures varie selon l'instant de la journée et la profondeur (Andersen, 1962 ; Jensen, 1965 ; Simpson, 1965 ; Farmer, 1974 ; Chapman et Howard, 1979). Pour s'en rendre compte il suffit de se rapporter à la figure 1 où sont comparées des captures de jour et des captures de nuit. La structure démographique peut aussi varier durant le jour. Ainsi en Mer Celtique, en octobre, les prises maximales en individus de petite taille ont lieu vers midi et correspondent aux prises maximales en biomasse. Il existe un comportement différent, vis-à-vis de la lumière, des petits individus et des grands individus, ce qui se traduit par une différence de capturabilité selon la taille. Andersen (1962) et Jensen (1965) ont émis l'hypothèse que les langoustines de petite taille étaient

plus sensibles à la lumière que celles de grande taille. Si cela s'avérait exact, la structure démographique à utiliser pour connaître le paramètre de mortalité réelle est celle obtenue lorsque les captures sont maximales en poids et où les petits individus sont les plus représentés. Lorsqu'on travaille avec une distribution de fréquences de taille des captures, il convient de parler de la mortalité en termes de mortalité apparente. Une autre source de complications peut s'y ajouter : la profondeur (Chapman et al., 1972). Mais elle n'a son importance que pour les stocks à profondeur variable. C'est le cas, semble-t-il, de la Mer d'Irlande où les pêches commerciales se pratiquent sur des fonds de 30 à 110 mètres (Phillis, 1971 ; Farmer, 1972). A un même moment de la journée on n'obtiendra pas la même structure démographique à 30 mètres qu'à 110 mètres. Ces phénomènes de comportement montrent la nécessité d'attacher une attention toute particulière à la stratégie d'échantillonnage à adopter pour obtenir une distribution de fréquences de taille reflétant l'ensemble des captures. La capturalité différentielle selon la taille permet vraisemblablement d'expliquer que le vecteur mortalité par pêche - et donc le taux d'exploitation - issu d'une analyse de cohortes sur les tailles (Jones, 1979) présente des valeurs faibles pour les petites tailles non pleinement exploitées, abstraction faite des effets de la sélectivité (Figure 2).

Dans la méthode de Jones (1974), il n'est guère nécessaire de connaître la mortalité réelle pourvu que l'on ne change pas les conditions générales d'exploitation - réglementations sur l'effort et le maillage mises à part -. Ce modèle exige toutefois que l'on se trouve en période d'équilibre. Or les situations étudiées par les Groupes de travail CIEA sur la langoustine ne sont pas en équilibre, d'autant plus que l'on utilise une série pluriannuelle pour tamponner les effets du recrutement. Ainsi les données recueillies de 1971 à 1978 pour le Golfe de Gascogne, et étudiées après avoir été moyennées, supposent un effort de pêche constant et une même réglementation sur les maillasses de 1959 à 1978 (période de 19 ans pour une phase exploitée de 12 ans). Or tel n'est pas le cas. Si l'on observe uniquement l'effort, celui-ci a triplé durant cette période (Conan et al., 1977). De même, Jones (1979), dans son étude sur le Firth of Forth, utilise des données de 1967 à 1973 alors que les quantités débarquées montrent que de 1955 à 1973 l'on ne se trouverait pas en période d'équilibre. Eiriksson (1979), par contre, a préféré éviter de tamponner les effets dus à l'inconstance du recrutement en utilisant l'analyse des cohortes sur chacune des années de 1962 à 1975. Mais là non plus la situation n'est pas à l'équilibre : l'effort a triplé durant cette même période (Eiriksson, 1974). Le fait d'utiliser de telles situations en tant que situations à l'équilibre conduit à sous-estimer la mortalité totale et à surestimer les gains issus d'une augmentation

de maillage. Cela expliquerait aussi l'allure inconstante des vecteurs F (figure 2).

Le modèle de Conan et Lionzur (1979), contrairement au modèle de Jones, permet d'étudier des situations de transition. Il présente cependant l'inconvénient d'utiliser une mortalité naturelle réelle. Dans les simulations jusqu'à présent, on a assimilé la mortalité apparente à une mortalité réelle en supposant un taux de capturabilité constant quelle que soit la taille des individus. Par ailleurs, les récentes estimations de mortalité naturelle réalisées par Conan (1980) semblent peu fondées, en ce qui concerne les femelles ($M = 0,95$). En effet, les simulations ont été faites en supposant une même capturabilité quelque soit le sexe. Dans les conditions simulées ceci revient à un coefficient instantané annuel F pour les femelles équivalent à la moitié de celui des mâles. Or, durant la période d'accessibilité des femelles, la capturabilité des femelles est, semble-t-il, supérieur à celle des mâles. C'est ainsi que l'on obtient un sex-ratio, au niveau des captures simulées, très déséquilibré alors qu'on injecte un sex-ratio équilibré au recrutement. Un tel sex-ratio dans les captures simulées, qui ne correspond pas à celui que l'on observe, provient du fait que, dans le cas des femelles, l'on a sous-estimé F et donc gonflé M .

Les méthodes que nous avons employées acceptent, contrairement au modèle de Jones (1974), des distributions de fréquences de taille comportant des longueurs supérieures à L_{∞} . D'où un avantage sur le modèle de Jones dans certains cas.

CONCLUSION -

Les méthodes de Beverton et Holt, et de Ssentongo et Larkin peuvent être utilisées pour le calcul de la mortalité totale en tronquant les distributions dans les tailles pleinement exploitées et/ou commercialisées. Un biais systématique de 0,05 sépare les estimations obtenues avec l'une et l'autre méthode. Tout regroupement des classes de taille introduit un biais dans les estimations de mortalité. Par ailleurs, les valeurs de mortalité totale que nous obtenons pour les stocks exploités sont en général sous-estimées du fait que les situations étudiées ne sont pas le reflet de situations à l'équilibre. Il en est de même des estimations de mortalité obtenues par le modèle de Jones. Les situations de transition, étudiées par cette dernière technique surestimeraient les gains obtenus lors d'une augmentation de maillage. Il est nécessaire d'estimer, dès à présent, le biais introduit.

Une confusion existe actuellement dans la définition de la mortalité naturelle. La mortalité apparente ne peut être assimilée à une mortalité réelle à cause des phénomènes de comportement. Les valeurs attribuées jusqu'ici aux paramètres de croissance et les distributions de fréquences de taille disponibles des stocks quasiment vierges nous amènent à penser que la mortalité naturelle apparente serait de l'ordre de 0,2 à 0,3.

BIBLIOGRAPHIE

- Andersen, F.S. 1962. The Norway lobster in Faroe waters.
Medd. Dan. Fisk. Havunders., (Ny Ser.), 3(5): 265-326
- Anon, 1977. Report of the Working Group on assessment of Nephrops stocks.
in : ICES Coop. Res. Rep., 83 : 1-59
- Anon, 1979. Report of the Working Group on assessment of Nephrops stocks.
ICES CM 1979/K : 2, 71 pp (mimeo).
- Anon, 1980. Report of the Nephrops Working Group.
ICES CM 1980/K : 2, 46 pp (mimeo).
- Anon, 1981. Report of the ICES Advisory Committee on Fishery Management, 1980
ICES, Coop. Res. Rep., 120
- Beverton, R.J.H. & Holt, S.J., 1956. A review of methods for estimating mortality rates in exploited fish populations, with special reference to sources of bias in catch sampling. Rapp. P.-v. Réun. Cons. perm. int. Explor. Mer, 140 (1) : 67-83.
- Chapman, C.J., Priestley, R. & Robertson, H., 1972. Observations on the diurnal activity of the Norway Lobster, Nephrops norvegicus (L.). ICES CM 1972/K:20, 16 pp (mimeo).
- Chapman, C.J. & Howard, F.G., 1979. Field observations on the emergence rhythm of the Norway lobster, Nephrops norvegicus, using different methods. Mar. Biol., 51 : 157-165.
- Cole, H.A., 1969. The size distribution of Nephrops populations on grounds around the British coasts. Rapp. P.-v. Réun. Cons. perm. int. Explor. Mer, 150 : 164-171.
- Conan, G. 1980. Preliminary estimates of mortality parameters for Norway lobster in Bay of Biscay and in the Celtic Sea. ICES CM 1980/K : 37, 32 pp (mimeo)
- Conan, G., Depois, M.H. et Charvau, A. 1977. Relations entre la biomasse et la production du stock de langoustines de la région Sud-Bretagne.
ICES CM 1977/K : 35, 28 pp (mimeo).
- Conan, G. & Horizur, Y. 1979: Long term impact of a change in mesh size from 45-50 to 70 mm on yield in weight and fecundity per recruit for Norway lobster populations. Is there a simple solution to a complex problem : a simulation model. ICES CM 1979/K:43, 47 pp (mimeo).
- Eiriksson, H. 1974. A method for assessing the fishing potential of the Nephrops stock at Iceland. ICES CM 1974/K : 28, 8 pp (mimeo).
- Eiriksson, H. 1976. A study of the Icelandic Nephrops fishery with emphasis on stock assessments. ICES, Special Meeting on Population Assessments of Shellfish Stocks, contribution n° 22, 27 pp (mimeo).
- Eiriksson, H. 1979. A study of the Icelandic Nephrops fishery with emphasis on stock assessments. Rapp. P.-v. Réun. Cons. int. Explor. Mer, 175:270-279.

- Esperandieu, D. 1979. Etude des cohortes de langoustine Nephrops norvegicus dans la région de Bretagne-Sud. Mémoire de fin d'études, ENSAR-OAA halieutique, Rennes.
- Farmer, A.S. 1972. The general biology of Nephrops norvegicus (Linnaeus, 1758) (Decapoda : Nephropidae) off the Isle of Man. Ph. D. Thesis, University of Liverpool, 307 pp.
- Farmer, A.S.D. 1974. Field assessments of diurnal activity in Irish Sea populations of the Norway lobster, Nephrops norvegicus (L.) Estuarine coast. Mar. Sci., 2 : 37-48.
- Farmer, A.S.D. 1975. Synopsis of biological data on the Norway lobster, Nephrops norvegicus (Linnaeus, 1758). FAO Fish. Synop., 112 : 97 pp.
- Jensen, A.L.C. 1955. Nephrops in the Skagerrak and Kattegat (length, growth, tagging experiments and changes in stock and fishery yield). Rapp. P.-v. Réun. Cons. int. Explor. Mer, 156 : 150-171.
- Jones, R. 1974. Assessing the long term effects of changes in fishing effort and mesh size from length composition data. ICES CM 1975/F : 33, 13 pp(mimeo)
- Jones, R. 1979. An analysis of a Nephrops stock using length composition data. Rapp. P.-v. Réun. Cons. int. Explor. Mer, 175 : 259-269.
- Killis, J.P. 1971. Studies on Dublin Bay prawns (Nephrops norvegicus) in the Irish Sea. Fish. Leafl. Dep. Agric. Fish., Ire., 22 : 1-11.
- McIntosh, D.C. 1980. Variation in the Norway lobster (Nephrops norvegicus). Proc. R. Phys. Soc. Edinb., 17 : 129-142.
- Sigurdsson, A. 1959. A preliminary report on the Nephrops norvegicus at Iceland. ICES CM 1959/107, 5 pp (mimeo).
- Simpson, A.C. 1965. Variations in the catches of Nephrops norvegicus at different times of day and night. Rapp. P.-v. Réun. Cons. int. Explor. Mer, 156 : 186-189.
- Ssentongo, G.W. & Larkin, P.A. 1973. Some simple methods of estimating mortality rates of exploited fish populations. J. Fish. Res. Board Can., 30:695-698.
- Storror, B. 1912. The prawn (Norway lobster, Nephrops norvegicus), and the prawn fishery of North Shields. Rep. Dover Mar. Lab., 1 : 10-31.
- Symonds, D.J. 1972. The fishery for the Norway lobster, Nephrops norvegicus (L.) off the North-East coast of England. CFish. Invest. Lond., ser. II, 27 (3), 35 pp.
- Thomas, H.J. 1954. Some observations on the distribution, biology and exploitation of the Norway lobster (Nephrops norvegicus L.) in Scottish waters. Mar. Res., 1954 (1), 12 pp.
- Thomas, H.J. 1965. The distribution of the Norway lobster around Scotland and the stock composition in areas of different fishing intensity. Rapp. P.-v. Réun. Cons. int. Explor. Mer, 156 : 176-182.

Tableau 1.- Résultats obtenus avec les distributions simulées. Z_1 est l'estimation de la mortalité totale obtenue par la formule de BEVERTON et HOLT (1956), et Z_2 celle obtenue par la formule de SSENTONGO et LARKIN (1972).

Z introduit	Sélectivités	longueur de référence	longueurs ramenées au	intervalle de classe (mm)	L_{∞} (mm)	K	L_s	L_m	Z_1	Z_2
0,8	réelles	Lc	mm inf.	1	76,31	0,105	43	47,13	0,74	0,79
							46	49,38	0,76	0,81
							50	53,16	0,77	0,82
"	lame-couteau	Lc	mm inf.	1	76,31	0,105	34	38,82	0,82	0,87
							45	48,70	0,75	0,83
							50	53,13	0,78	0,83
0,5	réelles	Lc	mm inf.	1	76,31	0,105	43	49,03	0,48	0,53
							46	51,36	0,49	0,54
							50	54,60	0,50	0,55
"	lame-couteau	Lc	mm inf.	1	76,31	0,105	34	41,20	0,51	0,56
							45	50,44	0,50	0,55
							50	54,54	0,50	0,55
0,3	réelles	Lc	mm inf.	1	76,31	0,105	43	51,43	0,31	0,36
							46	53,50	0,32	0,37
							50	55,29	0,33	0,38
"	lame-couteau	Lc	mm inf.	1	76,31	0,105	34	44,56	0,32	0,37
							45	52,67	0,33	0,37
							50	55,24	0,34	0,39

Tableau 2 - Effets du regroupement des classes de taille :

- Estimations comparées des mortalités avant regroupement (Z) et après regroupement des classes de taille (Z')
- Erreur relative (en %) introduite lors du regroupement.

Z simulé	point de troncature Ls(mm)	mortalités				variation relative par rapport à Z
		interv. de 1 mm		interv. de 5 mm		
		Z ₁	Z ₂	Z' ₁	Z' ₂	
0,8	43	0,74	0,79	0,66	0,71	- 13
	46	0,75	0,81	0,66	0,71	
	50	0,77	0,82	0,65	0,70	
0,5	43	0,48	0,53	0,45	0,50	- 6
	46	0,49	0,54	0,46	0,51	
	50	0,50	0,55	0,45	0,50	
0,3	43	0,31	0,36	0,30	0,35	- 3
	46	0,32	0,37	0,31	0,36	
	50	0,33	0,38	0,32	0,37	

Tableau 3 - Résultats obtenus à partir des distributions observées pour des stocks relativement inexploités.

Les valeurs de L_{∞} et K admises par les groupes de travail CIEM sont soulignées -

Lieu et Année	Source	long. de référence	interv. de classe (mm)	paramètre de croiss.		point de troncature (mm) cm	Z_1	Z_2	
				K	L_{∞} L_T				
<u>Ecosse</u>									
Moray Firth, Firth of Clyde 1906-7	Mc Intosh (1980)	L_T	1	<u>0,1</u>	<u>22,5</u>	<u>(70)</u>	14,5	0,23	0,28
							17,5	0,26	0,31
North Shields, 1911-2	Storow (1912)	L_T	1	<u>0,1</u>	<u>22,5</u>	<u>(70)</u>	16,5	0,33	0,38
							17,5	0,36	0,41
Firth of Clyde, 1927	Thomas (1954)	L_T	1	<u>0,1</u>	<u>22,5</u>	<u>(70)</u>	9,5	0,25	0,30
							13,5	0,21	0,25
							16,5	0,18	0,23
Inner Minch, 1959 1960	Thomas (1965)	L_c	5	<u>0,1</u>		<u>70</u>	49,5 mm	0,18	0,22
	Thomas (1965)	L_c	5	<u>0,1</u>		<u>70</u>	49,5 mm	0,14	0,18
East of Shetlands, 1960	Thomas (1965)	L_c	5	<u>0,1</u>		<u>70</u>	49,5 mm	0,22	0,37
						<u>60</u>	49,5 mm	0,12	0,16
<u>Denemark=</u>									
Faroe, 1937 et 1939	Andersen (1962)	L_T	1	<u>0,1</u>	<u>25,2</u>	<u>(80)</u>	16	0,29	0,34
							18	0,29	0,34
							20	0,29	0,34
<u>Islande</u>									
Eldeyjarbanki, 1959	Sigurdsson (1959)	L_T	1	<u>0,11</u>	<u>25,2</u>	<u>(80)</u>	18,5	0,26	0,31
					24	(75)	18,5	0,20	0,24
Knisuvikurbjarg, 1959	Sigurdsson (1959)	L_T	1	<u>0,11</u>	<u>25,2</u>	<u>(80)</u>	17,5	0,27	0,32
					24	(75)	17,5	0,21	0,26
Westman Islands, 1959	Sigurdsson (1959)	L_T	1	<u>0,11</u>	<u>25,2</u>	<u>(80)</u>	17,5	0,32	0,36
					24	(75)	17,5	0,25	0,30

Tableau 4 : Résultats obtenus à partir des distributions observées pour des stocks exploités
 les valeurs de L_{∞} et K admises par les groupes de travail CEM sont soulignées

Lieu et Année	Source	long. de référence	interv. classe (mm)	paramètre de croiss.		point de troncature (mm)	Z_1	Z_2
				K	L_{∞}			
Mer Celtique LaLadie, 1961	Cole (1955)	Lc	1	<u>0,105</u>	<u>76,31</u>	42,5	0,51	0,56
				<u>0,09</u>	<u>80</u>	42,5	0,49	0,54
	Charusu	Lc	1	<u>0,105</u>	<u>76,31</u>	49,5	0,65	0,66
				<u>0,09</u>	<u>80</u>	52,5	0,69	0,74
Golfe de Gascogne 1971-1978 (Lesconté)	Charneau	Lc	1	<u>0,105</u>	<u>76,31</u>	29,5	1,08	1,13
						34,5	1,02	1,07
						39,5	0,95	1,00
	1975-1978	Esperandieu (1980°)	Lc	1	<u>0,105</u>	<u>76,31</u>	40	0,65
						43	0,66	0,71
Ecosse Firth of Forth, 1967-1973	Jones (1979)	Lc	5	<u>0,1</u>	<u>70</u>	39,5	0,37	0,42
Islande Area 146, 1970	Eiriksson (1979)	Lc	2	<u>0,1</u>	<u>80</u>	56	0,53	0,58
				<u>0,1</u>	<u>75</u>		0,40	0,45
Area 154, 1973	Eiriksson (1979)	Lc	2	<u>0,1</u>	<u>80</u>	56	0,56	0,61
				<u>0,1</u>	<u>75</u>		0,42	0,47

ANNEXE

$$Z_1 = \frac{K (L_{\infty} - L_m)}{(L_m - L_s)} , \quad \text{équation de Beverton et Holt}$$

$$Z_2 = \frac{K}{\text{LOG} \left(\frac{L_{\infty} - L_s}{L_{\infty} - L_m} \right)} , \quad \text{équation de Ssentongo et Larkin}$$

si l'on pose $v = \frac{L_m - L_s}{L_{\infty} - L_m}$, les équations précédentes deviennent :

$$Z_1 = \frac{K}{v}$$

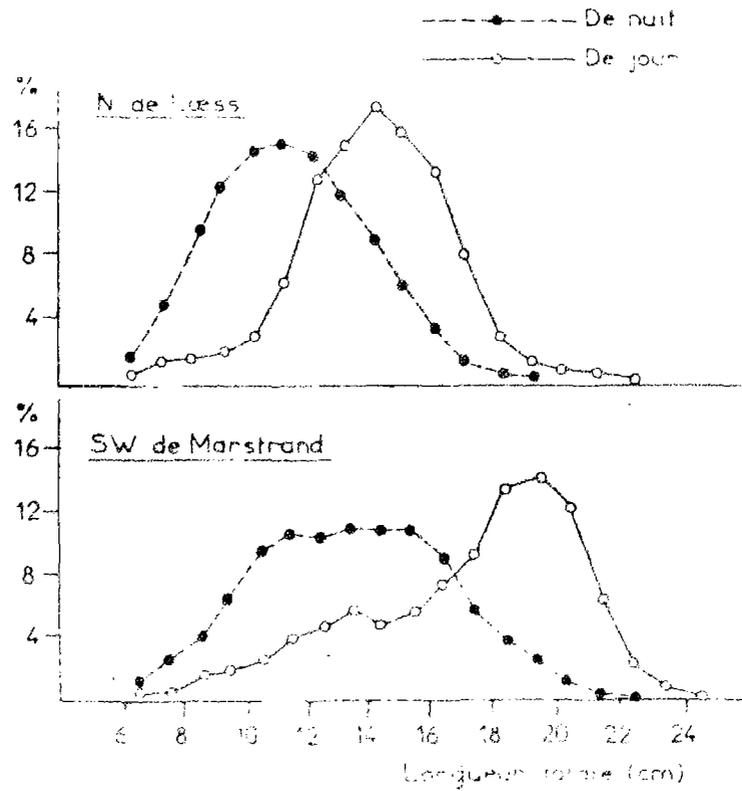
$$Z_2 = \frac{K}{\text{LOG} (1 + v)}$$

ou

$$Z_2 = \frac{K}{\text{LOG} \left(1 + \frac{K}{Z_1} \right)}$$

Z_2 est une fonction de K et de Z_1

(a)



(b)

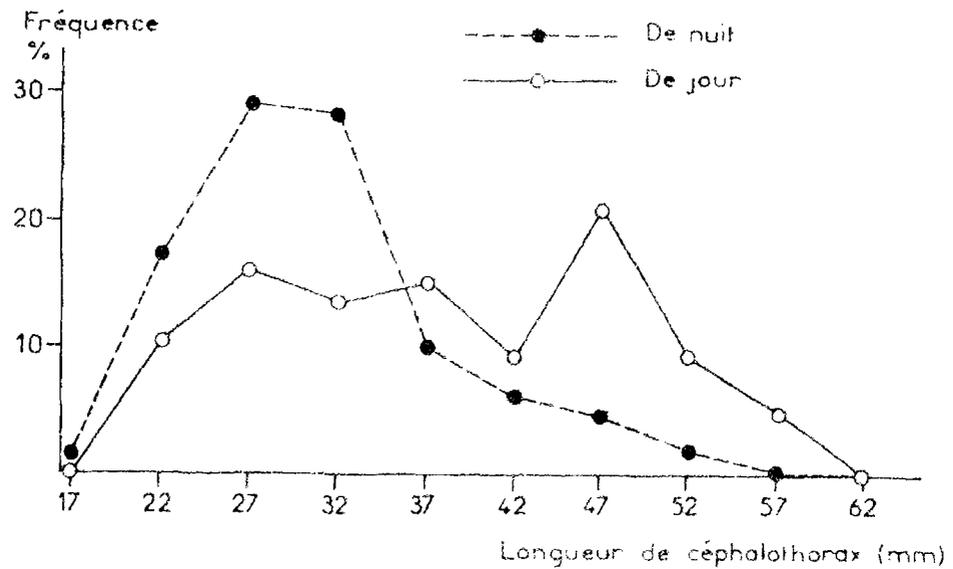


FIGURE 1.- Distributions de fréquences de taille des captures de jour et des captures de nuit :

- (a) des mâles dans le Skagerak-Kattegat selon JENSEN (1965)
- (b) des mâles et femelles dans le Moray Firth selon CHAPMAN et FIGUARD (1979)

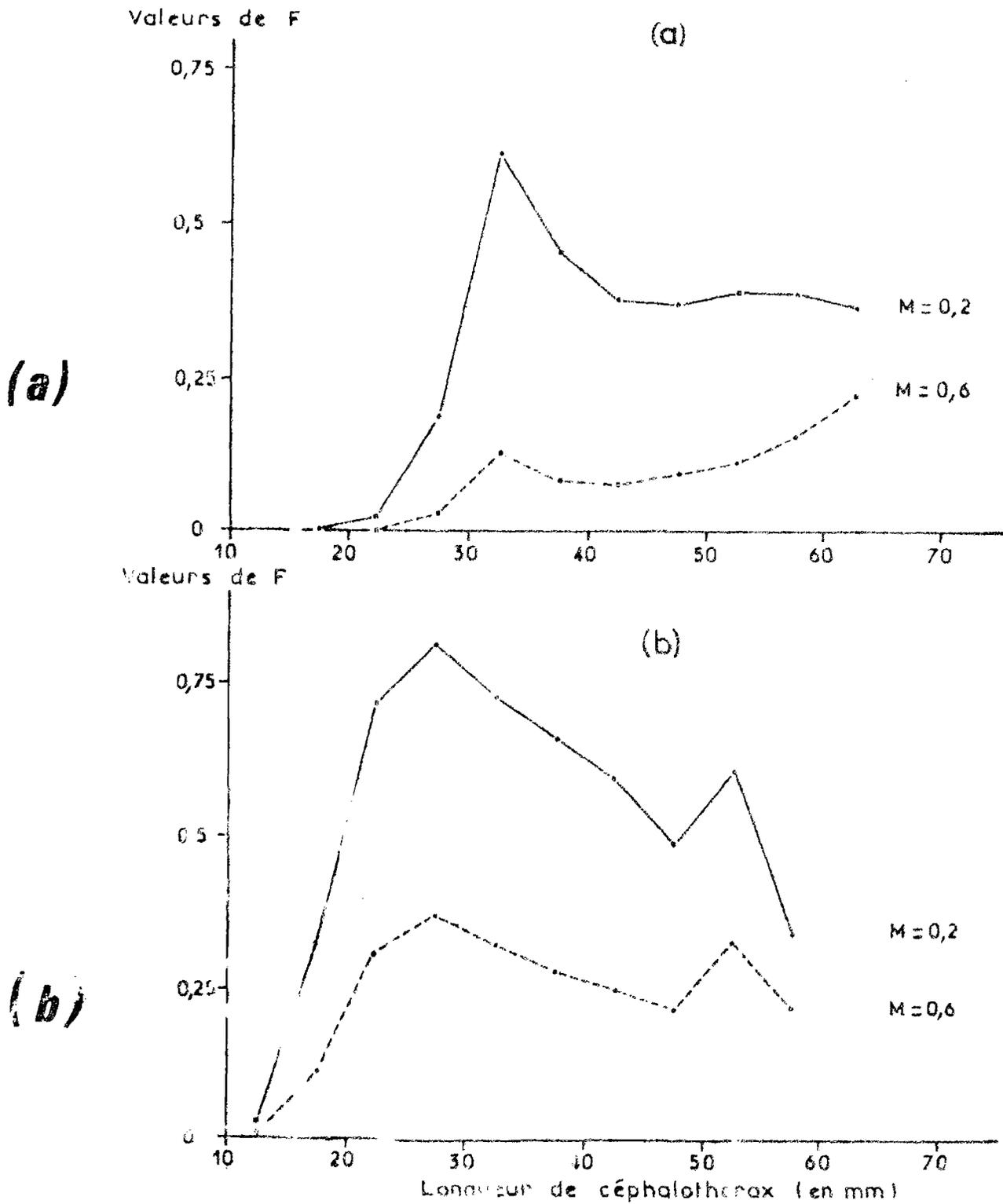


FIGURE 1. — Vecteurs mortalité par pêche issus de l'analyse de cohortes de JONES pour les seales (facteur de sélectivité = 0,5 ; $M = 0,2$ ou 0,6) (Anon, 1980)

(a) France secteur VII₁

(b) France secteur VII₂

Il s'agit de coefficients instantanés annuels obtenus après abstraction des effets de la courbe de sélectivité.