

T H E S E

présentée à

L'UNIVERSITE D'AIX MARSEILLE II
FACULTE DES SCIENCES DE LUMINY

pour obtenir le grade de

DOCTEUR D'ETAT SCIENCES

par

J. MARIN

EXPLOITATION, BIOLOGIE ET DYNAMIQUE
DU STOCK DE LANGOUSTE ROUGE DE CORSE,
Palinurus elephas FABRICIUS.

soutenue le 1er juillet 1987 devant la commission d'examen
composée de : MM. M. AMANIEU, F. BLANC, A. BOURDILLON,
S. GARCIA, A. LAUREC, J.-P. TROADEC.

REMERCIEMENTS

La présente étude a été entreprise à l'Institut Scientifique et Technique des Pêches Maritimes (ISTPM), devenu l'Institut Français de Recherches pour l'Exploitation de la Mer (IFREMER) en janvier 1985.

Monsieur le Professeur F. BLANC a accepté de diriger cette thèse. Je lui exprime ici mes vifs remerciements.

Je tiens à assurer de ma profonde et sincère gratitude le Docteur A. LAUREC. J'ai pu bénéficier, comme bien d'autres, des efforts qu'il consacre depuis quelques années au recyclage des halieutes français, et à l'animation scientifique. Plus précisément, je lui dois d'avoir assuré la direction scientifique de cette étude, et de m'avoir accordé, grâce à ses suggestions et critiques constructives, une aide précieuse, toujours empreinte d'amitié.

Le Docteur S. GARCIA m'a fait profité de ses compétences en dynamique des populations, tandis qu'il animait les consultations techniques du Conseil Général des Pêches pour la Méditerranée (CGPM). Maintenant, Chef du Service des Ressources Marines, Division des Ressources Halieutiques et de l'Environnement, à la FAO, il me fait l'honneur et l'amitié de juger ce travail. Je l'en remercie chaleureusement.

Le Docteur J.-P. TROADEC, Directeur de l'ISTPM, puis Directeur des Ressources Vivantes à l'IFREMER, m'a manifesté sa confiance en me permettant de participer aux consultations techniques du CGPM. Il m'a aidé ainsi à rompre l'isolement scientifique dans lequel je me trouvais en Corse. Il me fait à présent l'honneur de faire partie de ce jury de thèse. Je lui exprime toute ma reconnaissance.

Messieurs les Professeurs M. AMANIEU et A. BOURDILLON ont bien voulu accepter de juger cette thèse. Je les remercie vivement pour cette marque d'intérêt.

Je n'omettrai pas d'exprimer ma gratitude à certains de mes collègues de l'IFREMER et de l'ORSTOM, pour le soutien et l'aide qu'ils m'ont apportés dans la réalisation de ce travail : le Docteur A. CAMPILLO, Messieurs P. CHEVAILLIER et Ch. DINTHEER, les Docteurs H. FARRUGIO et P. FREON.

Je tiens enfin à remercier les pêcheurs corses dont la collaboration m'a presque toujours été acquise. A l'issue de mon séjour dans l'Ile, très nombreux étaient ceux qui m'avaient accordé leur confiance et étaient devenus mes amis. Je formule le souhait que ce travail qui a été réalisé avec eux puisse servir les intérêts de la pêche corse.

RESUME

La langouste rouge européenne (Palinurus elephas) est, en Corse, la principale cible de la flottille des "petits-métiers".

On a décrit cette flottille, analysé son évolution de 1981 à 1984, et présenté les conditions d'exploitation du stock de langouste (secteurs, stratégie et engin de pêche ; cadre réglementaire de l'exploitation). L'effort de pêche et la production ont, en outre, été estimés par enquêtes indirectes, pour les années 1983 et 1984.

La croissance a été étudiée par marquage. Pour les deux sexes, on a déterminé la croissance à la mue, les paramètres de l'équation de VON BERTALANFFY, ainsi que la fréquence des mues. On a aussi analysé les risques de biais induits par les pertes de marques à la mue. Enfin, les variances de K et de L_{∞} ont été estimées par la méthode du "Jack-knife".

La taille moyenne de maturité sexuelle a pu être établie, chez les femelles et les mâles, à partir de critères physiologiques, ainsi que d'indicateurs fonctionnels externes. Chez la femelle, on a décrit les correspondances existant entre trois cycles vitaux : développement des ovaires, reproduction, et mue.

Les valeurs du coefficient de mortalité par pêche, estimées par l'analyse des cohortes sont faibles. Après le plein recrutement dans la pêcherie, la capturabilité des mâles reste constante, celle des femelles, en revanche, diminue régulièrement. Cette diminution pourrait être liée au processus de reproduction.

L'étude des rendements par recrue a révélé que le stock était robuste, et que sous le régime d'exploitation en vigueur on se trouvait au voisinage du rendement maximum.

Les estimations de fécondité par recrue ont été exprimées par référence au stock vierge.

Enfin une étude de sensibilité a été réalisée pour apprécier la précision statistique des estimations.

MOTS-CLES : Langouste - Pêcherie - Croissance - Maturité sexuelle
Analyse des cohortes - rendement par recrue
Fécondité par recrue - sensibilité

Exploitation, biology and dynamics of the Corsica red spiny lobster, Palinurus elephas FABRICIUS

The european red spiny lobster (Palinurus elephas) is the main target species of the small-scale fishery in Corsica.

This fishery was described, its trends from 1981 to 1984 were analysed, and the exploitation conditions of the spiny lobster stock (fishing grounds, strategy and gear ; fishing regulations) were explained. Furthermore, the fishing effort and the yields were estimated through an indirect survey, in 1983 and 1984.

The growth was studied through tagging experiments. Growth increment per moult, Von BERTALANFFY's equation parameters, and moulting frequency were estimated for both sexes. Bias risks associated to tag loss at moulting were also analysed. In addition, estimates of K and L_{∞} variances were provided through "Jack-knife" method.

Sexual maturity mean sizes of males and females were determined from physiological criteria and external functional indices. For females, the correspondance between ovarian maturation, reproduction and moulting was described.

The estimates of the fishing mortality rates, through cohort analysis, are low. After full recruitment in the fishery, the male catchability is being unchanged, meanwhile the female one is decreasing regularly. This diminution is thought being related to breeding activity.

The yield per recruit study suggested the robustness of the stock, and showed that it was around the MSY according to the fishing pattern in force.

The fecundity per recruit estimates were expressed referring to the unexploited stock.

Finally, sensivity analyses were performed in order to investigate different uncertainty consequences on the estimates.

SOMMAIRE

1. Introduction	p. 1
2. Exploitation de la langouste rouge en Corse	p. 7
2.1. Rappel historique	p. 7
2.2. Description et dynamique de la flottille des "petits métiers"	p. 8
2.3. Secteurs de pêche	p. 20
2.4. Stratégie de pêche	p. 26
2.5. Engin de pêche	p. 30
2.5.1. Discussion sur la sélectivité des engins dormants	p. 30
2.5.2. Description du filet-trémail	p. 32
2.6. Cadre réglementaire de l'exploitation	p. 34
2.6.1. Taille marchande minimale	p. 34
2.6.2. Fermeture saisonnière de la pêche	p. 35
2.6.3. Réserves de pêche	p. 36
2.6.4. Commentaires	p. 37
2.7. Estimation de l'effort de pêche et de la production	p. 38
2.7.1. Méthode utilisée	p. 39
2.7.2. Informations recueillies	p. 41
2.7.3. Traitement des informations	p. 42
2.7.3.1. Estimation de l'effort de pêche	p. 42
2.7.3.2. Estimation de la production	p. 43
2.7.3.3. Estimation de la p.u.e.	p. 43
2.7.4. Remarques sur la variation annuelle du nombre de bateaux recherchant la langouste	p. 44
2.7.5. Analyse des résultats	p. 45
2.7.5.1. L'effort de pêche	p. 52
2.7.5.2. La production	p. 54
2.7.5.3. La p.u.e.	p. 56
2.8. Conclusion	p. 59
3. Etude de la croissance	p. 61

3.1. Introduction	p. 61
3.2. Mue et croissance	p. 61
3.3. Saisonnalité de la mue	p. 62
3.4. Problèmes posés par l'étude de la croissance chez les crustacés	p. 66
3.5. Déroulement des opérations de marquages - recaptures. Observations préliminaires	p. 67
3.6. Croissance à la mue	p. 71
3.6.1. Intervalle de confiance du coefficient de croissance relative	p. 77
3.7. Estimation du nombre de mues réalisées au cours de la liberté	p. 79
3.8. Expression mathématique de la croissance	p. 80
3.8.1. Estimation de K et de LCT ω	p. 80
3.8.1.1. Principe de la méthode	p. 83
3.8.1.2. Choix des données et résultats	p. 84
3.8.1.3. Biais induit dans l'estimation de K et LCT ω , par la perte de marques	p. 84
3.8.1.3.1. Perte de marques survenant dans les jours suivant le marquage	p. 87
3.8.1.3.2. Perte de marques survenant à la mue	p. 87
3.8.2. Estimation de t_0	p. 89
3.8.3. Forme de l'équation de croissance	p. 90
3.9. Fréquence de mue. Durée de l'intermue	p. 96
3.10. Discussion	p. 101
3.10.1. Echantillonnage	p. 101
3.10.2. Adéquation du modèle de VON BERTALANFFY	p. 101
3.10.3. Perte de marque à la mue	p. 103
3.11. Conclusion	p. 103
4. Estimation de la variance des paramètres de croissance par la méthode du "Jack-Knife"	p. 106
4.1. Rappel théorique sur la méthode	p. 106
4.2. Application au traitement des données	p. 108
4.3. Résultats	p. 108
4.4. Conclusion	p. 115

5. Contribution à l'étude de la reproduction.	
Maturité sexuelle. Cycle sexuel. Cycle de reproduction	p. 116
5.1. Introduction	p. 116
5.2. Description macroscopique des glandes génitales	p. 117
5.2.1. Glandes génitales femelles	p. 117
5.2.2. Glandes génitales mâles	p. 119
5.3. Maturité sexuelle chez les femelles	p. 119
5.3.1. Stades de maturation des ovaires	p. 122
5.3.2. Cycle de maturation des ovaires	p. 124
5.3.3. Recherche de la taille de maturité sexuelle	p. 128
5.3.3.1. Proportions de femelles matures par classes de taille	p. 128
5.3.3.2. Relation entre la taille et le poids des gonades	p. 130
5.3.3.3. Proportions de femelles oeuvées par classes de taille	p. 136
5.3.3.4. Conclusion sur la taille de maturité sexuelle des femelles. Maturité physiologique et maturité fonctionnelle	p. 141
5.3.4. Cycle de reproduction, cycle de mue, et cycle de développement des ovaires	p. 141
5.4. Maturité sexuelle chez les mâles	p. 144
5.5. Conclusion	p. 153
6. Etude dynamique du stock de langouste rouge	p. 155
6.1. Hypothèse de l'unicité du stock corse	p. 155
6.2. Analyse des cohortes	p. 156
6.2.1. Généralités sur l'analyse des cohortes	p. 156
6.2.2. Principes de l'analyse des cohortes de POPE	p. 157
6.2.3. Principes de l'analyse des cohortes de JONES	p. 158
6.2.4. Principes de "JONYFEC"	p. 160
6.2.5. Etapes du calcul de l'analyse des cohortes	p. 161

6.2.6. Le phénomène de convergence	p. 162
6.2.7. Structure par tailles des captures	p. 163
6.2.8. Hypothèses d'équilibre	p. 165
6.2.9. Coefficient instantané de mortalité naturelle, M	p. 165
6.2.10. Traitement des données	p. 167
6.2.10.1. Analyse en mode inverse	p. 167
6.2.10.1.1. Cas des mâles	p. 167
6.2.10.1.2. Cas des femelles	p. 178
6.2.10.2. Hypothèse d'un sex-ratio équilibré au recrutement	p. 181
6.2.10.3. Analyse en mode direct chez les femelles	p. 181
6.2.10.4. Variations de capturabilité	p. 184
6.2.11. Conclusion	p. 190
6.3. Rendement par recrue	p. 193
6.3.1. Principe de la méthode	p. 193
6.3.2. Modèle utilisé	p. 194
6.3.3. Traitement des données	p. 196
6.3.3.1. Rendement par recrue des mâles	p. 196
6.3.3.2. Rendement par recrue des femelles	p. 199
6.3.3.3. Rendement par recrue moyen	p. 200
6.3.4. Conclusion	p. 203
6.4. Prise en considération du type de distribution spatiale de la population de langouste rouge, pour l'estimation des paramètres F et N, et pour l'évaluation des rendements par recrue	p. 208
6.4.1. Introduction	p. 208
6.4.2. Estimation du coefficient de mortalité par pêche pour le secteur (A,B)	p. 211
6.4.3. Estimation de l'abondance pour le secteur (A,B)	p. 214
6.4.4. Estimation des rendements par recrue dans le secteur (A,B)	p. 214
6.4.5. Discussion des résultats	p. 216

6.5. Fécondité par recrue	p. 221
6.5.1. Introduction	p. 221
6.5.2. Méthode de traitement des données	p. 222
6.5.3. Analyse des résultats	p. 223
6.5.4. Conclusion	p. 226
7. Etude de la sensibilité	p. 228
7.1. Principe de la méthode	p. 228
7.1.1. Rappel théorique	p. 228
7.1.2. Calcul des coefficients de sensibilité relative	p. 229
7.1.2.1. Coefficient de sensibilité relative d'ordre 1	p. 230
7.1.2.2. Coefficient de sensibilité relative d'ordre 2	p. 230
7.1.3. Calcul des erreurs relatives	p. 230
7.1.4. Calcul des variances	p. 231
7.1.5. Calcul des biais	p. 231
7.1.6. Généralisation aux fonctions à plusieurs variables	p. 232
7.2. Utilisation de la méthode	p. 233
7.2.1. Application à l'étude du stock de langouste corse	p. 234
7.2.2. Sensibilité des mortalités par pêche et des effectifs	p. 234
7.2.2.1. Effets des erreurs relatives de K , $L\omega$, M , E_T , sur les effectif et les mortalités par pêche	p. 235
7.2.2.2. Effets des incertitudes sur les paramètres de croissance. Inférences sur les mortalités par pêche	p. 235
7.2.2.3. Effets sur les effectifs et les mortalités par pêche des incertitudes sur le vecteur des captures	p. 241
7.2.3. Sensibilité des rendements par recrue	p. 243
7.2.3.1. Effets des erreurs relatives de K , $L\omega$, M , et E_T	p. 243

7.2.3.2. Effets des incertitudes sur les paramètres de croissance	p. 250
7.3. Discussion	p. 253
7.4. Conclusion	p. 254
8. Résumé et conclusion générale	p. 256
BIBLIOGRAPHIE	p. 262
A. Documents cités	p. 262
B. Documents consultés	p. 269
ANNEXES	p. 297-327

1. INTRODUCTION GENERALE

Crustacé, décapode macroure, de la famille des palinuridés, la langouste rouge européenne, Palinurus elephas (FABRICIUS), est une espèce tempérée du Nord-Est Atlantique.

En Mer du Nord, elle n'est représentée que par quelques rares spécimens (Norvège, côte Est de l'Ecosse), considérés comme des anomalies zoogéographiques.

En Atlantique, elle commence à apparaître aux Hébrides et sur la côte occidentale de l'Ecosse, et devient plus commune vers le Sud, jusqu'au Cap Bojador en Afrique de l'Ouest, notamment sur les côtes, de l'Ouest et du Sud de l'Irlande, du Sud de l'Angleterre, de Bretagne, de la Péninsule Ibérique, du Maroc, des Açores, et de Madère.

En Méditerranée, c'est une espèce répandue dans tout le bassin occidental ; notamment aux Baléares, en Corse, en Sardaigne, et au Nord-Ouest de la Tunisie. Elle existe également dans l'Adriatique, ainsi qu'en Mer Egée ; mais serait, en revanche, absente en Méditerranée orientale (pays du Proche-Orient, Egypte, et une partie des côtes Lybiennes).

Parmi la trentaine de palinuridés qui sont, dans le monde, l'objet de pêches professionnelles, Palinurus elephas, occuperait le 8ème rang pour les tonnages débarqués. L'espèce ne représenterait, toutefois, qu'une part modeste (environ 2,5 %) de la production mondiale de langoustes.

Ainsi, en 1976, la production mondiale de palinuridés se serait élevée à quelques 60 700 tonnes (F.A.O., 1977) ; alors que, selon MORGAN (1980), les débarquements de langouste rouge européenne, par les pays producteurs (Italie, France, Royaume-Uni, Espagne) n'auraient été que de 1 500 tonnes.

En France, la langouste rouge est l'objet de débarquements significatifs, en Bretagne (de Paimpol à Saint-Nazaire), en

Vendée (Ile d'Yeu, Les Sables-d'Olonne), et en Méditerranée (Corse, côtes des départements du Var et des Alpes-Maritimes).

L'analyse des statistiques officielles de production, même si celles-ci manquent probablement de précision et doivent être interprétées avec prudence, permet toutefois de relever une réduction générale des captures, jusqu'en 1974 (figure 1). De 1 016 tonnes en 1938, la production n'atteignait plus que 465 tonnes en 1963, et 170 tonnes en 1974, suivies d'une apparente stabilisation entre 150 et 200 tonnes.

Actuellement, la langouste rouge occupe le dernier rang dans la production française de grands crustacés.

Sans qu'il soit permis d'établir une relation directe de cause à effet, on notera cependant que cette évolution des apports en langouste rouge a suivi la modernisation des bateaux et l'introduction de techniques de pêche performantes (sondeur à ultra-sons, roue remonte-filets, engins peu sélectifs comme le filet-trémail).

En Atlantique, les secteurs de pêche traditionnels (Chaussée de Sein, Ile d'Yeu, plateau de Rochebonne) sont appauvris, et la langouste rouge a perdu la place d'espèce-cible qu'elle occupait encore au début des années "soixante", notamment en Bretagne. A l'époque, le seul port d'Audierne, qualifié de "port de la langouste rouge" (COUESPEL DU MESNIL, 1958), comptait 40 langoustiers de 20 à 50 TJB, équipés de moteurs de 60 à 120 CV ; et produisait près de 200 tonnes de P. elephas par an.

Actuellement, en raison de sa raréfaction, cette espèce ne constitue plus qu'une capture accessoire pour les bateaux, "caseyeurs" et "fileyeurs", spécialisés dans la pêche, du tourteau (Cancer pagurus), de l'araignée (Maia squinado), et du homard (Homarus gammarus) ; et seules quelques unités la recherchent encore de façon dirigée.

La Mer d'Iroise, et plus précisément la Chaussée de Sein, reste cependant le secteur atlantique le plus productif en langouste rouge, et Audierne, malgré son déclin (40 tonnes en 1980), continue encore d'occuper la 1ère place, parmi les ports bretons, pour les apports de P. elephas.

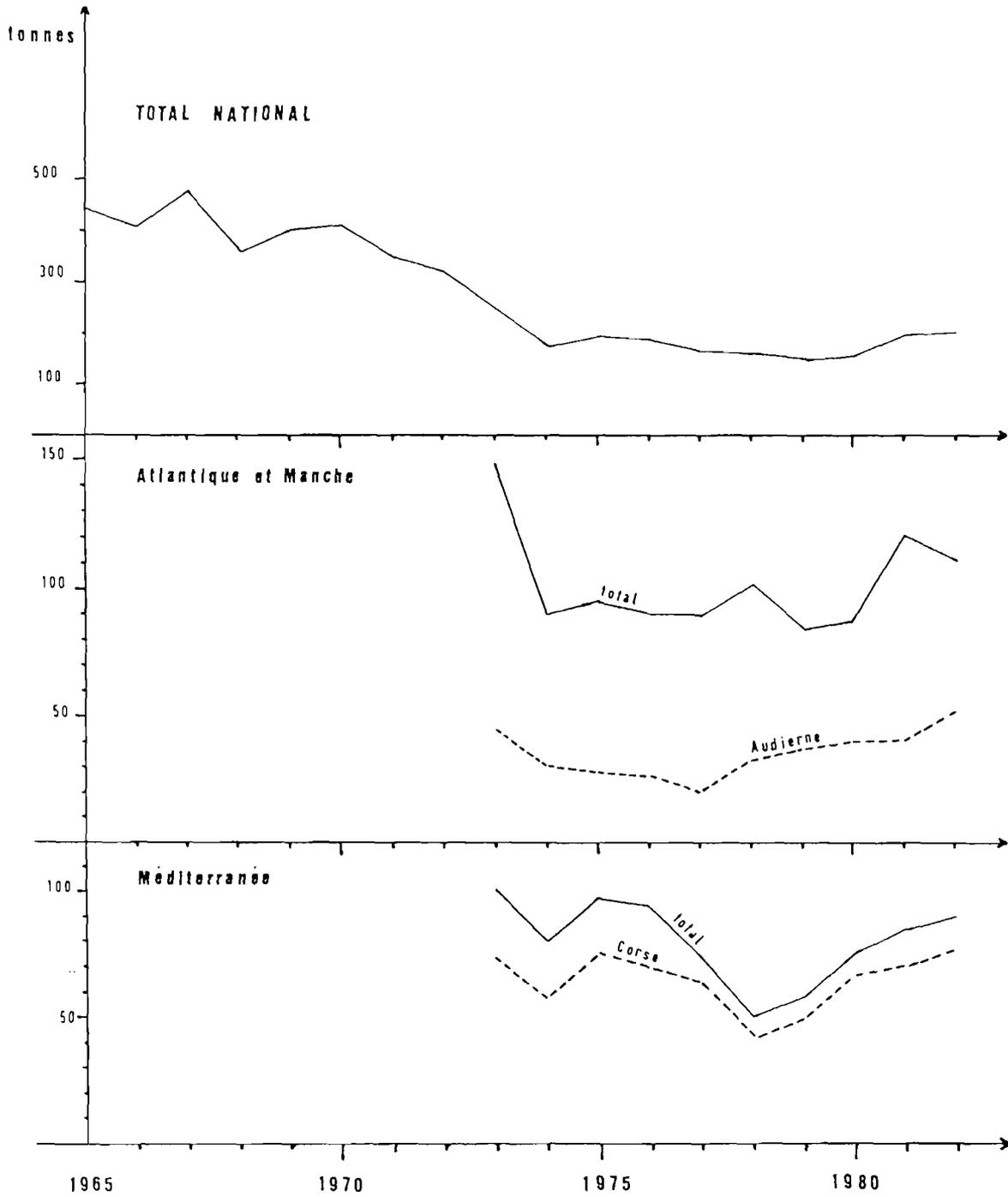


FIGURE 1. - EVOLUTION DES PRODUCTIONS FRANÇAISES EN LANGOUSTE ROUGE.

En Méditerranée, dans les secteurs de pêche des côtes d'Azur et du Var, la situation de la langouste rouge ne semble pas moins critique qu'en Atlantique.

Cependant, la Corse où sont officiellement capturés entre 30 et 40 % des apports nationaux de langouste rouge, est, quant à elle, la principale région française productrice de P. elephas. Grâce, en grande partie, à l'abondance des fonds "durs" qui se répartissent le long de ses 800 Km de côtes.

La tradition de pêche à la langouste est ancienne en Corse ; et P. elephas est l'espèce-cible qui supporte l'activité de la presque totalité de la flottille des "petits métiers". En outre, compte tenu de sa valeur marchande élevée, la langouste rouge y procure probablement le chiffre d'affaires le plus élevé de la pêche maritime.

Bien qu'elle soit largement distribuée, dans le Nord-Est Atlantique et en Méditerranée, et que de surcroît elle représente, pour certains pays, une part non négligeable, en valeur, de la production halieutique, P. elephas a été relativement peu étudiée, et son cycle biologique ainsi que sa dynamique de populations étaient très mal connus.

Parmi les travaux dont elle a été l'objet, et qui sont indiqués dans la liste des références bibliographiques donnée à la fin de ce mémoire, il faut signaler :

- les études sur le développement post-embryonnaire (de la larve phyllosome au puerulus, puis au post-puerulus) conduits par, CUNNINGHAM (1891-92), BOUVIER (1914), et SANTUCCI (1926), qui sont les premières recherches sur ce thème chez les palinuridés ;

- les travaux de HEPPER (1963, 1965 a et b, 1966 a et b, 1967, 1968, 1970, 1971, 1977) sur la biologie et la dynamique du stock de P. elephas des Cornouailles (Sud-Ouest de l'Angleterre) ;

- et enfin les données préliminaires de CAMPILLO et AMADEI (1978) sur la biologie de P. elephas de Corse (relation taille-poids, fécondité individuelle).

En Corse, la flottille des "petits métiers" se trouve sous

la dépendance étroite de la ressource "langouste rouge" ; et c'est la disponibilité de celle-ci, ainsi que la variation saisonnière de la demande sur le marché, qui rythment l'activité des barques.

L'importance socio-économique de Palinurus elephas pour la Corse est largement reconnue, dans la préoccupation, des organisations professionnelles comme des décideurs, de maintenir la ressource à un niveau de productivité suffisant pour atténuer les fluctuations interannuelles de la production, et leurs conséquences sur la rentabilité des bateaux et le revenu des pêcheurs.

Cette volonté s'est traduite par des mesures conservatoires, choisies intuitivement parce qu'elles font partie de l'arsenal de régulation traditionnel (fermeture de la pêche à la langouste du 1er octobre au 28 février, création de 9 cantonnements d'une superficie totale de 92 Km²), et dont nous discuterons ultérieurement les effets possibles. Elle s'est également exprimée dans une convention d'étude impliquant la Région Corse, le Comité Local des Pêches Maritimes de la Corse, et l'Institut Scientifique et Technique des Pêches Maritimes.

Cette convention d'étude qui répondait au souci de disposer de la connaissance nécessaire à l'aménagement de la pêcherie de langouste rouge, a permis la réalisation du travail qui est présenté dans ce mémoire.

Cette étude sur la langouste rouge de Corse s'articule en quatre parties :

- Description de l'exploitation, et évaluation de l'effort de pêche et de la production pour les années 1983 et 1984.
- Estimation des paramètres de croissance (K et L_∞).
- Estimation de la taille moyenne de maturité sexuelle.
- Evaluation du stock et conditions optimales d'exploitation (analyse de cohortes, rendement par recrue, fécondité par recrue).

L'estimation des paramètres biologiques et dynamiques du stock repose essentiellement sur des échantillonnages effectués

sur les captures de la pêche professionnelle, et sur des marquages.

Soulignons que, pour ce dernier type d'opérations, la Corse représentait, par son insularité et l'étroitesse de son plateau continental, une station d'expérimentation idéale. On a pu, en effet, très raisonnablement supposer qu'il y aurait très peu de "fuites" de la zone d'étude par migrations, et espérer un taux de recapture satisfaisant.

2. EXPLOITATION DE LA LANGOUSTE ROUGE, Palinurus elephas, EN CORSE

La Corse possède une solide réputation de région productrice de langoustes. Ses eaux sont tenues pour être parmi les secteurs de Méditerranée les plus productifs en grands crustacés.

Le stock de langouste rouge corse a connu bien des fluctuations, mais demeure cependant la principale cible pour la flottille des "petits-métiers" de l'île.

2.1. RAPPEL HISTORIQUE

De 1870 à 1880, environ 215 bateaux français (jaugeant près de 420 tonneaux en tout), auxquels s'ajoutaient une quarantaine de bateaux italiens, pêchaient langouste rouge et poissons "de roche" dans le Cap Corse (de Bastia à Saint-Florent) et dans la région d'Ajaccio.

Nasses et filets-trémails étaient utilisés pour la captures des langoustes.

De 1872 à 1877, la production langoustière annuelle se maintint aux environs de 140 tonnes. Déjà, à cette époque, des expéditions de langoustes rouges étaient faites, par paquebots, vers le Continent. C'est ainsi, qu'en 1873, Ajaccio expédia près de 28 T de langoustes vers Marseille et Nice. Par la suite, la pêche à la langouste devint l'activité halieutique la plus rémunératrice et la plus régulièrement pratiquée sur l'ensemble du littoral rocheux de l'île (CARAFFA, 1929).

En 1948, on comptait 331 barques d'un tonnage global de 562 tonneaux qui produisaient 229 T de langouste rouge (ANONYME, 1949). La plus grande partie de cette production était écoulée sur place, surtout l'été grâce au tourisme naissant, et une faible part était expédiée, par avion, vers Nice et Marseille (27 T en 1953, 33 T en 1954, et même 24 T au cours du seul deuxième trimestre de 1955).

L'introduction vers les années 1960 de techniques de pêche performantes (sondeurs à ultra-sons enregistreurs, roues remonte-filets, filets-trémails en nylon), associées à l'accroissement de la demande locale en raison du développement du tourisme, entraîna une augmentation importante de l'effort de pêche effectif, sans qu'il y ait pour autant augmentation sensible du nombre de bateaux.

Cet accroissement de l'effort de pêche s'accompagna d'une chute des apports en langouste rouge à des niveaux jamais atteints (minimum enregistré en 1965 : entre 40 et 50 T, d'après les statistiques officielles).

L'hypothèse retenue pour expliquer ce déclin de la ressource fut la surexploitation ; et un arrêté fut pris le 28 juillet 1968 pour interdire la pêche à la langouste du 1er octobre au 28 février de l'année suivante. Cette fermeture de la pêche pendant 5 mois par an, toujours en vigueur aujourd'hui, fut bien acceptée par les pêcheurs car elle correspondait à la période hivernale de morte-saison touristique et de faible demande.

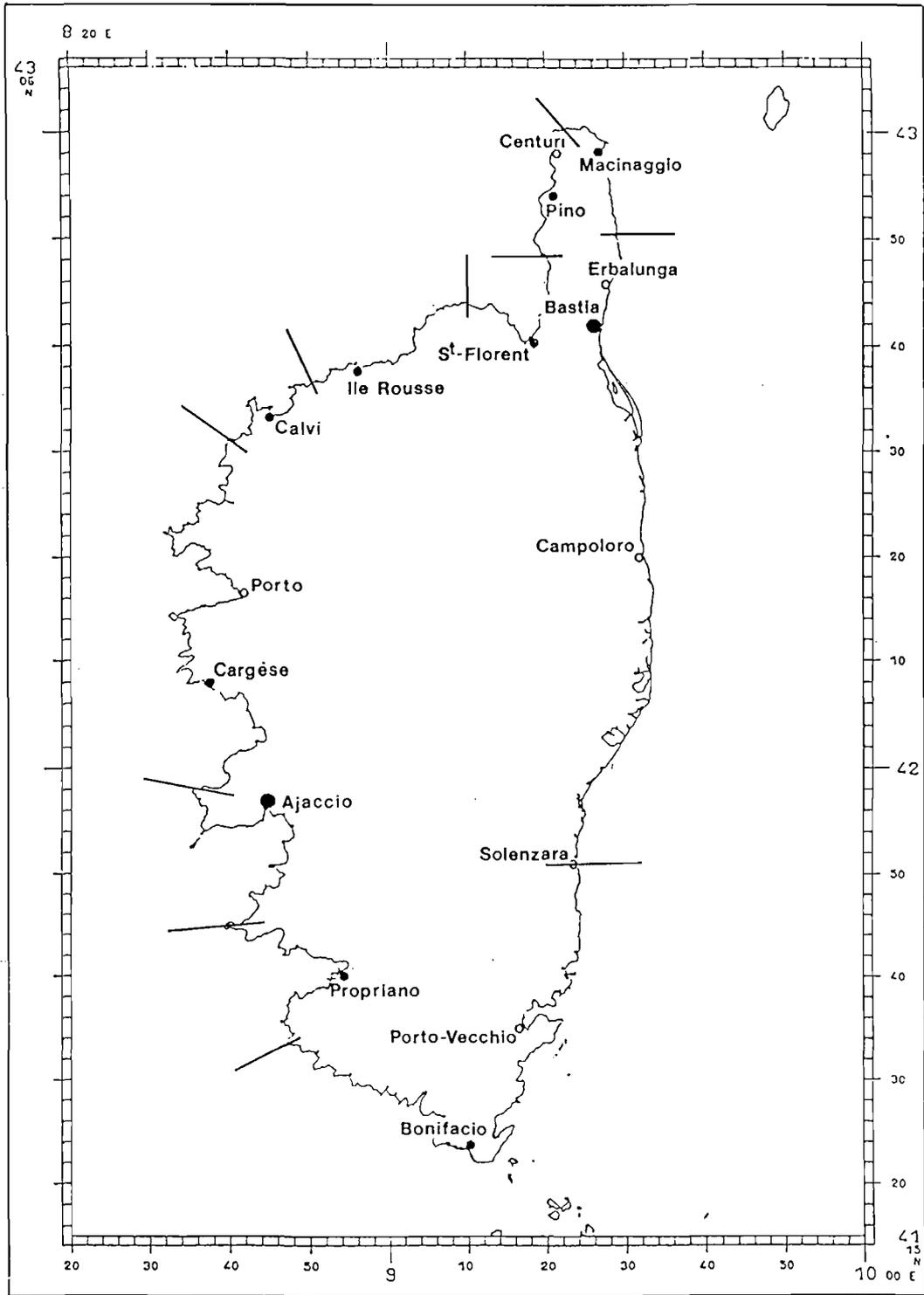
2.2. DESCRIPTION ET DYNAMIQUE DE LA FLOTTILLE DES "PETITS-METIERS" (carte 1)

La flottille des "petits-métiers" est essentiellement constituée, comme dans l'ensemble du bassin méditerranéen occidental et central, par de petites embarcations en bois de type "pointu". Les bateaux pratiquant la pêche au corail rouge, Corallium rubrum (vedettes de plongeurs-corailleurs, bateaux pêchant à la croix-de-Saint-André), n'ont pas été pris en compte comme "petits-métiers".

Au sein de la flottille, les gammes de tonnage et de puissance sont très étendues (tableaux 1, 2, 3).

Cependant, les bateaux sont en moyenne plus gros et plus puissants en Corse du Sud.

Par ailleurs, 66 % de la flottille se trouvent rassemblés dans ce département.



CARTE 1. - PORTS DE PECHE ET LIMITES DES STATIONS MARITIMES.

Stations maritimes	Nombre bateaux	Tonnage (TJB)			Puissance (CV)		
		Total	Moyenne	E.T.	Total	Moyenne	E.T.
MACINAGGIO	7	37,9	5,4	3,8	479	68,4	54,5
PINO	22	85,5	3,9	2,7	905	41,1	32,3
ST FLORENT	6	21,9	3,6	1,1	148	24,7	16,7
ILE ROUSSE	18	57,6	3,2	2,2	523	29,1	26,9
CALVI	18	62,6	3,5	1,9	767	42,6	35,0
BASTIA	17	52,9	3,1	1,9	544	32,0	45,9
TOTAL HTE CORSE	88	318,4	3,6	2,3	3366	38,2	36,9
CARGESE	29	84,6	2,9	1,2	926	31,9	23,6
AJACCIO	54	250,9	4,6	5,5	2426	44,9	34,7
PROPRIANO	21	88,4	4,2	2,3	1313	62,5	52,7
BONIFACIO I	22	102,2	4,6	2,5	1266	57,5	38,1
BONIFACIO II	14	70,1	5,0	4,2	775	55,4	49,9
TOTAL CORSE SUD	140	596,2	4,3	4,0	6706	47,9	39,1
TOTAL CORSE	228	914,6	4,0	3,4	10072	44,2	38,5

TABLEAU 1.- Année 1981. Structure et composition de La flottille des "petits-métiers" par stations maritimes.

(E.T. : écart-type. BONIFACIO I : Bouches-de-Bonifacio.
BONIFACIO II : Porto-Vecchio)

Stations maritimes	Nombre bateaux	Tonnage (TJB)			Puissance (CV)		
		Total	Moyenne	E.T.	Total	Moyenne	E.T.
MACINAGGIO	8	39,4	4,9	3,8	489	61,1	54,5
PINO	23	83,0	3,6	2,7	854	37,1	33,4
ST FLORENT	9	36,3	4,0	1,4	427	47,4	54,7
ILE ROUSSE	18	57,6	3,2	2,2	523	29,1	26,9
CALVI	15	52,3	3,5	2,2	747	49,8	64,1
BASTIA	15	39,5	2,6	1,8	474	31,6	48,6
TOTAL HTE CORSE	88	308,1	3,5	2,4	3514	39,9	45,6
CARGESE	29	90,5	3,1	1,3	1183	40,8	27,4
AJACCIO	60	248,9	4,1	2,7	3000	50,0	35,2
PROPRIANO	25	99,6	4,0	1,9	1511	60,4	47,9
BONIFACIO I	28	140,3	5,0	2,6	1581	56,5	33,6
BONIFACIO II	17	64,8	3,8	1,9	933	54,9	46,1
TOTAL CORSE SUD	159	644,1	4,1	2,3	8208	51,6	37,3
TOTAL CORSE	247	952,2	3,9	2,4	11722	47,5	40,7

TABLEAU 2.- Année 1983. Structure et composition de la flottille des "petits-métiers" par stations maritimes.

(E.T. : écart-type. BONIFACIO I : Bouches-de-Bonifacio.
BONIFACIO II : Porto-Vecchio)

Stations maritimes	Nombre bateaux	Tonnage (TJB)			Puissance (CV)		
		Total	Moyenne	E.T.	Total	Moyenne	E.T.
MACINAGGIO	7	36,0	5,1	3,9	510	72,9	61,7
PINO	18	74,3	4,1	2,9	703	39,1	31,6
ST FLORENT	10	37,9	3,8	2,3	367	36,7	22,1
ILE ROUSSE	19	55,1	2,9	1,6	666	35,1	46,2
CALVI	15	52,7	3,5	2,2	769	51,3	65,0
BASTIA	17	47,1	2,8	1,8	492	28,9	34,6
TOTAL HTE CORSE	86	303,1	3,5	2,4	3507	40,8	45,1
CARGESE	31	101,0	3,3	1,6	1470	47,4	34,0
AJACCIO	56	262,5	4,7	2,4	2681	47,9	41,9
PROPRIANO	27	107,5	4,0	1,9	1696	62,8	50,8
BONIFACIO I	33	159,7	4,8	2,7	1838	55,7	32,7
BONIFACIO II	20	83,9	4,2	3,6	1170	58,5	58,7
TOTAL CORSE SUD	167	714,6	4,3	2,5	8855	53,0	42,8
TOTAL CORSE	253	1017,7	4,0	2,5	12362	48,9	43,9

TABLEAU 3.- Année 1984. Structure et composition de la flottille des "petits-métiers" par stations maritimes.

(E.T. : écart-type. BONIFACIO I : Bouches-de-Bonifacio.
BONIFACIO II : Porto-Vecchio)

Entre 1981 et 1984, alors que le nombre d'unités est resté le même en Haute Corse, en Corse du Sud, il a augmenté de près de 20 %. Cette augmentation concerne les secteurs du sud de l'île : Propriano, Bonifacio, Porto-Vecchio (figure 2).

L'évolution des caractéristiques moyennes de la flottille indique une augmentation régulière de la puissance (de près de 11 % en 3 ans (tableau 4)). Celle-ci s'accompagne d'une extension de l'utilisation des roues remonte-filets hydrauliques. Par ces améliorations technologiques, les bateaux tendent à exploiter des zones plus éloignées des ports-abris et plus profondes.

Une partie importante de la flottille des "petits-métiers" (67 % en 1983, 74 % en 1984) pêche la langouste de "manière significative" (il s'agit des bateaux utilisant des filets-trémails à langouste ; pour lesquels cette espèce est une cible, et non pas seulement une capture occasionnelle).

Ces unités sont en moyenne plus grandes et plus puissantes que les autres (tableau 5).

Parmi les barques ne recherchant pas la langouste, quelques unes sont spécialisées dans le ramassage de l'oursin comestible, Paracentrotus lividus (2 ou 3 dans le secteur d'Ajaccio) ; d'autres se consacrent exclusivement à la capture du poisson "de roche", et ne capturent des langoustes que de manière accessoire ; d'autres enfin ont une activité purement symbolique et ne réalisent que quelques sorties par an (environ une dizaine). La motivation des "pêcheurs-armateurs" de cette dernière catégorie de "petits-métiers" paraît être la recherche d'une couverture sociale.

L'analyse de la composition de la flottille en 1983 (tableau 6, figure 3), montre la prédominance des petites unités inférieures à 5 tonneaux de jauge brute (69 % des "langoustiers"), et l'existence d'une proportion importante de barques de taille moyenne jaugeant entre 5 et 10 TJB (29 % des "langoustiers").

Environ la moitié des "langoustiers" ont moins de 50 CV. La motorisation des bateaux est très variable. Si la puissance motrice tend à augmenter, bien évidemment, avec le tonnage, la gamme des puissances motrices pour un même tonnage est très large

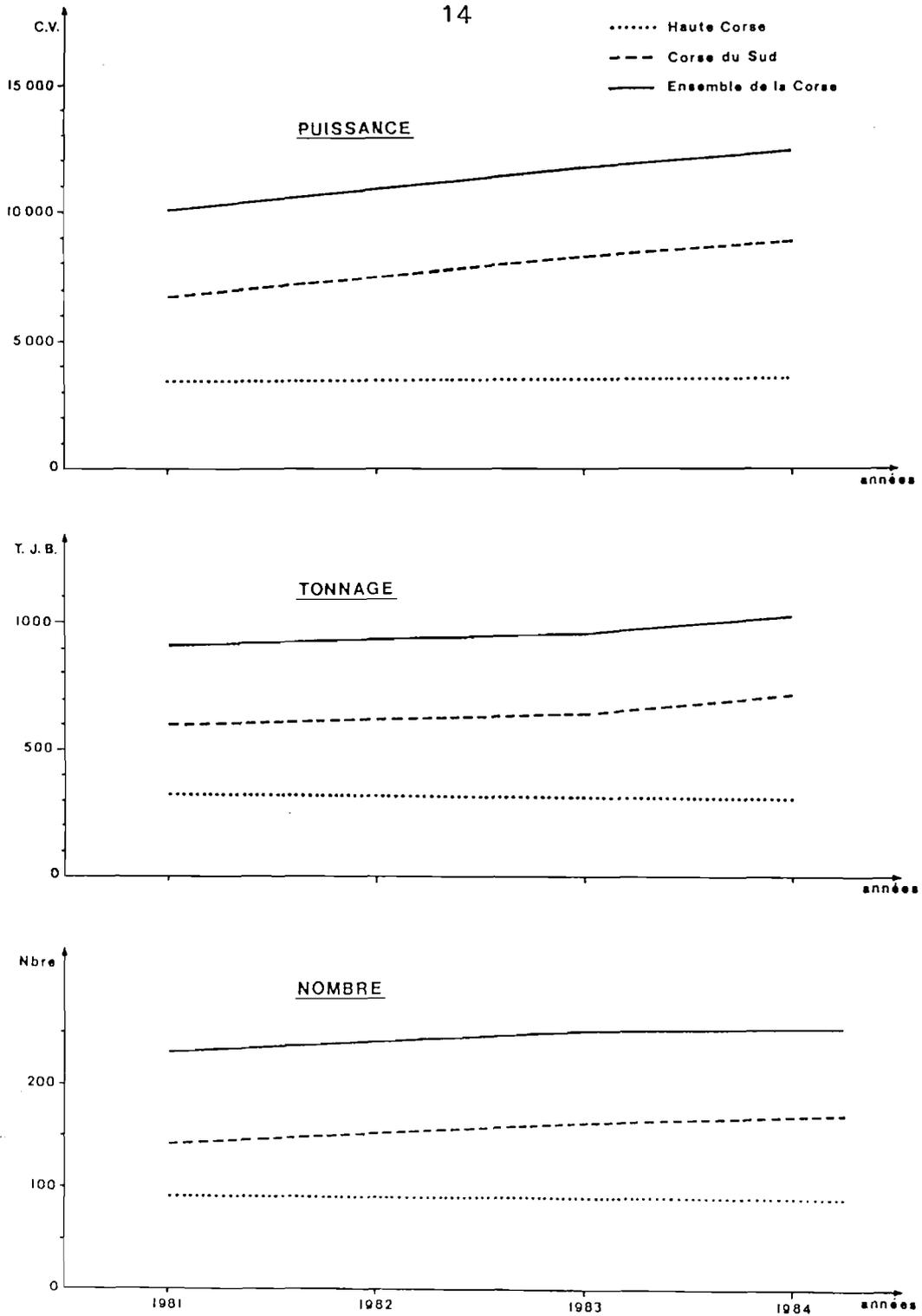


FIGURE 2. - EVOLUTION, ENTRE 1981 ET 1984, DE LA FLOTTILLE DES "PETITS METIERS", EN NOMBRE, TONNAGE, ET PUISSANCE MOTRICE.

Stations	Tonnage (TJB)			Puissance (CV)		
	1981	1983	1984	1981	1983	1984
maritimes						
MACINAGGIO	5,4	4,9	5,1	68,4	61,1	72,9
PINO	3,9	3,6	4,1	41,1	37,1	39,1
ST FLORENT	3,6	4,0	3,8	24,7	47,4	36,7
ILE ROUSSE	3,2	3,2	2,9	29,1	29,1	35,1
CALVI	3,5	3,5	3,5	42,6	49,8	51,3
BASTIA	3,1	2,6	2,8	32,0	31,6	28,9
TOTAL HTE CORSE	3,6	3,5	3,5	38,2	39,9	40,8
CARGESE	2,9	3,1	3,3	31,9	40,8	47,4
AJACCIO	4,6	4,1	4,7	44,9	50,0	47,9
PROPRIANO	4,2	4,0	4,0	62,5	60,5	62,8
BONIFACIO I	4,6	5,0	4,8	57,5	56,5	55,7
BONIFACIO II	5,0	3,8	4,2	55,4	54,9	58,5
TOTAL CORSE SUD	4,3	4,1	4,3	47,9	51,6	53,0
TOTAL CORSE	4,0	3,9	4,0	44,2	47,5	48,9

TABLEAU 4.- Evolution des caractéristiques moyennes de la flottille des "petits-métiers" de 1981 à 1984.

Stations maritimes	bateaux		Tonnage (TJB)				Puissance (CV)			
	N	%	Total	%	Moyenne	E.T.	Total	%	Moyenne	E.T.
Macinaggio	4	50	29,3	74	7,3	3,8	307	63	76,6	49,5
Pino	9	39	46,3	56	5,1	3,0	553	61	61,4	35,1
St Florent	3	33	12,4	34	4,1	1,2	103	24	34,3	17,9
Ile Rousse	13	72	50,5	88	3,9	2,2	473	90	36,4	27,8
Calvi	11	73	42,6	81	3,9	2,5	654	88	59,5	72,7
Bastia	6	40	23,6	60	3,9	2,1	371	78	61,8	68,1
Haute Corse	46	52	204,7	64	4,5	2,6	2 461	73	53,5	49,4
Cargèse	26	90	83,7	92	3,2	1,3	1 108	94	42,6	27,3
Ajaccio	41	68	178,9	72	4,4	2,3	2 296	77	56,0	33,3
Propriano	20	80	89,5	90	4,5	1,8	1 377	91	68,9	49,6
Bonifacio I	23	82	121,9	87	5,3	2,6	1 409	89	61,3	33,6
Bonifacio II	9	52	59,9	92	6,5	4,7	890	95	98,9	42,3
Corse du Sud	119	75	533,9	83	4,5	2,5	7 080	86	59,5	38,2
Total Corse	165	67	738,6	78	4,5	2,5	9 541	81	57,5	41,6

TABLERAU 5.- 1983. Répartition et caractéristiques des "langoustiers", et pourcentages (%) par rapport à l'ensemble de la flottille des "petits-métiers". (Bonifacio I : Bouches-de-Bonifacio ; Bonifacio II : Porto-Vecchio ; E.T. : écart-type).

classes (TJB)	Ensemble de la flottille		"Langoustiers"	
	nombre	F %	nombre	F %
0 - 4,9	189	77	114	69
5 - 9,9	54	22	48	29
10 -14,9	3	1	2	1
15 -19,9	1		1	1
TOTAL	247	100	165	100

TABLEAU 6A. - 1983. Composition en tonnage de l'ensemble de la flottille des "petits-métiers" et de la partie ayant pratiqué la pêche à la langouste de manière significative ("Langoustiers").

classes (CV)	Ensemble de la flottille		"Langoustiers"	
	nombre	F %	nombre	F %
0 - 20	74	30	28	17
21 - 40	61	25	39	24
41 - 60	46	19	36	22
61 - 80	29	12	29	18
81 - 100	16	6	14	8
101 - 120	6	2	6	4
121 - 140	9	4	8	5
141 - 160	2	1	2	1
161 - 180				
181 - 200	3	1	2	1
201 - 220				
221 - 240				
241 - 260				
261 - 280	1		1	
TOTAL	247	100	165	100

TABLEAU 6B. - 1983. Composition en puissance de l'ensemble de la flottille des "petits-métiers" et de la partie ayant pratiqué la pêche à la langouste de manière significative ("langoustiers").

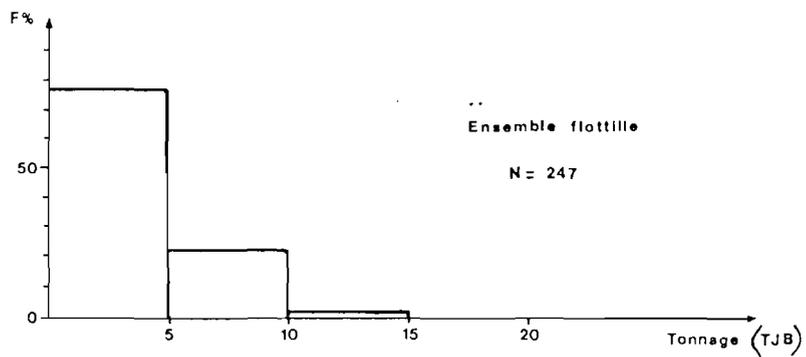
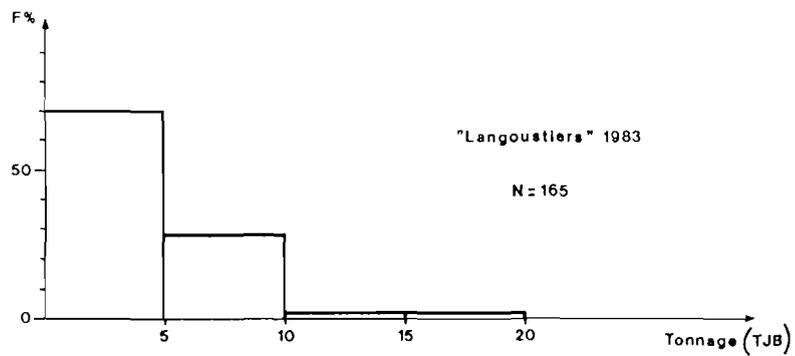
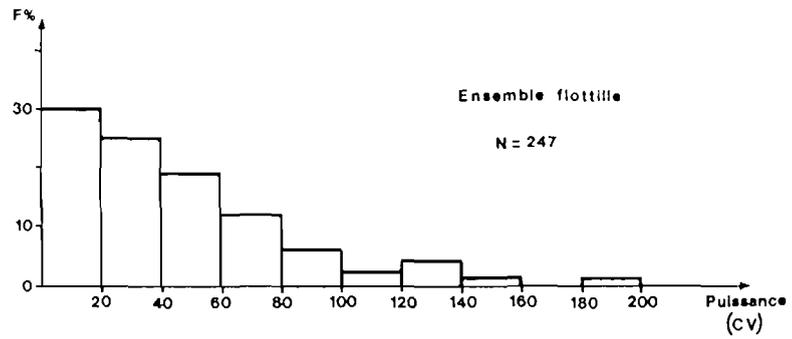
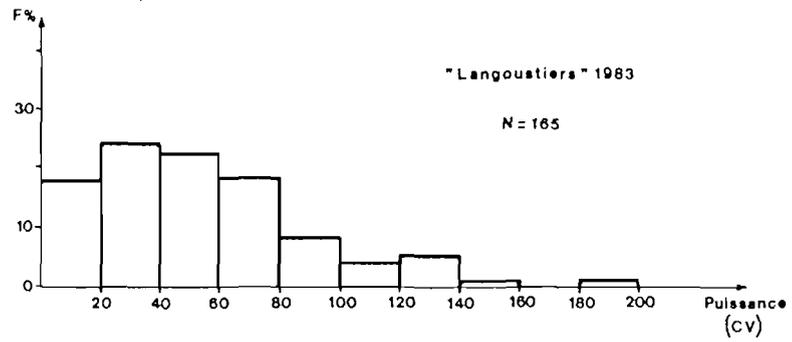


FIGURE 3. - 1983. REPARTITION, PAR CATEGORIES DE TONNAGE ET DE PUISSANCE, DE LA FLOTTILLE DES "PETITS METIERS".

(figure 4).

Toujours en 1983, la flottille des "petits-métiers" pêchant la langouste (165 barques) était servie par 267 marins- pêcheurs. L'effectif embarqué par bateau varie de 1 à 3 hommes ; il est grossièrement dépendant de la taille du navire (figure 5).

La flottille des "petits-métiers" corse est âgée (tableau 7, figure 6). Environ 20 % des unités ont été construites avant 1955, et ont actuellement plus de 30 ans. Certaines datent même du début du siècle ; ces quelques barques-vestiges n'ont toutefois pas de réelle activité.

Si on prend comme indicateur du taux de renouvellement de la flottille, la proportion de bateaux neufs armés par tranche de 5 années, on constate que, après un maximum dans les années 1960 (entre 15 et 20 %), le taux de renouvellement de la flottille des "petits-métiers" n'a cessé de diminuer.

2.3. SECTEURS DE PECHE

En Corse, les "petits-métiers" exploitent les substrats durs pour la capture des langoustes et des poissons "de roche".

A la faveur de 15 prospections aériennes, effectuées à faible altitude selon un réseau de radiales autour de l'île, les emplacements des filières de trémails ont été précisés entre le 17 mai et le 27 septembre 1980. Les observations ont été regroupées sur la carte 2.

Les secteurs qui sont apparus les plus fréquentés sont les Bouches-de-Bonifacio, le plateau des îles Sanguinaires (au Nord du Golfe d'Ajaccio), le Sud du Golfe d'Ajaccio (de la Pointe de La Castagna au Cap Muro).

Sur la côte orientale entre Bastia et Solenzara, où dominent les fonds meubles chalutables, les zones de pêche des "petits-métiers" se limitent à quelques flots rocheux, souvent au voisinage des vallées sous-marines des fleuves Golo, Fium'Alto, Tavignano, Fium'Orbo, et Solenzara.

Les secteurs de pêche se situent près des ports et "marines"

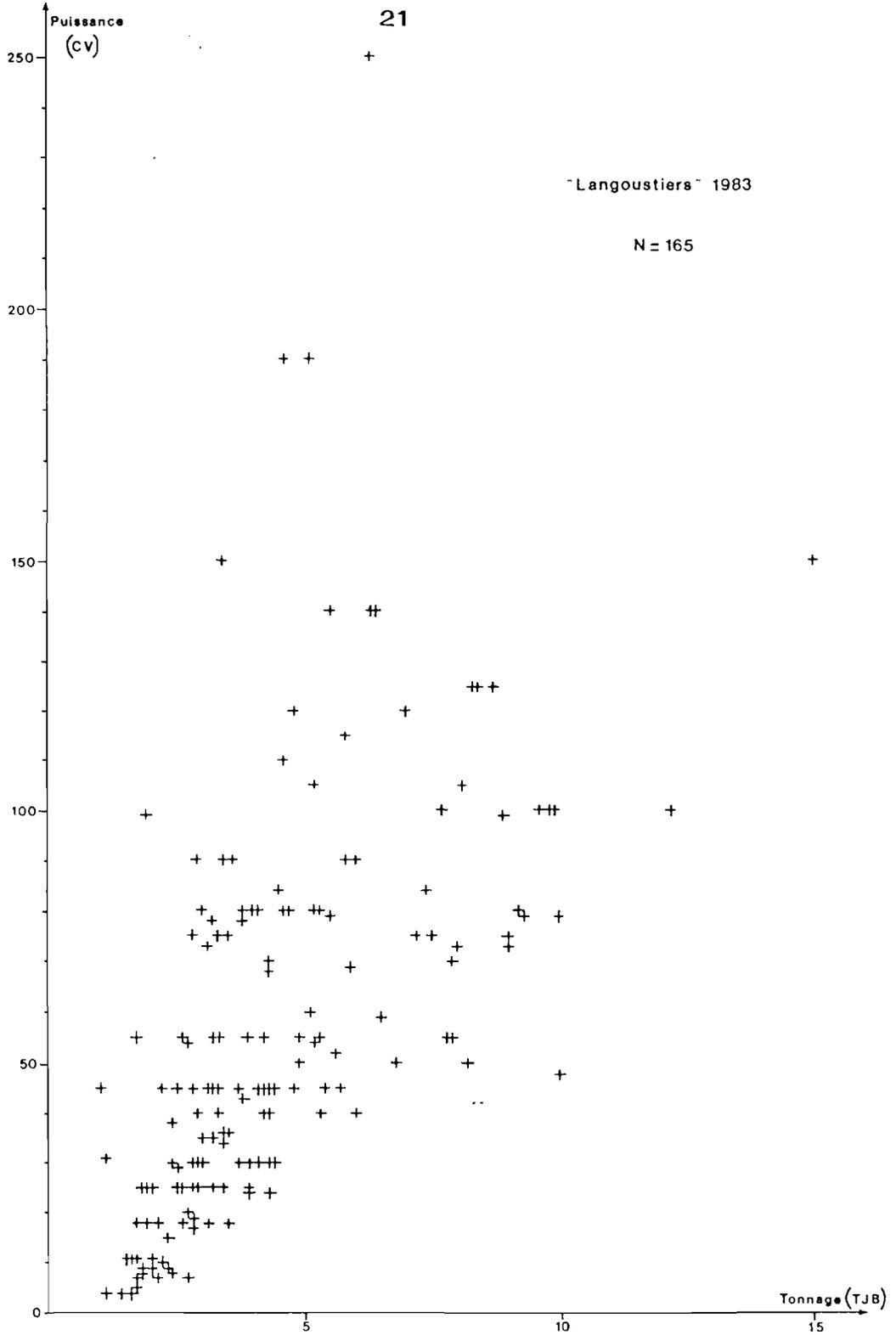


FIGURE 4. - 1984. FLOTTILLE DE "LANGOUSTIERS". RELATION ENTRE TONNAGE ET PUISSANCE MOTRICE.

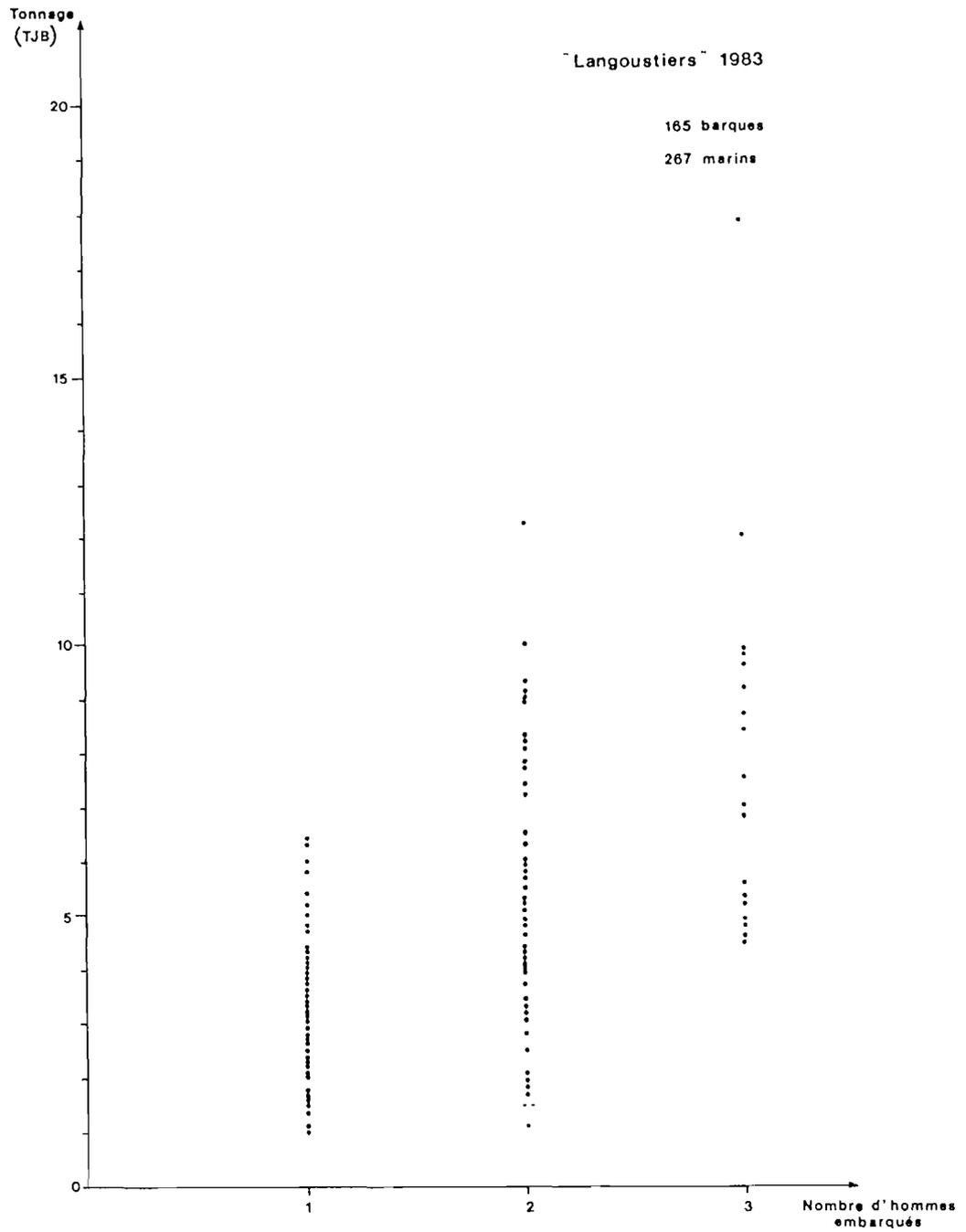


FIGURE 5. - 1983. FLOTTILLE DE "LANGOUSTIERS". RELATION ENTRE TONNAGE DU NAVIRE ET NOMBRE D'HOMMES EMBARQUÉS.

classes (années)	Ensemble de la flottille		"Langoustiers"	
	nombre	F %	nombre	F %
1900 - 1904	1	0,4		
1905 - 1909				
1910 - 1914	1	0,4		
1915 - 1919	1	0,4		
1920 - 1924	1	0,4		
1925 - 1929	1	0,4		
1930 - 1934	5	2,0	1	0,6
1935 - 1939	4	1,6	1	0,6
1940 - 1944	6	2,4	4	2,4
1945 - 1949	16	6,5	12	7,3
1950 - 1954	18	7,3	10	6,0
1955 - 1959	37	15,0	23	13,9
1960 - 1964	43	17,4	24	14,6
1965 - 1969	40	16,2	34	20,6
1970 - 1974	30	12,2	28	17,0
1975 - 1979	23	9,3	15	9,1
1980 - 1984	20	8,1	13	7,9
TOTAL	247	100,0	165	100,0

TABLEAU 7.- 1983. Distribution des âges de la flottille des "petits-métiers" (par année de construction).

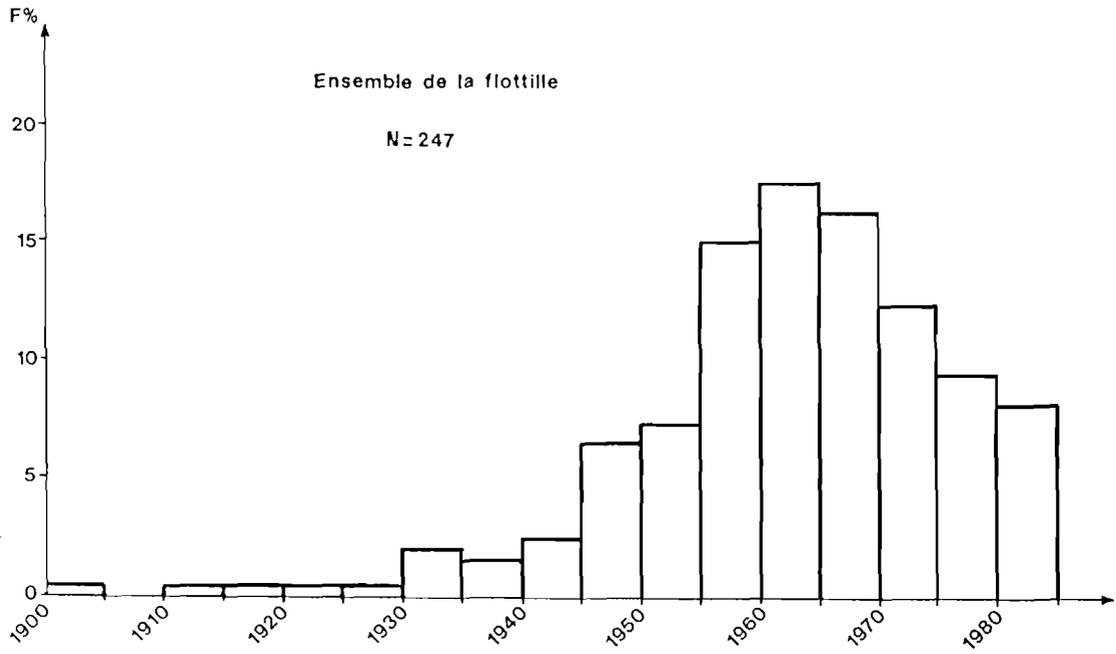
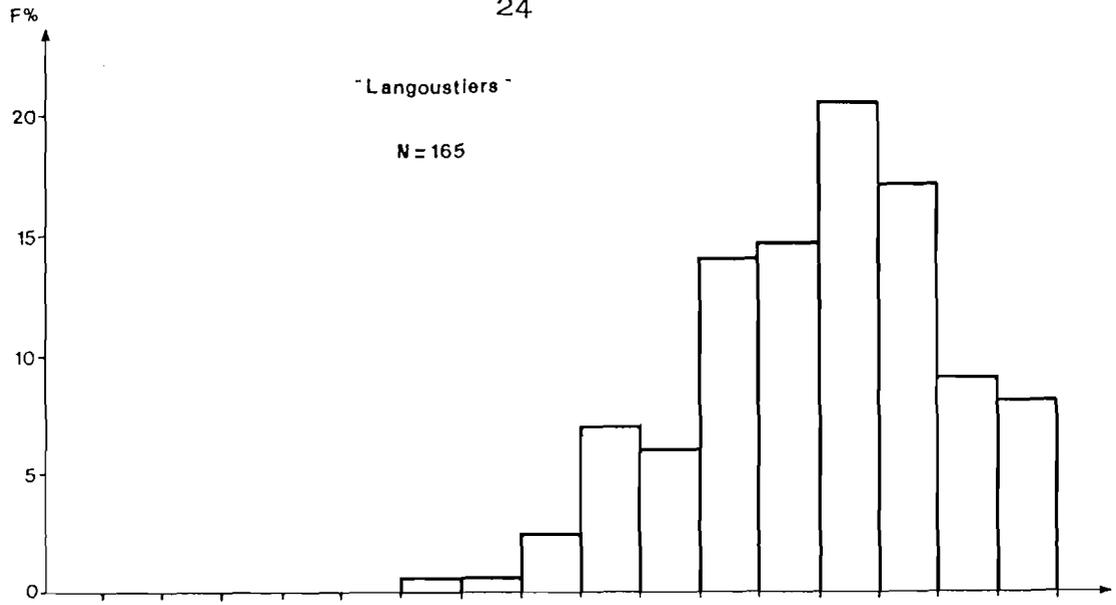
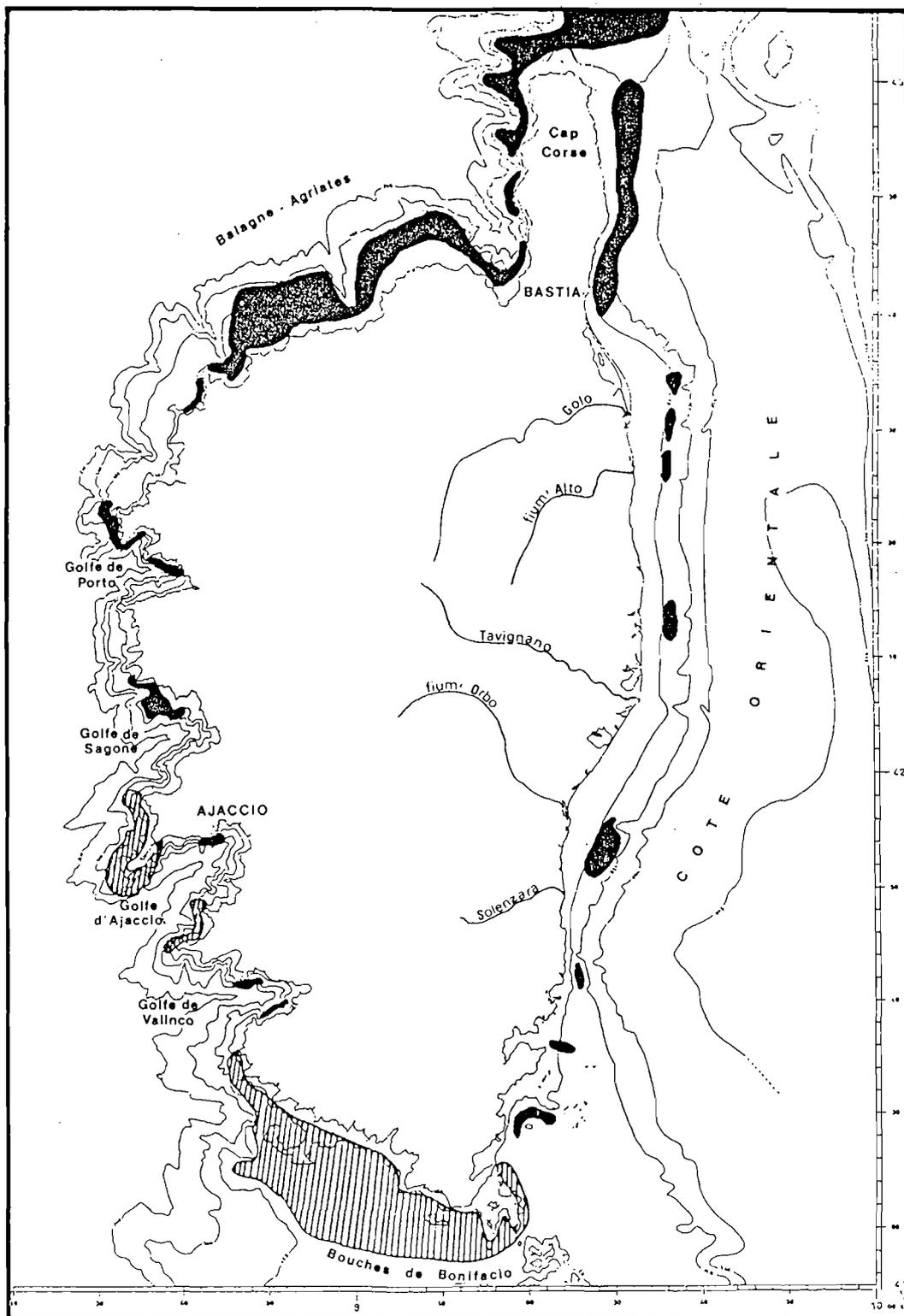


FIGURE 6. - 1983. DISTRIBUTION PAR ANNEES DE CONSTRUCTION DE LA FLOTTILLE DES "PETITS METIERS".



CARTE 2. - SECTEURS DE PECHÉ DES "PETITS MÉTIERS".
Les zones les plus fréquentées sont hachurées.

(ports-abris), généralement dans un rayon de quelques milles ; et le temps de route (aller et retour) par sortie dépasse rarement deux heures.

La pêche se pratique entre les isobathes de 15-20 m et 140-150 m. La frange la plus couramment exploitée est entre 50 et 100 mètres de profondeur.

Avec l'augmentation progressive de la puissance motrice des barques, et la généralisation des roues remonte-filets hydrauliques, la tendance est à l'accroissement du rayon d'action des unités et à l'exploitation des zones situées jusqu'au voisinage des fonds de 200 mètres.

Les surfaces délimitées par les isobathes de 20 et 100 m, et de 100 et 200 m, ont été mesurées sur des cartes marines à l'aide d'un planimètre. Les résultats pour 7 secteurs (carte 3), délimités en fonction de critères géomorphologiques (type de côte, nature du substrat) et de l'importance relative des différents ports, sont donnés au tableau 8.

Si l'on exclut les fonds chalutables (entre Bastia et Solenzara, dans le Nord-Est du Cap Corse, et à l'Est de Porto-Vecchio), il y a environ 4800 Km² de fonds potentiellement exploitables par les "petits-métiers", entre 20 et 200 m de profondeur.

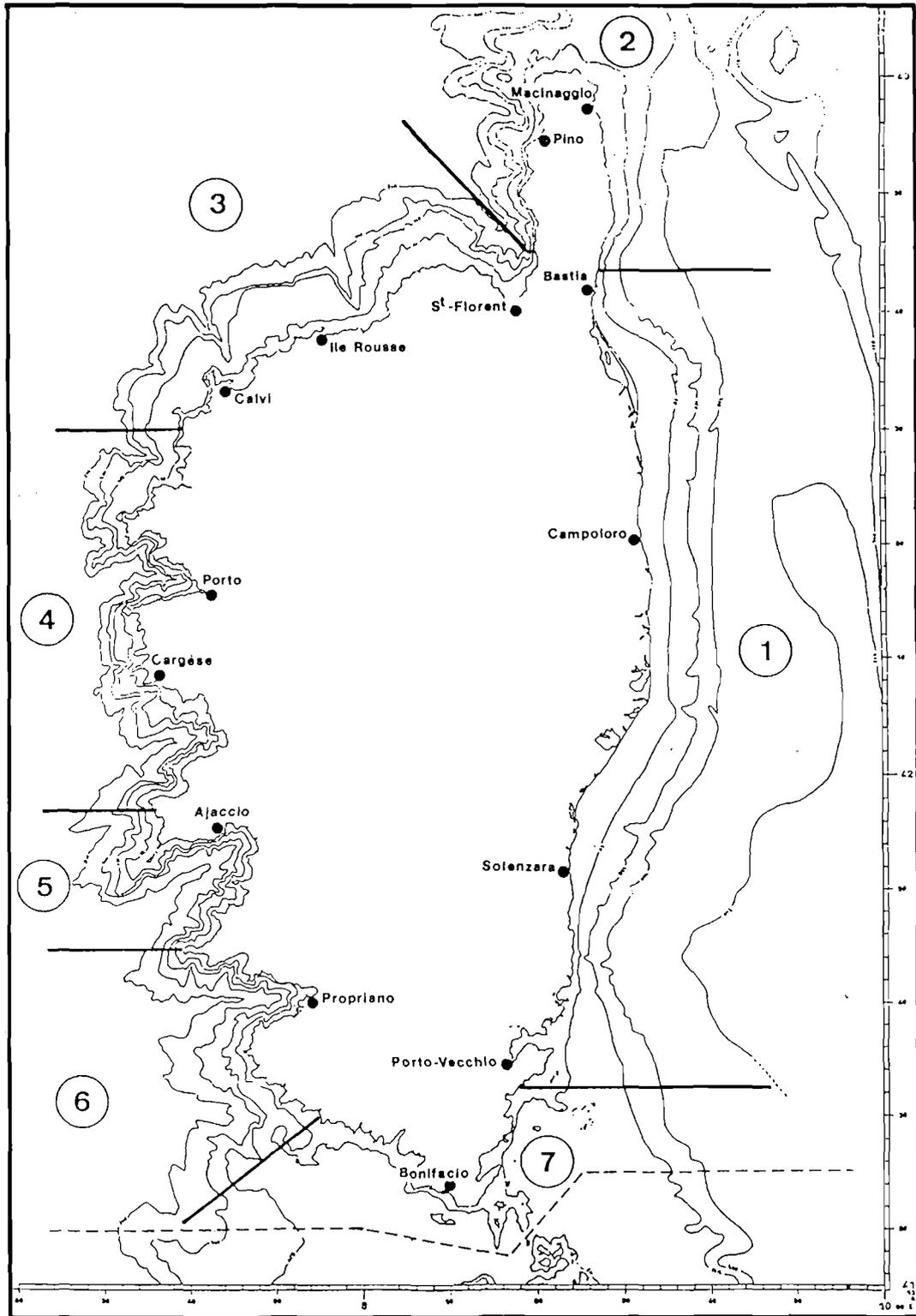
Au moins jusqu'à 100-120 m de profondeur, ces fonds sont pour la plupart bien connus des professionnels, même s'ils ne sont pas couramment exploités.

2.4. STRATEGIE DE PECHE

Les barques sont pratiquement toutes équipées de sondeur à ultra-sons.

La plupart des unités consacrent cependant peu de temps à la prospection. Chaque patron a ses propres zones de pêche qu'il repère à l'aide d'amers et du sondeur, et qu'il exploite successivement au cours de la campagne.

Les filets-trémails sont calés par "chapelets" (filières).



CARTE 3. - DISTINCTION DES SECTEURS POUR LA MESURE DE LA SUPERFICIE DES FONDS DE PECHE.

Secteurs	Code	Surfaces (Km ²)			Type de substrat
		20-100 m	100-200 m	20-200 m	
Côte orientale	1	715 (200*)	238 (50*)	953(250*)	fonds surtout chalutables
Cap Corse	2	357	381	738	fonds durs + faciès coralligène
Balagne - Agriates	3	312	150	462	fonds durs + faciès coralligène
Golfes Porto et Sagone	4	194	96	290	fonds durs
Golfe d'Ajaccio	5	97	49	146	fonds durs
Golfe de Valinco	6	284	54	338	fonds durs
Bouches-de-Bonifacio	7	1 727	190	1 917	fonds durs + faciès coralligène
Total (fonds durs)		3686(3171)	1158(970)	4844(4141)	

TABLEAU 8.- Surfaces exploitables entre les isobathes de 20 et 200 m.

(* superficies approximatives des fonds durs, le long de la côte orientale)

Un "chapelet" compte généralement de 7 à 15 pièces ; chaque pièce mesure grossièrement 50 m de long.

Une barque cale et relève plusieurs "chapelets" par sortie.

Les trémails restent mouillés le plus souvent deux jours, parfois trois ou quatre.

Les filets qui ne restent calés que 24 heures au plus, comme les trémails à poisson, pêchent très peu de langoustes.

Il est probable que dans les trémails calés pendant 48 heures et plus, les poissons capturés jouent le rôle d'appât, et attirent les langoustes.

L'activité trophique de ces animaux semble être essentiellement nocturne. Selon les professionnels, la mobilité des langoustes, et par conséquent les captures, augmenterait après une période de mauvais temps, à l'approche de la pleine lune, et en période estivale.

En fin de campagne (septembre), les pêcheurs espèrent caler providentiellement sur un "mouton" (francisation d'un mot corse qui signifie : amas, tas). Il s'agit d'un rassemblement à déterminisme probablement génésique.

Les "moutons" sont également recherchés pour d'autres espèces que les langoustes, qui sont capturées avec des engins dormants : cas des "tanudes" (Spondylisoma cantharus) pêchés aux nasses dans les Bouches-de-Bonifacio en mars ; et des "jarrets" (Spicara smaris) pêchés au filet maillant de surface dans le secteur de Calvi-Ile Rousse au printemps.

Sur un "mouton" de langoustes, les rendements sont particulièrement élevés. Ainsi par exemple, le 15 septembre 1984, une pêche à l'embouchure de l'étang de Biguglia (au sud de Bastia), à une profondeur de 70-75 m, donna lieu à une capture de 58 Kg de langoustes avec 2 filières de 10 pièces chacune (en tout, 1000 m de trémail) ; 50 Kg environ furent capturés avec une seule filière (500 m de trémail). Les individus capturés comptaient 72 mâles et 31 femelles dont 17 étaient oeuvées. Les tailles des mâles étaient comprises entre 70 et 157 mm de longueur céphalothoracique (moyenne : 94 mm ; écart-type : 15,5), celles des femelles, entre 68 et 123 mm de longueur céphalothoracique (moyenne : 92 mm ; écart-type : 16,0).

Les emplacements de ces regroupements varient d'une année sur l'autre ; et dans une même zone, les "moutons" se retrouvent rarement pendant deux campagnes successives.

2.5. ENGIN DE PECHE

Espèce benthique de fonds durs, la langouste rouge peut être pêchée avec des engins dormants : nasses ou casiers, filets maillants, filets-trémails.

2.5.1. DISCUSSION SUR LA SELECTIVITE DES ENGIN DORMANTS

Les caractéristiques d'un engin de pêche (pour les casiers, le diamètre du goulet d'entrée, l'écartement des lattes et (ou) le maillage ; pour les filets maillants et les trémails, la hauteur de la nappe, le maillage, le taux d'armement), ainsi que les conditions de son utilisation (stratégie de pêche : choix de la zone, pêche de jour ou de nuit, durée de la calée), font qu'il sélectionne parmi d'autres, l'espèce recherchée. Cette sélection est rarement rigoureuse, et, la plupart du temps, quelques individus d'espèces accessoires sont capturés avec l'espèce-cible dominante.

A cette sélectivité interspécifique de l'engin s'ajoute une sélectivité intraspécifique. Parmi les individus d'une même espèce, seuls certains auront une probabilité non négligeable (ou nulle) d'être capturés.

Pour être capturables, les animaux doivent être accessibles à l'engin ; cela suppose qu'ils soient présents sur les lieux où s'exerce la pêche. Cette condition, évidemment nécessaire, n'est pas suffisante. Les animaux doivent être également vulnérables à l'engin de pêche. Cela signifie qu'ils doivent entrer dans son champ d'action.

Pour cela, il faut en premier lieu que les individus aient

une taille supérieure à celle qui leur permettrait de s'échapper en passant entre les lattes des casiers ou à travers les mailles des filets. En second lieu, quand il s'agit d'engins passifs, il faut que les animaux se déplacent vers l'engin qui peut, ou non, exercer sur eux un effet attractif (appât des casiers).

Accessibilité et vulnérabilité sont deux composantes de la capturabilité. LAUREC et LE GUEN (1981) soulignent que l'accessibilité dépend de la "macro-distribution spatiale" des animaux et des effets de déplacements d'amplitude relativement importante, alors que la vulnérabilité est liée à la taille et au comportement des individus en relation avec l'engin de capture.

Les facteurs d'environnement, le sexe, le cycle biologique, peuvent influencer l'accessibilité et la vulnérabilité des animaux, et, par là, leur capturabilité.

Cela est illustré pour la langouste rouge de Corse. Chez cette espèce, les animaux se déplacent surtout la nuit. Leur activité redouble d'intensité l'été. Les mâles semblent plus actifs et sont presque toujours plus représentés dans les captures que les femelles. Enfin, au moment de l'accouplement et peu de temps avant qu'apparaissent les premières femelles oeuvées, une bonne partie des animaux semble quitter momentanément les zones de pêche habituelles.

La sélection opérée par l'engin de pêche sur une espèce, c'est à dire sa sélectivité, ne décrit en fait que les variations de capturabilité des individus de cette espèce selon différents facteurs (taille ou âge, sexe, saison, rythme nycthémeral, rythme lunaire, etc...). Cette sélectivité donne une image biaisée de la structure démographique de l'espèce-cible et de son sex-ratio.

Il n'a pas été fait d'étude de la sélectivité des casiers, filets maillants et trémails, pour la langouste. On sait cependant comment, d'une manière générale, s'exerce la sélectivité de ces engins.

Les filets maillants, utilisés pour la capture des poissons et des crevettes, sélectionnent une gamme de tailles précise. La proportion d'animaux retenus est maximale pour cette plage de tailles et diminue de chaque côté de celui-ci.

Les casiers (ou nasses) opèrent le même type de sélection :

la gamme de tailles retenues par l'engin est limitée vers les grandes tailles par le diamètre du goulet d'entrée, et vers les petites tailles par l'écartement des lattes et (ou) le maillage.

La sélectivité des filets maillants, des casiers, et des nasses est illustrée par une courbe en cloche.

Les filets-trémails combinent deux modes de capture : l'emmaillage au niveau de la nappe centrale qui agit comme n'importe quel filet maillant, et l'emmêlement.

L'emmaillage intéresse, pour une espèce donnée, les plus petites tailles, à la condition qu'elles soient dans la gamme de sélection de la nappe centrale.

L'emmêlement concerne tout le trémail et intéresse les individus trop grands pour être emmaillés.

Les filets-trémails sont des engins peu sélectifs : la sélectivité de la nappe centrale ne peut s'exercer que vers les petites tailles ; vers les grandes tailles, elle est masquée par le processus d'emmêlement, et le taux de rétention du trémail est proche de 100 %.

La courbe théorique de sélectivité des filets-trémails est une courbe logistique.

2.5.2. DESCRIPTION DU FILET-TREMAIL

Les traditionnelles nasses confectionnées avec des rameaux de myrte ont été remplacées, dans le début des années 1960, par des filets-trémails de maille variable, appelés "bistinari". On utilise, le plus fréquemment, des "bistinari" de "4 mailles" ou de "5 mailles", c'est à dire, dont la nappe intérieure a 4 ou 5 noeuds à l'empan (1 empan = 25 cm) ; ce qui correspond à une maille étirée de 160 ou 125 mm.

Une description du trémail de "4 mailles" est donnée par CAMPILLO et AMADEI (1978) ; les caractéristiques techniques de cet engin sont énumérées ci-après :

- Le voile (ou nappe centrale) :
 - . matériau : nylon polyamide câblé,
 - . grosseur du fil : R 303 Tex (3300 m/Kg),
 - . longueur de la maille étirée : 160 mm,
 - . hauteur : 18 mailles,
 - . longueur : 600 mailles.
- Les tables (ou nappes latérales) :
 - . matériau : nylon polyamide câblé,
 - . grosseur du fil : R 450 Tex (2220 m/Kg),
 - . longueur de la maille étirée : 480 mm,
 - . hauteur : 3,5 mailles,
 - . longueur : 200 mailles.
- Les ralingues :
 - . matériau : schappe de nylon polyamide de 7 mm de diamètre,
 - . ralingue de flotteurs : simple,
 - . ralingue de plomb : simple ou double.
- L'armement :
 - . grosseur du fil utilisé : R 333 Tex (3000 m/Kg),
 - . compas d'armement : 385 mm,
 - . taux d'armement du voile : 0,5.
- Les flotteurs :
 - . matériau : plastique,
 - . flottabilité par flotteur : 60 g,
 - . montage : 1 flotteur tous les 5 compas d'armement,
 - . nombre de flotteurs par pièce : 30,
 - . flottabilité totale par pièce : 1800 g.
- Les plombs :
 - . poids unitaire : 34 g,
 - . montage : 3 plombs tous les 4 compas d'armement,
 - . nombre de plombs par pièce : 100,
 - . poids total des plombs par pièce : 3400 g.

2.6. CADRE REGLEMENTAIRE DE L'EXPLOITATION

La réglementation en vigueur, en France, pour l'exploitation de la langouste rouge varie d'une région à l'autre.

Elle est résumée dans le tableau ci-après.

Alors que partout ailleurs en France, la seule mesure conservatoire relative à Palinurus elephas concerne la taille commerciale minimale, en Corse, l'exploitation de cette espèce est "encadrée" par trois dispositions que nous allons commenter et analyser.

	Taille marchande minimale	Ouverture de la pêche	Réserves de pêche
Manche et Atlantique	23 cm	toute l'année	non
Méditerranée			
- Continent	18 cm	toute l'année	non
- Corse	18 cm	1er/3 - 30/9	oui

2.6.1. TAILLE MARCHANDE MINIMALE

La taille marchande minimale est la taille légale, fixée par arrêté, au-dessous de laquelle les individus d'une espèce ne peuvent être ni capturés, ni vendus. L'objectif d'une telle réglementation est la protection des immatures, et l'amélioration de la production, en évitant la "surexploitation liée à la croissance pondérale des individus" ("growth overfishing" de CUSHING, 1973, in LAUREC et LE GUEN, 1981).

La taille marchande minimale doit donc correspondre à une taille au moins égale à la taille moyenne de puberté. Celle-ci n'est pas toujours connue avec précision, et la taille marchande

minimale est parfois déterminée intuitivement.

Cela semble avoir été le cas pour la langouste rouge de Méditerranée, où la taille légale minimale de 18 cm de longueur totale, fixée par l'arrêté du 19 octobre 1964 modifié, ne préserve pas une grande partie des immatures.

Précisons que chez Palinurus elephas une longueur totale de 18 cm correspond à une longueur céphalothoracique de 67 mm, et à un poids de 210 g.

L'obligation qui est faite aux pêcheurs de rejeter les individus inférieurs à la taille légale apparaît souvent trop contraignante dans le régime de libre accès à la ressource et de compétition entre professionnels actuellement en vigueur.

Pour rendre applicable la réglementation sur la taille légale, il peut être souhaitable de la "doubler" d'une mesure concernant la sélectivité de l'engin de capture (fixation, du maillage pour les filets, de l'écartement des lattes et (ou) du maillage pour les casiers), pour ne pêcher qu'une majorité d'individus de tailles supérieures ou égales à la taille marchande.

2.6.2. FERMETURE SAISONNIERE DE LA PECHE

La réduction de la saison de pêche à la langouste du 1er mars au 30 septembre est particulière à la Corse.

Cette mesure fut prise par l'arrêté du 8 juillet 1968, après la crise langoustière qui atteint son paroxysme en 1965.

La fermeture de la pêche à la langouste pendant 5 mois par an est, dans l'ensemble, bien acceptée par les pêcheurs corses, car elle correspond à la période hivernale de morte-saison touristique et de faible demande. Il y a cependant, régulièrement, quelques revendications pour l'ouverture de cette pêche en décembre, afin d'approvisionner le marché des fêtes de fin d'année ; mais devant l'opposition de la grande majorité des professionnels elles font long feu.

Cette disposition a eu pour effet incontestable un

allègement très sensible de l'effort de pêche.

Par ailleurs, il se trouve également que la période de fermeture de la pêche recouvre largement celle d'incubation des oeufs et d'éclosion des larves.

Chez Palinurus elephas la relation stock - recrutement n'est pas connue ; et une protection des femelles oeuvées en phase d'incubation peut apparaître satisfaisante pour l'esprit.

Il est toutefois douteux que cette protection puisse avoir une quelconque efficacité pour le maintien d'un niveau de recrutement satisfaisant, compte tenu :

- de la fécondité élevée de l'espèce,
- de la capturabilité réduite des femelles (cf. infra),
- d'une vie larvaire qui s'étale sur 5 à 6 mois.

C'est cependant une précaution élémentaire de vouloir éviter les effets qu'un effondrement du stock parental pourrait avoir au niveau du recrutement ("surexploitation liée au recrutement", "recruitment overfishing" de CUSHING, 1973, in LAUREC et LE GUEN, 1981), et de veiller à la préservation de la biomasse féconde.

Ce qu'il convient toutefois de considérer, c'est la fécondité développée, dans le stock, par les cohortes successives. Ce problème sera abordé ultérieurement, dans le chapitre sur la "fécondité par recrue".

2.6.3. RESERVES DE PECHE

La baisse de la production langoustière des années 1975 - 1976 engendra un mouvement de revendications des marins-pêcheurs, qui est à l'origine de la création de "cantonnements à langoustes".

En 1977 et 1978, 9 réserves de pêche, d'une superficie totale d'environ 90 Km², étaient créées dans chacun des secteurs de pêche de l'île, à l'exception du secteur d'Ajaccio.

Il s'agit des réserves de Bastia, Porto-Vecchio, Bonifacio, Propriano, Cargèse, Porto-Piana, Calvi, Ile Rousse, et Saint-Florent.

Par la suite, jusqu'en 1982, les réserves devaient connaître quelques modifications : déplacements, modifications de superficie, et même suppression (Cargèse).

Il faut souligner que le principe de la création de réserves de pêche a été presque unanimement accepté par les pêcheurs corses, et que ceux-ci ont été demandeurs, sauf à Ajaccio où le nombre élevé de bateaux (environ 60) et la faible superficie de la zone de pêche potentielle (290 Km² entre 20 et 200 m) faisait apparaître ce projet trop contraignant.

Comme les professionnels furent, par ailleurs, étroitement associés à la mise en place de cette disposition, il n'est pas surprenant qu'ils aient attribué aux réserves la reprise de la production langoustière amorcée en 1980.

Cette relation de cause à effet, facile à avancer, n'en est pas moins douteuse, et il faut probablement chercher ailleurs la (ou les) raison(s) des bons résultats des campagnes langoustières de 1982 à 1984.

En effet, comme le choix de la zone de classement d'une réserve nécessite un large consensus, c'est presque toujours la solution la moins contraignante au plan de l'utilisation de l'espace et de la ressource qui est adoptée ; et la zone classée est souvent de superficie et de productivité réduites.

En outre, la totalité des zones protégées ne représente qu'environ 2 % de la surface des fonds corses potentiellement exploitables ; et il est difficile d'admettre que 90 Km² de zones classées en réserves puissent fertiliser les 4100 Km² (entre 20 et 200 m) des zones ouvertes à la pêche.

Comme les bonnes et les mauvaises années se succèdent dans des variations à moyen et long termes, il est à craindre que l'engouement des pêcheurs corses pour les réserves ne fassent bientôt place à la critique.

2.6.4. COMMENTAIRES

Les mesures de conservation relatives à la langouste rouge

ont été prises, en Corse, pendant des périodes de crise.

A l'exception de l'allègement effectif de l'effort qui résulte de la fermeture de la pêche pendant 5 mois par an et qui a sans doute contribuer au rétablissement du stock ainsi qu'à la lente reprise de la production, les effets de ces mesures sont probablement négligeables, et seul un aménagement reposant sur un contrôle et une maîtrise effectifs de l'effort de pêche est susceptible d'atteindre le double objectif de conservation de la ressource et d'optimisation socio-économique de la pêche.

2.7. ESTIMATION DE L'EFFORT DE PECHE ET DE LA PRODUCTION

Des unités dispersées sur près de 800 Km de côtes, un niveau d'effort très hétérogène sur l'année dépendant étroitement des possibilités de commercialisation des produits et qui s'intensifie avec l'élargissement du marché régional lors de l'afflux touristique estival, des points de débarquement nombreux, et des circuits de vente souvent courts (producteur-consommateur, producteur-restaurateur), sont autant d'éléments qui rendent difficile tout suivi de l'activité de la flottille des "petits-métiers" en Corse.

Ainsi les statistiques officielles de production manquent d'exactitude, et ne peuvent que refléter des tendances, dans l'hypothèse où elles ne seraient pas totalement fantaisistes.

Quant à l'effort de pêche, les données disponibles auprès de l'Administration des Affaires Maritimes ne concernent que l'effort potentiel : localisation et recensement des bateaux professionnels, et informations sur leurs caractéristiques (année de construction, longueur, jauge, puissance motrice, personnel embarqué sur le rôle du navire).

2.7.1. METHODE UTILISEE

Afin de cerner la production de langouste rouge, ainsi que l'effort de pêche correspondant, des sondages ont été réalisés parmi les professionnels, en 1983 et 1984, en appliquant un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié.

Les strates retenues correspondent aux 7 secteurs délimités à la carte 3 et au tableau 8. Cette stratification permet de tenir compte des contraintes géographiques régionales, et de faciliter la collecte des informations.

Dans chaque strate, le recensement des "petits-métiers" pratiquant la pêche à la langouste a été réalisé par enquêtes, auprès des syndicats des Affaires Maritimes et des prud'homies de pêcheurs (tableau 9). Pour la plupart, ces unités pêchent également le poisson, et répartissent leurs efforts respectifs "poisson - langouste", en fonction des rendements saisonniers et aussi de leurs propres circuits de vente.

Les effectifs des échantillons ont été fixés par allocation proportionnelle. Ils représentent entre 20 et 25 % en 1983, et entre 25 et 30 % en 1984, de la population totale de "petits-métiers" consacrant une partie de leur effort, voire la totalité de celui-ci, à la capture de langoustes (tableau 9).

Pour individualiser les bateaux de chaque échantillon, on s'est attaché, autant que possible, à respecter les contraintes de l'échantillonnage aléatoire simple.

Après la fermeture, le 1er octobre, de la campagne de pêche à la langouste, un questionnaire (présenté en annexe I) était soumis aux patrons-armateurs des bateaux échantillonnés.

Dans ce type d'approche, il est essentiel qu'un climat de confiance se soit préalablement établi entre enquêteur et pêcheurs, et que le professionnel interrogé soit convaincu que les renseignements qu'il donne sur son activité ne seront pas "singularisés" ultérieurement, mais feront l'objet d'un traitement "en commun". C'est à cette seule condition qu'il est possible, tout d'abord de recueillir des réponses positives (sur deux années, nous avons essuyé deux refus catégoriques de

Strates		Limites des strates	1983		1984	
Code	Nom		Nh	n	Nh	n
1	Côte orientale	Iles Cerbicales-Bastia	12	3	23	7
2	Cap Corse	Bastia-St Florent	16	4	17	5
3	Balagne-Agriates	St Florent-Cap Cavallo	27	7	28	8
4	Golfes Porto et Sagone	Cap Cavallo-Cap de Feno	26	5	28	7
5	Golfe d'Ajaccio	Cap de feno-Cap de Muro	41	8	42	13
6	Golfe de Valinco	Cap de Muro-Les Moines	20	5	22	6
7	Bouches-de-Bonifacio	Les Moines-Iles Cerbicales	23	6	28	8

TABLEAU 9.- Unités et plan d'échantillonnage.
Effectifs des strates (Nh) et des échantillons (n).

répondre au questionnaire), ensuite de collecter des informations auxquelles on puisse accorder du crédit.

Le recueil des données, auprès des professionnels, a nécessité environ trois semaines d'enquêteur par an.

Les informations recueillies ainsi, a posteriori, ne sont pas totalement fiables, et ne peuvent être considérées que comme des approximations. Elles n'ont pas la précision des informations collectées directement sur le terrain, par un réseau d'enquêteurs assurant une couverture régulière des strates dans l'espace et dans le temps. La présente démarche, imposée par la faiblesse des moyens (un seul enquêteur à disponibilité réduite), n'a d'autre prétention que d'estimer approximativement l'effort et la production, liés à la principale espèce-cible des "petits-métiers" en Corse ; conformément au principe souvent négligé : "Une appréciation grossière vaut mieux que pas d'information du tout !".

Toutefois, la cohérence des informations a toujours été vérifiée par recoupements ; et il n'a pas été tenu compte des renseignements douteux.

2.7.2. INFORMATIONS RECUEILLIES

Les réponses au questionnaire ont permis d'apprécier l'effort et la production, par bateau échantillonné :

- l'effort, f_i , est exprimé en nombre de pièces de filet-trémail, de 50 m de long, "levées" pendant la campagne :

f_i = nombre de pièces relevées par sortie X nombre de sorties.

- la production, y_i , est exprimée en Kg, soit directement ("captures pour la campagne :"), soit à partir de la capture moyenne par sortie :

y_i = capture moyenne par sortie X nombre de sorties.

2.7.3. TRAITEMENT DES INFORMATIONS

Les symboles utilisés sont explicités à l'annexe II.

2.7.3.1. ESTIMATION DE L'EFFORT

Une estimation de la moyenne de l'effort par bateau est :

$$\hat{f}_i = \frac{\sum_{i=1}^n f_i}{n} .$$

La variance de cette estimation est estimée par :

$$\text{var.}(\hat{f}_i) = \left(1 - \frac{n}{Nh}\right) \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (f_i - \hat{f}_i)^2$$

où $1 - (n/Nh)$ est la valeur du terme de correction pour population finie.

L'estimation de l'effort pour la strate est :

$$\hat{f}_h = Nh \times \hat{f}_i$$

dont la variance est estimée par :

$$\text{var.}(\hat{f}_h) = Nh^2 \times \text{var.}(\hat{f}_i) .$$

L'effort total pour la Corse est la somme des efforts par strates :

$$\hat{f} = \sum_{h=1}^7 \hat{f}_h .$$

La variance de f est la somme des variances par strates :

$$\text{var.}(\hat{f}) = \sum_{h=1}^7 \text{var.}(\hat{f}_h) .$$

L'intervalle de confiance de l'estimation de l'effort total, au risque de 5 % est :

$$\hat{f} - t(0,05) \sqrt{\text{var.}(\hat{f})} \leq f \leq \hat{f} + t(0,05) \sqrt{\text{var.}(\hat{f})} .$$

2.7.3.2. ESTIMATION DE LA PRODUCTION

On procède comme pour l'effort. On estime successivement \hat{y}_i (la production moyenne par bateau), \hat{y}_h (la production par strate), et enfin la production totale \hat{y} , ainsi que son intervalle de confiance, au risque de 5 % .

2.7.3.3. ESTIMATION DE LA PRISE PAR UNITE D'EFFORT

Si u_i est la prise par unité d'effort moyenne par bateau :

$$u_i = y_i / f_i \quad ,$$

une estimation de la p.u.e. moyenne par strate est :

$$\widehat{\text{p.u.e.}}(h) = \hat{u}_i = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n u_i \right) \quad ,$$

dont la variance est estimée par :

$$\text{var.}(\widehat{\text{p.u.e.}}(h)) = \left(1 - \frac{n}{Nh}\right) \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (u_i - \hat{u}_i)^2 .$$

Pour l'ensemble de la Corse, l'estimation de la prise par unité d'effort est :

$$\widehat{\text{p.u.e.}} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{h=1}^7 N_h (\widehat{\text{p.u.e.}}(h)) .$$

La variance de cette estimation est calculée à partir de la formule :

$$\text{var.}(\widehat{\text{p.u.e.}}) = \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^7 \frac{Nh^2}{n} \text{var.}(\widehat{\text{p.u.e.}}(h)) .$$

L'intervalle de confiance de la p.u.e., au risque de 5 % , est :

$$\widehat{\text{p.u.e.}} - t(0,05)\sqrt{\text{var.}(\widehat{\text{p.u.e.}})} \leq \text{p.u.e.} \leq \widehat{\text{p.u.e.}} + t(0,05)\sqrt{\text{var.}(\widehat{\text{p.u.e.}})} .$$

2.7.4. REMARQUES SUR LA VARIATION ANNUELLE DU NOMBRE DE BATEAUX RECHERCHANT LA LANGOUSTE

De 1983 à 1984, l'augmentation de l'effectif des "petits-métiers" n'a été que de 2 % (de 247 à 253), alors que pendant le même temps le nombre de bateaux recherchant la langouste est passé de 165 à 188 (+ 14 %).

Cela souligne l'effet attractif que peut exercer sur la flottille une bonne campagne langoustière, en raison de la haute valeur marchande du produit débarqué.

Les résultats, considérés comme très bons, de celle de 1983 ont, en 1984, non seulement induit l'armement d'un petit nombre d'unités nouvelles, mais aussi, et surtout, entraîné le renforcement de la flottille langoustière par l'"arrivée" de barques ne pêchant habituellement que le poisson.

Ceci a été particulièrement net pour la côte orientale ; et est illustré, ci-après, par les variations relatives des effectifs "total petits-métiers" et "petits-métiers-langoustiers" du port de Bastia, entre 1982 et 1985.

ANNEE	TOTAL "PETITS-METIERS"	"LANGOUSTIERS"
1982	9	4
1983	9	3
1984	11	8
1985	12	9

La stabilité de la flottille des "petits-métiers" en Corse laisse supposer que l'effort de pêche nominal qu'elle déploie reste pratiquement constant d'une année sur l'autre. Toutefois, au sein de cet effort global, les parts respectives consacrées à la capture du poisson et à celle de la langouste peuvent varier de manière sensible, en fonction notamment des résultats des campagnes langoustières précédentes.

2.7.5. ANALYSE DES RESULTATS

Les estimations par strates des efforts, des productions, et des p.u.e. sont présentés aux tableaux 10, 11, 12 pour l'année 1983, et 13, 14, 15 pour l'année 1984.

Les valeurs élevées des écarts-types des efforts et des productions soulignent la grande variabilité du niveau d'activité des bateaux et des résultats de la pêche, qui existe à l'intérieur d'une même strate.

En effet, dans un même port, les barques ne commencent pas toutes leur campagne de pêche à la langouste en même temps. La pêche est officiellement ouverte le 1er mars, mais la plupart des unités ne commencent leur activité qu'entre le début avril et la mi-mai, quand s'"installe" la période de beau temps, et quand les premiers contingents de touristes viennent élargir le marché régional.

Le nombre de pièces de filet-trémail levées et calées par sortie dépend évidemment du personnel embarqué (de 1 à 3 hommes). En général, un marin-pêcheur "travaille" de 15 à 20 pièces par sortie ; mais certains manipulent jusqu'à 50 pièces, voire plus.

Quant au rendement, dans un même secteur, il varie sensiblement d'un bateau à l'autre. Chaque barque a ses "coins de pêche" ; et sa réussite dépend de leurs "productivités", éprouvées antérieurement, mais aussi et surtout de l'expérience du patron. Celle-ci tient notamment à sa capacité de détecter le "petit rocher nouveau" qui "marque à peine sur la bande de sondeur", et que les "autres ne remarquent pas" ; ainsi qu'à son

Strates	Nh	n	\hat{f}	Sd (\hat{f})	\hat{f}_h	Sd (\hat{f}_h)
Côte orientale	12	3	1 785	622,23	21 420	7 465,41
Cap Corse	16	4	3 011	1106,21	48 180	17 699,36
Balagne-Agriates	27	7	4 056	987,33	109 524	26 657,94
Golfes de Porto et Sagone	26	5	3 328	788,31	86 528	20 495,94
Golfe d'Ajaccio	41	8	3 100	546,70	127 100	22 414,77
Golfe de Valinco	20	5	8 000	1042,83	160 000	20 856,65
Bouches-de-Bonifacio	23	6	3 595	456,24	82 674	10 493,59
TOTAL CORSE	165	38			635 426	50 470,65

TABLERAU 10.- 1983. Estimation des efforts par strates.
(Sd : écart-type)

Strates	Nh	n	\hat{Y}	Sd (\hat{Y})	\hat{Y}_n	Sd (\hat{Y}_n)
Côte orientale	12	3	579,00	185,79	6 948,00	2 229,49
Cap Corse	16	4	1 372,25	328,14	21 956,00	5 250,28
Balagne-Agriates	27	7	1 020,00	221,78	27 540,00	5 987,99
Golfes de Porto et Sagone	26	5	1 198,00	428,57	31 148,00	11 142,83
Golfe d'Ajaccio	41	8	742,50	136,07	30 442,50	5 578,77
Golfe de Valinco	20	5	1 850,00	236,38	37 000,00	4 727,58
Bouches-de-Bonifacio	23	6	1 429,33	225,99	32 874,67	5 197,66
TOTAL CORSE	165	38			187 909,17	16 524,01

TABLEAU 11.- 1983. Estimation des productions (en Kg) par strates.
(Sd : écart-type)

Strates	Nh	n	p.u.e.(h)	Sd (p.u.e.(h))
Côte orientale	12	3	0,348	0,028
Cap Corse	16	4	0,481	0,052
Balagne-Agriates	27	7	0,278	0,047
Golfes de Porto et Sagone	26	5	0,331	0,043
Golfe d'Ajaccio	41	8	0,255	0,034
Golfe de Valinco	20	5	0,231	0,004
Bouches-de-Bonifacio	23	6	0,432	0,023
TOTAL CORSE	165	38	0,321	0,006

TABLEAU 12.- 1983. Estimation des p.u.e. par strates.
(Sd : écart-type)

Strates	Nh	n	\hat{f}	Sd (\hat{f})	$\hat{f}n$	Sd ($\hat{f}n$)
Côte orientale	23	7	2 928	1 068,31	67 341	24 571,03
Cap Corse	17	5	3 605	731,91	61 285	12 442,49
Balagne-Agriates	28	8	3 640	537,40	101 920	15 047,13
Golfes de Porto et Sagone	28	7	4 093	776,81	114 600	21 750,63
Golfe d'Ajaccio	42	13	2 284	246,19	95 912	10 339,93
Golfe de Valinco	22	6	5 196	497,70	114 308	10 949,50
Bouches-de-Bonifacio	28	8	2 889	510,70	80 899	14 299,68
TOTAL CORSE	188	54			636 265	43 466,58

TABLEAU 13.- 1984. Estimation des efforts par strates.
(Sd : écart-type)

Strates	Nh	n	\hat{Y}	Sd (\hat{Y})	\hat{Y}_h	Sd (\hat{Y}_h)
Côte orientale	23	7	1 517,29	523,00	34 897,57	12 029,00
Cap Corse	17	5	1 400,00	309,84	23 800,00	5 267,26
Balagne-Agriates	28	8	893,75	164,91	25 025,00	4 617,56
Golfes de Porto et Sagone	28	7	912,86	144,91	25 560,00	4 021,58
Golfe d'Ajaccio	42	13	581,77	95,75	24 434,31	4 021,58
Golfe de Valinco	22	6	1 447,67	166,00	31 848,67	3 652,00
Bouches-de-Bonifacio	28	8	1 441,13	264,75	40 351,50	7 412,93
TOTAL CORSE	188	54			205 917,05	17 166,47

TABLERAU 14.- 1984. Estimation des productions (en kg) par strates.

(Sd : écart-type)

Strates	Nh	n	p.u.e.(h)	Sd (p.u.e.(h))
Côte orientale	23	7	0,583	0,039
Cap Corse	17	5	0,384	0,037
Balagne-Agriates	28	8	0,255	0,039
Golfes de Porto et Sagone	28	7	0,247	0,024
Golfe d'Ajaccio	42	13	0,229	0,020
Golfe de Valinco	22	6	0,285	0,031
Bouches-de-Bonifacio	28	8	0,494	0,021
TOTAL CORSE	188	54	0,339	0,004

TABLERAU 15.- 1984. Estimation des p.u.e. par strates.
(Sd : écart-type)

habilité pour "caler avec le courant", de manière à ce que le filet ne rate pas sa cible et tombe à l'endroit choisi.

Les estimations, pour l'ensemble de la Corse, des paramètres caractérisant l'activité "pêche à la langouste rouge" de la flottille des "petits-métiers", en 1983 et 1984, sont données dans le tableau 16.

2.7.5.1. L'EFFORT DE PECHE

Malgré le renforcement de la flottille langoustière, l'effort développé en 1984 se serait situé à un niveau sensiblement équivalent à celui de 1983. Cette stabilité de l'effort effectif, malgré une augmentation de l'effort nominal, trouve son explication dans les mauvaises conditions météorologiques de l'été 1984, qui ont entravé sur l'ensemble de l'Ile l'exercice de la pêche.

Les limites de l'intervalle de confiance des estimations, au seuil de risque de 5 %, suggèrent que l'effort déployé pour la capture de langouste s'est situé entre 530 000 et 740 000 pièces de trémail. Pour fixer les idées, ceci représenterait chaque année une longueur de filet comprise entre 26 500 et 37 000 Km ; ce qui semble impressionnant eu égard aux 800 Km que mesure le périmètre de la Corse.

La surface des fonds "potentiels" à langouste rouge (faciès, rocheux, coralligène, et détritique côtier), compris entre les isobathes de 20 et 100 m a été estimée à environ 3 600 Km². Si l'effort de pêche était uniformément réparti, l'intensité de pêche serait de 147 à 206 pièces de trémail / Km² / an, ou de 7,4 à 10,3 Km de trémail / Km² / an ; ce qui ne représente, en définitive, qu'un effort annuel par Km² limité à 4 à 6 jours d'une barque, servie par 2 hommes, travaillant 35 pièces de trémail par sortie.

Les conditions d'exploitation ne sont cependant pas identiques dans tous les secteurs de l'Ile (tableau 17). La surface moyenne, potentiellement exploitable, par bateau peut

Paramètres	Estimation		Limites de l'estimation (p = 0,05)	
	1983	1984	1983	1984
Effort	635 000	636 000	533 000 - 738 000	549 000 - 723 000
Production (kg)	188 000	207 000	154 000 - 222 000	171 000 - 241 000
p.u.e.	0,321	0,339	0,309 - 0,333	0,331 - 0,347

TABLEAU 16.- Estimations, en 1983 et 1984, pour l'ensemble de la Corse, des paramètres de l'activité "pêche à la langouste rouge" des "petits-métiers".
(les résultats ont été arrondis).

varier de 2 Km² (Golfe d'Ajaccio) à plus de 60 Km² (Bouches-de-Bonifacio), et l'intensité de pêche apparaît, dans l'ensemble, d'autant plus élevée que le territoire de pêche est réduit.

Soulignons, toutefois, qu'en rapportant l'effort de pêche à la totalité de l'aire de répartition du stock on minimise l'intensité de pêche. Une meilleure expression de celle-ci pourrait être obtenue s'il était possible de ne considérer que la surface où le trémail est "efficace" (ou potentiellement "efficace"), et où corrélativement les langoustes sont "disponibles" (LAUREC et LE GUEN, 1981).

2.7.5.2. LA PRODUCTION DE LANGOUSTE

En 1983 et 1984, les productions de langouste rouge auraient été comprises respectivement entre 154 et 222 tonnes, et entre 171 et 241 tonnes. Les estimations moyennes (188 et 206 tonnes) peuvent apparaître "optimistes", alors que les statistiques officielles ne font état que de 83 et 88 tonnes.

Il peut être intéressant de rapporter les avis des professionnels sur les résultats de ces deux campagnes.

La campagne de 1983 a été jugée "exceptionnelle" dans l'ensemble des secteurs de l'Ile.

En 1984, à l'exception du Golfe d'Ajaccio où de nombreux pêcheurs se sont plaints de rendements médiocres, les résultats ont été qualifiés d'"aussi bons", voire de "meilleurs", malgré le mauvais temps qui a sévi en période estivale. Des captures relativement importantes ont, en effet, été faites surtout en début de campagne, notamment dans le Sud de la côte orientale, par des bateaux de Porto-Vecchio, sur une zone jusqu'alors peu exploitée (parce que trop éloignée du port), située au Sud-Est des Iles Cerbicales, à environ 12 milles, au voisinage de la sonde des 100 m.

Secteurs	A (Km ²) (20-100m)	1983				1984			
		f	f/A	n	A/n	f	f/A	n	A/n
Côte orientale	200	21 420	107	12	16,7	67 341	337	23	8,7
Cap Corse	357	48 180	135	16	22,3	61 285	172	17	21,0
Balagne-Agriates	312	109 524	351	27	11,6	101 920	327	28	11,1
Golfes Porto et Sagone	194	86 528	446	26	7,5	114 600	591	28	6,9
Golfe d'Ajaccio	97	127 100	1 310	41	2,4	95 912	989	42	2,3
Golfe de Valinco	284	160 000	563	20	14,2	114 308	403	22	12,9
Bouches-de-Bonifacio	1 727	82 674	48	23	75,1	63 875	37	28	61,7

TABLEAU 17 _ Conditions d'exploitation par secteur, en 1983 et 1984.
Superficie (A), effort (f), intensité de pêche (f/A),
nombre de bateaux (n), et surface moyenne exploitable
par bateau (A/n).

2.7.5.3. LA PRISE PAR UNITE D'EFFORT

Pour l'ensemble de la Corse, la p.u.e. de 1983 aurait été de 0,321 Kg, avec un intervalle de confiance au risque de 5 % limité à 0,309 et 0,333 Kg. Celle de 1984 aurait été de 0,339 Kg, avec des limites de confiance ($p = 0,05$) de 0,331 et de 0,347 Kg.

Les p.u.e. apparaissent intuitivement comme des indices bruts de l'abondance d'un stock. On sait que cette abondance peut varier dans l'espace et dans le temps, avec les conditions d'environnement, la productivité du milieu, le recrutement, et le niveau d'effort.

La relation entre abondance et p.u.e. n'est généralement pas simple, et l'interprétation de ces dernières exige une connaissance satisfaisante de la stratégie de pêche (GULLAND, 1964, LAUREC et LE GUEN, 1981).

Ainsi, dans la pêcherie corse de langouste rouge, l'effort n'est pas distribué au hasard dans toute l'aire de répartition potentielle du stock, mais concentré dans les zones reconnues les plus productives. Dans ces conditions, les p.u.e. ne sont pas des indicateurs d'une abondance moyenne, mais doivent être interprétées comme les indices d'abondance des secteurs les plus riches.

Nous aurions souhaité tester les différences apparaissant dans les p.u.e. moyennes correspondant aux divers secteurs, puis rechercher une éventuelle relation entre effort et prise par unité d'effort.

Le caractère approximatif des estimations que nous avons obtenues par enquêtes, nous a fait renoncer à ce projet.

Quoiqu'il en soit, les p.u.e. apparaissent variables d'un secteur à l'autre, et d'une année sur l'autre.

Des données de p.u.e. fiables sont disponibles pour deux bateaux dont l'activité est connue avec précision, grâce à des fiches de pêche journalières et à des carnets de pêche. Ces deux unités pratiquent exclusivement la pêche à la langouste, l'un dans les Bouches-de-Bonifacio, l'autre dans le Nord de la côte orientale (Bastia).

L'examen de l'évolution de leurs p.u.e. (figure 7) permet d'apprécier l'amplitude de la variabilité inter-annuelle et inter-sectorielle de ce paramètre.

On a représenté sur la figure 7, les valeurs moyennes des p.u.e. estimées pour les secteurs "Bouches-de-Bonifacio" et "côte orientale". Elles sont du même ordre de grandeur que celles des deux bateaux de référence. Ce qui est un argument plaidant en faveur de la cohérence des estimations faites à partir des données d'enquêtes.

On peut, par ailleurs, raisonnablement admettre que les tendances qui apparaissent dans l'évolution des rendements des deux navires de référence, se retrouvent dans les p.u.e. moyennes correspondant aux secteurs qu'ils fréquentent.

Dans ces conditions, quelques remarques peuvent être faites.

A l'exception de 1984, les rendements seraient globalement plus élevés dans les Bouches-de-Bonifacio que dans le Nord de la côte orientale. L'intensité de pêche (effort par unité de surface) est en effet inférieure dans les Bouches-de-Bonifacio, qui pourraient être, par ailleurs, également plus productives en langoustes.

Les variations annuelles des p.u.e., dans chacun des deux secteurs, semblent cependant avoir lieu de manière concordante.

Après 1982, une phase de croissance des p.u.e. succède à une période de stabilité relative. Ce phénomène admet trois explications possibles :

- une réduction très sensible de l'effort de pêche,
- la mise en exploitation de zones "vierges", non pêchées antérieurement,
- un niveau de recrutement supérieur à celui des années "moyennes".

Parmi ces hypothèses, la troisième semble la plus plausible, pour expliquer le caractère "exceptionnel" des productions de 1983 et 1984.

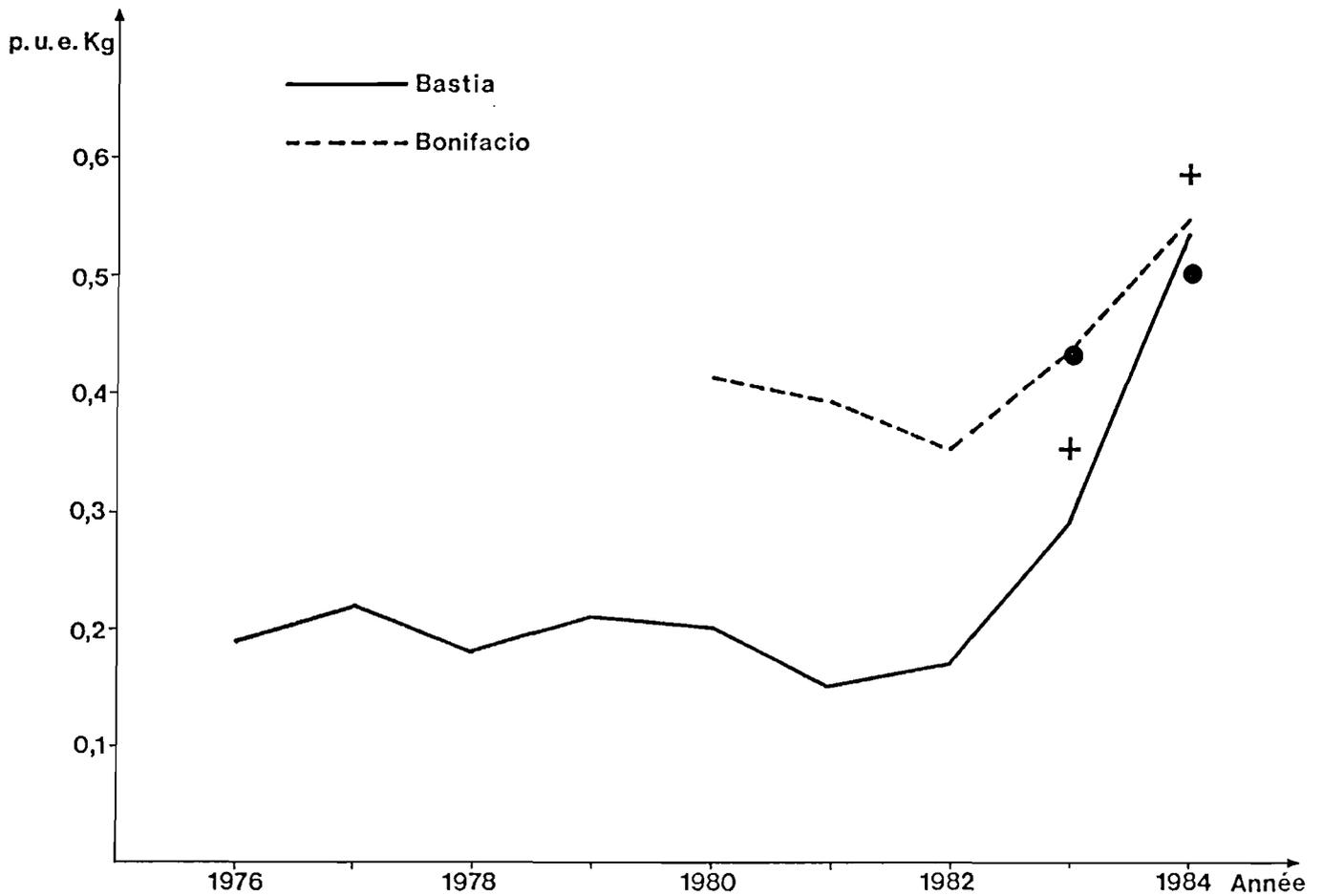


FIGURE 7. - VARIATIONS DES P.U.E. DE 2 BATEAUX, EXPLOITANT LA LANGOUSTE ROUGE DANS 2 SECTEURS DIFFERENTS : BASTIA ET LES BOUCHES-DE-BONIFACIO.
 Cercle : p.u.e. moyenne pour le secteur de Bonifacio.
 Croix : p.u.e. moyenne pour le secteur de Bastia.

2.8. CONCLUSION

Avec environ 250 unités, la flottille corse de "petits-métiers" est peu importante.

Cette flottille est âgée, et son taux de renouvellement demeure faible.

Sa dynamique (renouvellement des unités, accroissement de la puissance motrice, amélioration technologique) est presque exclusivement déterminée par l'exploitation de la langouste rouge.

Cette espèce qui représente une part non négligeable de la production halieutique corse (10 à 15 %), est, par sa valeur marchande élevée (120 à 150 F / Kg, de 1980 à 1985), la principale cible des "petits-métiers". Elle assurerait, actuellement, environ 30 % du chiffre d'affaires de la pêche maritime dans l'Ile.

La méthode d'évaluation de l'effort de pêche et de la production de langouste rouge, que nous avons utilisée, n'est pas entièrement satisfaisante. Elle consiste à traiter des informations collectées "a posteriori" ; et les estimations obtenues ont un caractère approximatif, pondéré toutefois par le fait que l'effectif de l'échantillon représente une part importante de la population (entre 20 et 30 %).

L'effort de pêche global connaît seulement de faibles variations d'une année à l'autre (635.000 et 636.000 pièces de trémail relevées, en 1983 et 1984). Ramené à la totalité des fonds potentiels à langouste (3.600 Km²), il demeure relativement modéré.

L'effort de pêche n'est cependant pas également réparti autour de l'Ile. La surface exploitable, le nombre de bateaux, et l'intensité de pêche sont différents d'un secteur à l'autre. Ainsi, le Golfe d'Ajaccio, le secteur le plus petit (97 Km², entre 20 et 100 m) est celui où existe la plus forte concentration de bateaux (une soixantaine dont plus de 40 "langoustiers") ; à l'opposé, les Bouches-de-Bonifacio présentent une superficie de 1727 Km² (entre 20 et 100 m) pour la partie

française, et ne comptent régulièrement qu'une trentaine de bateaux (presque tous pêchant la langouste). Par ailleurs, dans chacun des secteurs, l'effort de pêche se concentre naturellement sur les secteurs les plus riches.

Cette hétérogénéité dans la répartition spatiale de l'effort de pêche se retrouve au niveau des p.u.e. Toutefois, celles-ci ne sont probablement pas le seul reflet d'intensités de pêche variables, mais pourraient traduire les différences de productivité qui existeraient entre secteurs, en raison de la variété des faciès de fonds durs, de la diversité des conditions hydrodynamiques, hydrologiques et trophiques, ainsi que du comportement souvent grégaire des langoustes.

Les variations temporelles des p.u.e. sembleraient cependant avoir grossièrement lieu en phase ; ce qui pourrait indiquer que le processus de recrutement des langoustes intéresse avec des niveaux comparables l'ensemble de l'île.

C'est peut-être, d'ailleurs, un niveau de recrutement élevé qui est à l'origine des productions "exceptionnelles" de 1983 et de 1984 (188 et 206 tonnes).

Compte tenu des tendances dans les variations de p.u.e., qui sont révélées à la figure 7, on peut supposer que, avant 1982, une campagne ordinaire devait se solder par une production de 100 à 150 tonnes de langoustes.

3. ETUDE DE LA CROISSANCE

3.1. INTRODUCTION

Les études de croissance chez les grands crustacés posent des problèmes particuliers.

L'acquisition des paramètres qui la caractérisent nécessite souvent le recours à des expériences de marquage, toujours longues et coûteuses.

Chez la langouste rouge de Corse, l'absence d'une succession de modes dans les distributions de fréquences de longueurs a interdit l'usage des méthodes de PETERSEN ou d'analyse des progressions modales (in PAULY, 1985) pour l'étude de la croissance.

Des opérations de marquage de langoustes ont donc été réalisées, en Corse, de 1977 à 1984. Elles ont permis d'acquérir sur la croissance de l'espèce Palinurus elephas des données originales.

3.2. MUE ET CROISSANCE

Comme chez tous les arthropodes, la croissance de la langouste est rythmée par le cycle de mue - intermue.

Les variations de taille et de poids ont lieu lors d'une mue, quand l'animal rejette son vieil exosquelette. Entre deux mues successives, au cours de l'intermue, l'animal connaît une série de transformations continues : calcification progressive de l'exosquelette ; accumulation de réserves organiques ; élaboration, sous l'exosquelette en place, du prochain squelette de remplacement.

Depuis les travaux de DRACH (1939), le cycle de mue - intermue est divisé en 5 stades principaux : A, B, C, D et E, et en sous-stades. Le stade E correspond à la mue, les autres stades à l'intermue.

Chez les macroures reptantia, le cycle de mue - intermue a seulement été étudié chez les nephropsidae : Homarus gammarus (HEPPER, 1965(b)), Homarus americanus (notamment AIKEN, 1973), et Nephrops norvegicus (SARDA, 1983).

Pour les palinuridae, on peut raisonnablement admettre que le schéma reste le même ; et que la phase active de croissance, qui a lieu au stade D, représente environ 16 % de la durée du cycle d'intermue.

C'est lors de cette phase que l'exosquelette de remplacement est formé, et que la croissance à la prochaine mue est fixée de manière irréversible.

3.3. SAISONNALITE DE LA MUE

Chez la langouste rouge, certains stades du cycle de mue - intermue peuvent être reconnus macroscopiquement.

Immédiatement après la mue, la langouste est "molle". Le squelette est soit entièrement déformable (stade A), soit déformable seulement dans certaines régions (branchiostégites, face ventrale de l'abdomen, articles des péréiopodes) sous l'effet de légères pressions (stade B).

A la fin du cycle d'intermue, certains indices sont prémonitoires de l'imminence de la mue : la coloration du squelette devient terne, et des lignes de déhiscence, au niveau desquelles l'exosquelette est presque totalement déminéralisé, apparaissent sur les flancs du céphalothorax, le long des branchiostégites (stades D3 et D4).

Il est également possible de reconnaître le stade D2 où la formation du nouveau squelette est terminée. En cassant l'extrémité d'une antenne, le fragment d'exosquelette se retire alors comme un doigt de gant, et laisse apparaître la nouvelle exocuticule chitineuse.

Comme les stades encadrant la mue peuvent être reconnus aisément, il est possible de préciser la saisonnalité du phénomène.

Les observations sur les proportions d'animaux en

phases de pré et post-mue (stades D2, D3-D4, A, B) ont été réalisées de 1981 à 1983, à partir d'échantillonnages mensuels des captures professionnelles (de mars à septembre, pendant la période de la pêche à la langouste). Elles concernent des individus compris entre 55 et 129 mm de longueur céphalothoracique.

Sur l'ensemble de l'effectif examiné (2440 mâles et 1940 femelles), les langoustes en pré et post-mue n'ont représenté que 8 % chez les mâles, et 12 % chez les femelles. Ces faibles proportions sont peut-être liées à une baisse de la capturabilité des individus, immédiatement avant et après la mue.

Les variations de la proportion de langoustes en phases de mue (stades D2 à B, confondus) ont été représentées à la figure 8.

En dehors de la saison de pêche, nous ne disposons que de rares données sur la proportion de langoustes "molles". Elles ont été acquises en octobre 1981 dans les Bouches-de-Bonifacio, à la faveur de pêches expérimentales réalisées au filet-trémail. Les langoustes trouvées en pré et post-mue étaient alors peu nombreuses : 1,6 % chez les mâles (252 individus examinés), et 0,4 % chez les femelles (237 individus examinés).

Pour ce qui est des mois de novembre à février, les informations proviennent des professionnels. Ceux-ci prétendent que peu de langoustes "molles" apparaissaient dans les captures d'octobre à février avant la fermeture de la pêche (arrêté du 8 juillet 1968), et confirment que la plus forte proportion de langoustes "molles" est trouvée au printemps.

Il semble donc que dans les eaux corses, le phénomène de la mue chez la langouste rouge ait un caractère saisonnier nettement marqué. C'est en effet au printemps, et notamment au mois d'avril, que l'on trouve dans les deux sexes la plus forte proportion d'individus en phases de pré et post-mue. Des mues sont cependant observées en dehors de cette période ; en septembre, elles n'intéressent plus qu'environ 2 % des langoustes échantillonnées.

La figure 9 représente, pour les individus observés en phase de pré et post-mue, l'évolution des distributions des fréquences de taille. Malgré la faiblesse des effectifs mensuels,

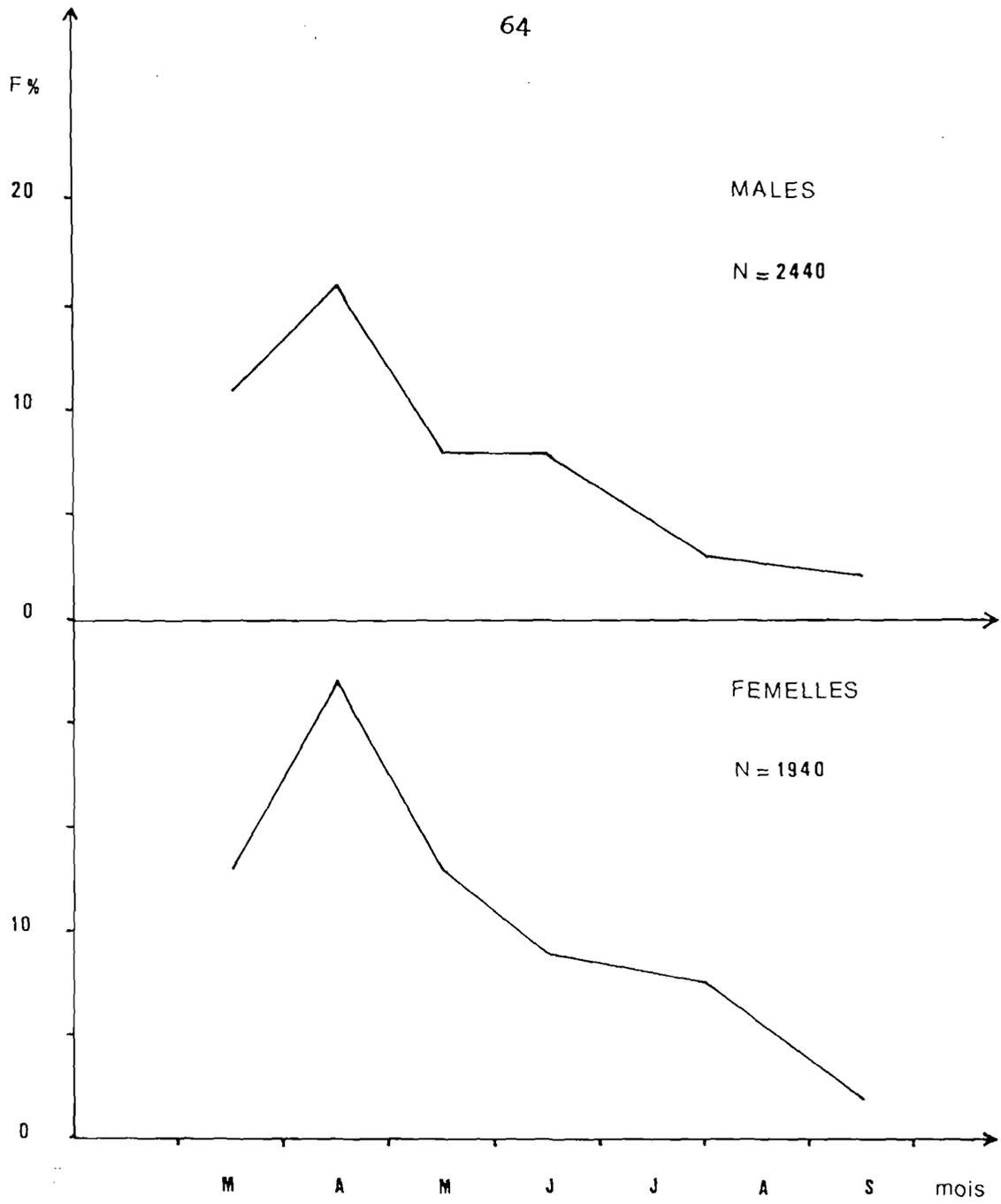


FIGURE 8. - VARIATIONS MENSUELLES DE LA PROPORTION DE LANGOUSTES EN PHASE DE MUE (STADES 02, 03-04, A, ET B, CONFONDUS).

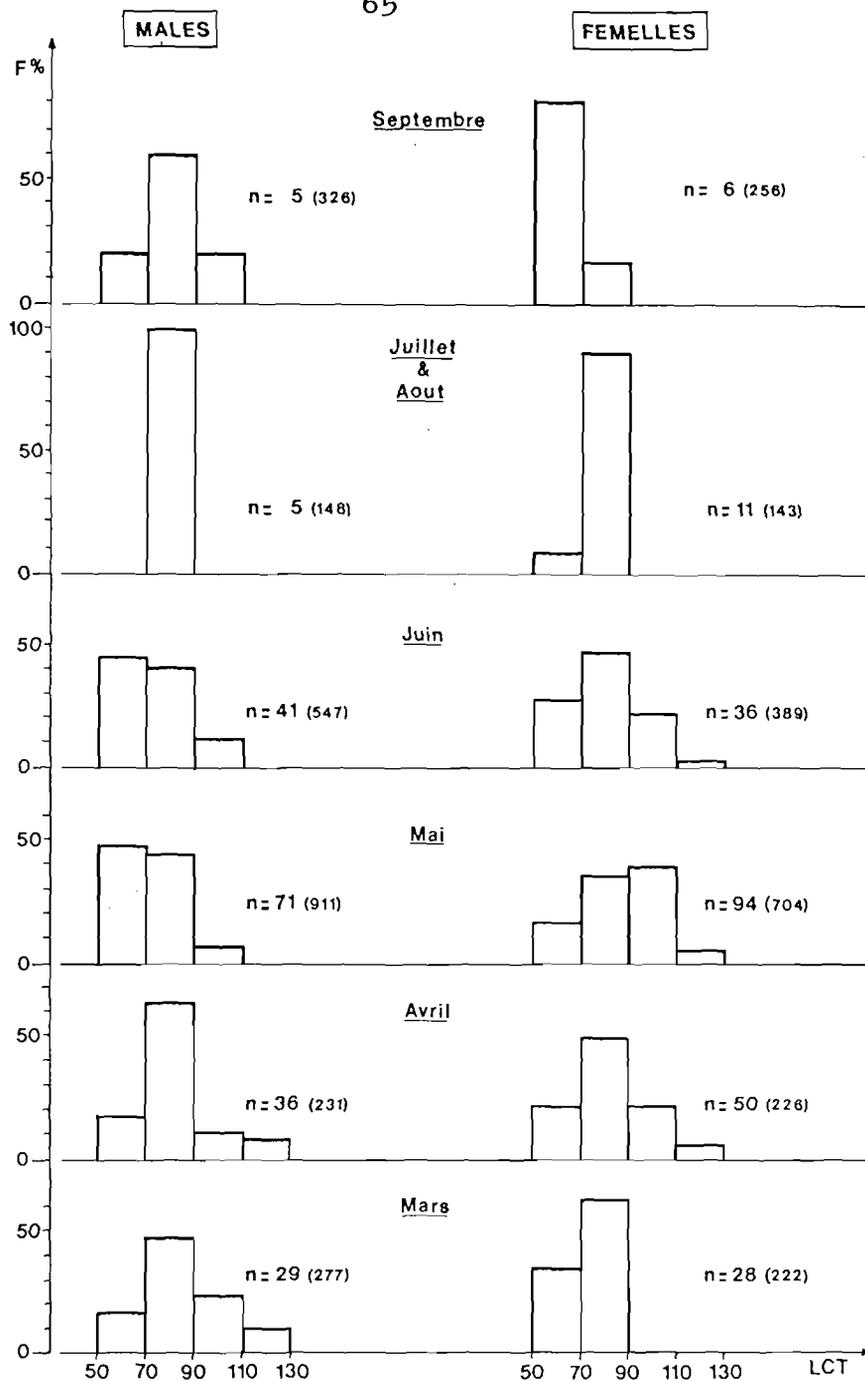


FIGURE 9. - EVOLUTION DES DISTRIBUTIONS DE FREQUENCES DE TAILLE DE LANGOUSTES EN PHASE DE PRE ET POST-MUE.
 n : nombre de langoustes "molles" ; entre parenthèses : nombre de langoustes échantillonnées.

certaines assertions peuvent être cependant avancées.

Au printemps, dans les deux sexes, toutes les classes de taille apparaissant dans les captures sont affectées par le phénomène de la mue.

De juillet à septembre, les quelques individus trouvés en phase de pré et post-mue sont de taille petite et moyenne. Cela est particulièrement net chez les femelles.

Ces observations laissent entrevoir une relation décroissante entre la taille (donc l'âge) et la fréquence de mue.

La mue du printemps est toutefois essentielle. Comme elle concerne une fraction appréciable du stock, elle entraîne sur une courte période une augmentation importante de la biomasse.

Chez la langouste rouge de Corse, la saisonnalité de la mue induit au niveau de la production du stock une périodicité avec deux taux de croissance extrêmes. La biomasse connaît une phase d'accroissement maximum au printemps, et une phase d'accroissement minimum ou nul en automne et probablement en hiver.

3.4. PROBLEMES POSES PAR L'ETUDE DE LA CROISSANCE CHEZ LES CRUSTACES

La croissance chez les crustacés est apparemment discontinue. Les variations de taille et de poids ne semblent se produire, en effet, que lors des mues, lorsque l'animal rejette sa vieille carapace.

Sur une période déterminée, la croissance individuelle est le résultat de deux composantes : la croissance à la mue, et le nombre de mues réalisées.

Parmi les trois méthodes classiques d'étude de la croissance, toutes ne peuvent être utilisées chez les crustacés décapodes.

Le rejet de l'exosquelette à chaque mue, et l'absence de pièces dures permanentes, comme chez les poissons et les mollusques, sur lesquelles s'impriment les variations du taux de

croissance, interdisent toute "lecture" directe de l'âge par les procédures classiques.

Par ailleurs, chez la plupart des décapodes, le ralentissement de la croissance avec le vieillissement fait que le gain de taille d'une année sur l'autre est très tôt inférieur à la dispersion des tailles dans une même classe d'âge. Il est, pour cette raison, impossible, au moins dans la phase adulte de l'animal, de suivre des modes dans l'évolution des distributions de fréquences des tailles, et d'identifier des micro-cohortes qui correspondraient à des groupes de mue.

En dernier recours, la méthode par marquages-recaptures est la seule actuellement adaptée à l'étude de la croissance des crustacés décapodes. La seule réserve est que l'on suppose que le marquage ne perturbe pas la croissance de l'animal.

Au moins pour ce qui concerne les macroures reptantia, cette hypothèse est corroborée par les travaux de COOPER (1970) et ENNIS (1972) sur Homarus americanus.

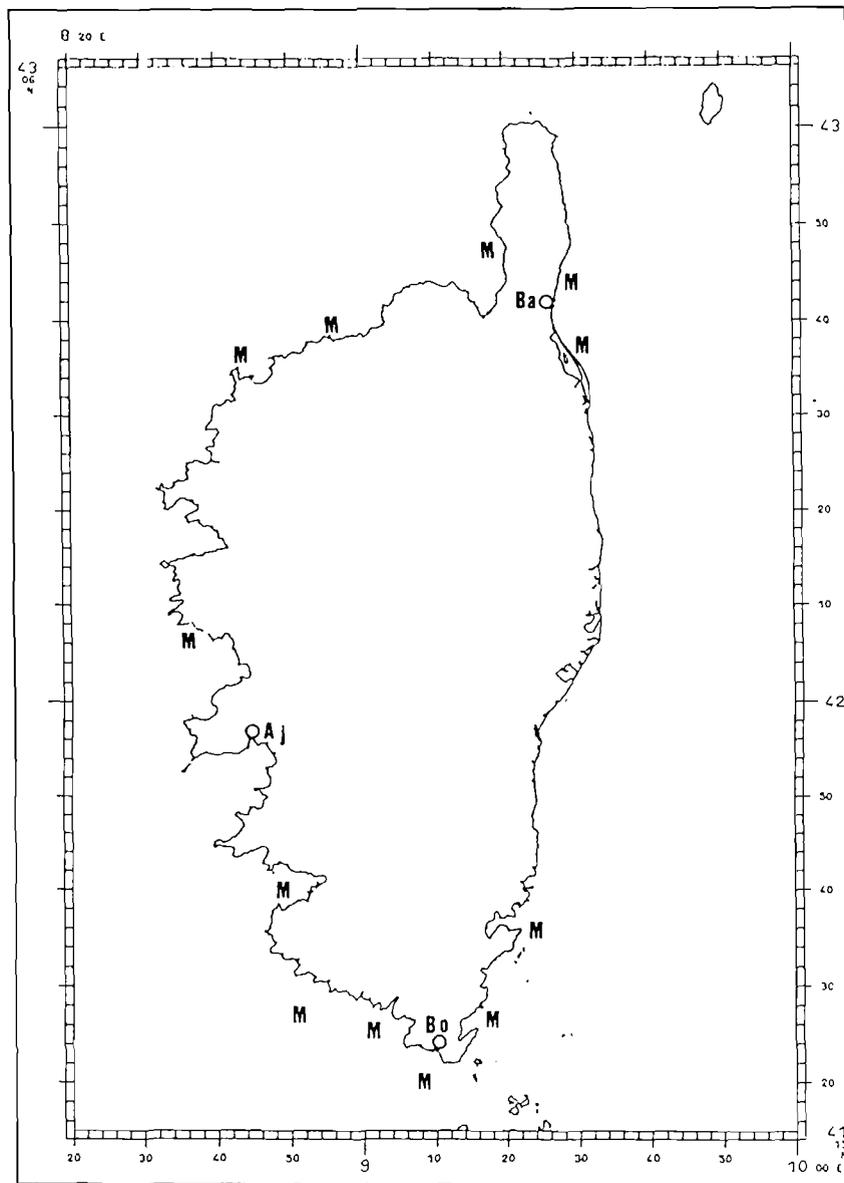
3.5. DEROULEMENT DES OPERATIONS DE MARQUAGES-RECAPTURES. OBSERVATIONS PRELIMINAIRES.

Depuis 1977, environ 8000 langoustes rouges, provenant des captures de la pêche professionnelle et de pêches expérimentales, ont été marquées puis libérées dans les eaux corses.

Les animaux ont été marqués individuellement avec des marques numérotées de type "anchor tag" (ou "spaghetti"), en nylon et vinyl, fixées entre les 1er et 2ème segments abdominaux, en position dorso-latérale.

Un premier marquage entre le céphalothorax et l'abdomen s'est révélé désastreux en entraînant une mortalité importante (jusqu'à 90 % de mortalité constatée en vivier, dans les jours suivant le marquage).

En revanche, le marquage retenu pour l'étude préserve les organes vitaux de l'animal (coeur et tube digestif), vulnérables à l'articulation du céphalothorax et de l'abdomen ;



1 : 12.0

CARTE 4. - ZONES DE MARQUAGES DE LANGOUSTES.

Ba : Bastia ; Bo : Bonifacio ; Aj : Ajaccio.

il ne semble pas induire de mortalité sensible. Sur trois essais, réalisés chacun sur une cinquantaine d'individus, on a observé en vivier une mortalité moyenne de 5 %, au bout de 10 jours de marquage.

La marque utilisée ne pèse que 0,1 g et ne semble pas pouvoir constituer une gêne quelconque pour des animaux de la taille des langoustes.

Ce type de marquage s'est, par ailleurs, révélé suffisamment efficace pour que certaines marques aient persisté pendant plusieurs cycles de mue.

Au bout d'un certain temps toutefois, la partie de la marque qui est insérée dans le muscle de l'animal est enrobée d'un manchon de chitine, et il est probable que la marque finisse par être rejetée avec le vieil exosquelette, lors d'une mue.

Pour chaque langouste marquée, le sexe est reconnu, et la longueur du céphalothorax est mesurée au millimètre inférieur.

Des langoustes marquées ont été libérées dans différents endroits du littoral de la Corse (carte 4), cependant, pour augmenter les chances de recaptures, 60 % des langoustes marquées ont été libérées dans les Bouches-de-Bonifacio, l'un des secteurs de pêche à la langouste les plus importants de l'île.

Marquages et recaptures ont pratiquement tous été réalisés pendant la saison d'ouverture de la pêche à la langouste, du 1er mars au 30 septembre.

Grâce à la publicité faite autour de cette expérience (affiches, presse régionale, contacts personnels avec les pêcheurs), ainsi qu'au versement d'une prime par marque retournée, la participation des pêcheurs aux opérations de recapture a été de plus en plus effective ; et on peut considérer que depuis 1980 presque toutes les recaptures ont été signalées.

Pour chacune des marques retournées, les informations obtenues sont :

- la date et le lieu de recapture ;
- la longueur céphalothoracique (LCT) en millimètres, et le poids, à la recapture, chaque fois que l'animal pouvait être examiné par un scientifique ;
- le poids à la recapture, quand la mesure était faite par un pêcheur. Ce renseignement a généralement été précis. Les

professionnels corses ont en effet l'habitude de commercialiser directement une bonne partie de leur production de langoustes ; et celles-ci, compte tenu de leur prix élevé, sont toujours pesées avec rigueur.

Quoiqu'il en soit, les informations douteuses ont été systématiquement éliminées.

Quand seul le poids à la recapture était disponible, la longueur du céphalothorax en était déduite à partir de la relation "taille-poids" établie par CAMPILLO et AMADEI (1978) pour les langoustes rouges de Corse, capturées pendant la campagne de pêche (de mars à septembre). Cette relation est :

- pour les mâles :

$$\text{Log P} = 2,9656 \text{ Log LCT} - 7,13$$

(n = 417 ; r = 0,9990)

- pour les femelles :

$$\text{Log P} = 2,9419 \text{ Log LCT} - 7,01$$

(n = 278 ; r = 0,9974)

En définitive, à la fin de la campagne 1984, plus de 340 marques avaient été reprises (environ 4 %) ; et pour 280 d'entre elles, des tailles à la recapture et des durées de liberté fiables étaient obtenues.

Les langoustes recapturées recouvrent toutes les classes de taille de la pêche professionnelle, et certaines d'entre elles ont eu une liberté supérieure à 4 années.

Les individus recapturés dans l'année qui suit celle du marquage ont tous enregistré une augmentation de taille, à l'exception de quelques uns, marqués en fin de campagne (septembre-octobre) et repris au printemps suivant. Ceci s'explique par le ralentissement hivernal de la fréquence des mues.

Toutefois, au-delà d'une année de liberté, toutes les langoustes recapturées, à l'exception d'une femelle, ont montré une croissance (tableau 18).

3.6. CROISSANCE A LA MUE

A la différence de la fréquence de mue, la croissance à la mue est la composante de la croissance des Palinuridae qui peut être appréhendée, à partir du marquage, avec le plus de facilité et d'exactitude.

Chez la plupart des espèces, en effet, une fraction importante de la population mue dans l'année, à une période déterminée.

En outre, la durée de l'intermue est en général suffisamment longue pour que l'on puisse distinguer, avec une forte probabilité, les individus qui ne peuvent avoir mué qu'une seule fois.

On a parfois tenté de connaître la croissance à la mue à partir d'animaux maintenus en captivité pendant de longues périodes. Les résultats obtenus sont cependant rarement utilisables pour établir un modèle de croissance du stock.

En effet, s'il semble possible d'obtenir chez les juvéniles en captivité des croissances à la mue équivalentes, voire même supérieures, à celles du milieu naturel (CHITTLEBOROUGH, 1976, avec Panulirus longipes ; MARIN, résultats non publiés, avec Palinurus elephas), il en va tout autrement pour les adultes. Ceux-ci, probablement plus sensibles aux conditions défavorables de la captivité, ont toujours des croissances à la mue plus faibles qu'en mer, et souvent même nulles (KARLOVAC, 1962 ; CAMPILLO et AMADEI, 1978).

Pour étudier la croissance à la mue chez Palinurus elephas de Corse, nous avons sélectionné dans les captures du printemps des individus aux stades D3-D4, chez lesquels la taille à la prochaine mue est déjà fixée. Ces animaux, conservés en vivier ou dans des nasses, ont toujours mué dans la semaine qui suivait leur mise en captivité.

Parmi les langoustes recapturées, le critère de sélection des animaux ayant mué une fois a été la durée de liberté. Parmi les données disponibles, nous avons été conduits à retenir celles correspondant à des durées de liberté inférieures à une année.

Durée de liberté	Mâles		Femelles	
	LCTR > LCTM	LCTR = LCTM	LCTR > LCTM	LCTR = LCTM
D < 1 an	21	110	19	59
1 an ≤ D ≤ 2 ans	33	0	21	1
2 ans ≤ D ≤ 3 ans	6	0	6	0
3 ans ≤ D ≤ 4 ans	0	0	2	0
D ≥ 4 ans	1	0	1	0
TOTAL	61	110	49	60

TABLEAU 18. - Bilan des opérations de marquages - recaptures.

(D = durée de liberté ; LCTR = longueur céphalothoracique à la recapture ; LCTM = longueur céphalothoracique au marquage).

Le bon alignement, sur un diagramme de croissance de HIATT (figure 10), des points LCT0 - LCT1 (longueurs céphalothoraciques avant et après la mue) correspondant aux animaux sélectionnés selon les deux critères, est la justification de ce choix.

Rappelons que l'on a coutume d'appeler diagramme de croissance de HIATT, la méthode graphique, utilisée par HIATT (1948) pour l'étude de la croissance du crabe Pachygrapsus crassipes, qui consiste à représenter la taille après la mue en fonction de la taille avant la mue.

Pour décrire la relation de dépendance existant entre les tailles avant et après la mue, chez la langouste rouge, nous avons utilisé le modèle de KURATA (1962), qui est une généralisation de la méthode de HIATT. Son expression est :

$$LCT1 = a.LCT0 + b .$$

Ce modèle linéaire suppose que LCT0 et LCT1 restent constamment liés par la même relation linéaire, tout au long de la vie de l'animal ; et il ne permet pas de traduire des variations du taux de croissance à la mue, notamment entre les phases juvénile et adulte.

Appliqué à la phase exploitée du stock, qui ne compte pratiquement que des adultes ou des individus proches de la maturité sexuelle, il reste toutefois un outil pratique et satisfaisant qui permet d'avoir entre variables expliquée et explicative un coefficient de corrélation élevé.

Les valeurs des constantes a et b du modèle de KURATA sont les coefficients de la droite de régression prédictive de LCT1 en LCT0 (tableau 19).

L'équation de KURATA, appliquée à la langouste rouge de Corse, est la suivante pour chacun des deux sexes :

- pour les mâles :

$$LCT1 = 0,99 LCT0 + 6,97$$

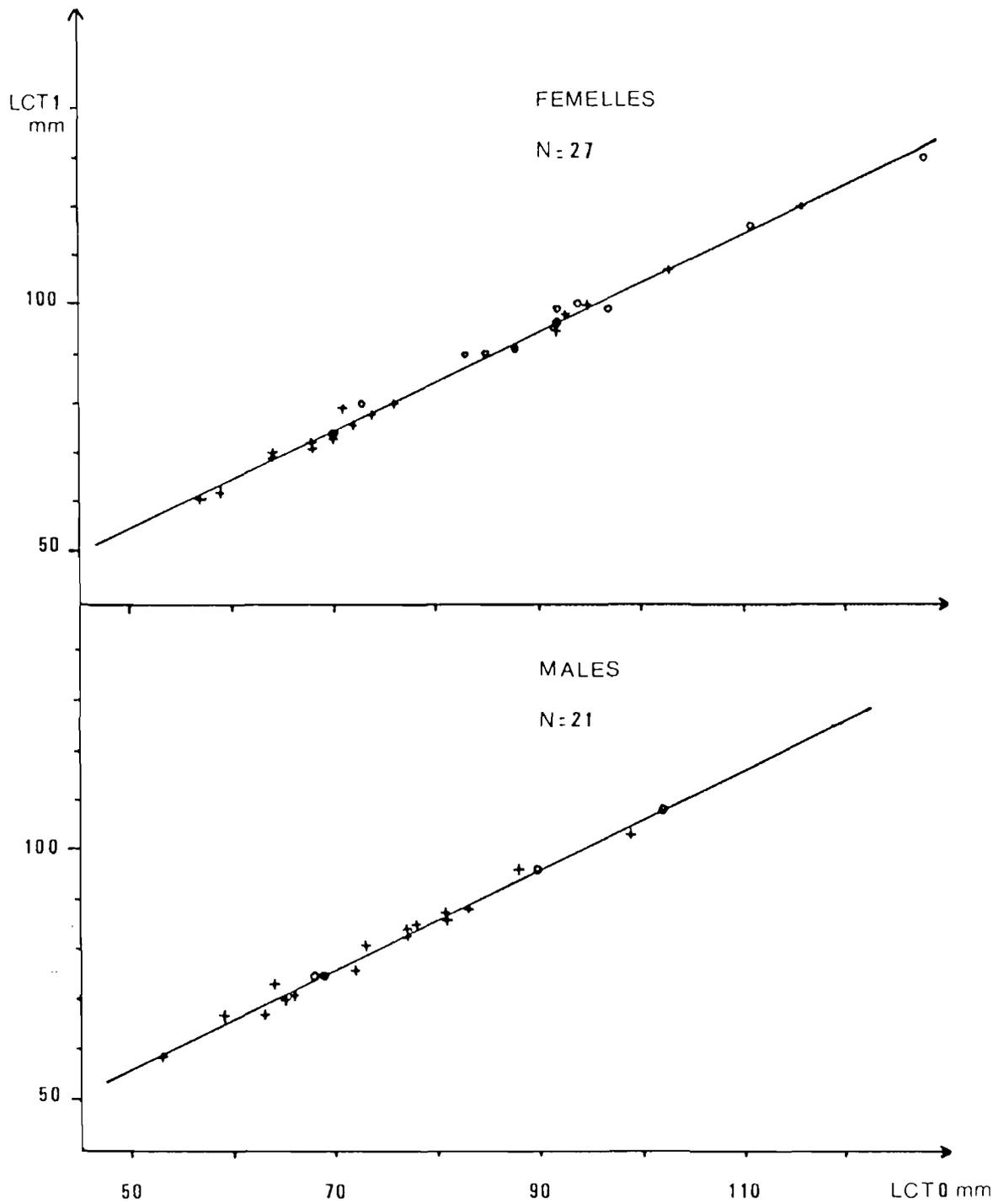


FIGURE 10. - CROISSANCE A LA MUE. $LCT1 = f(LCT0)$.
 Cercles : individus mis en captivité aux stades D3-D4, et ayant mue en vivier ou dans des nasses.

Paramètres	Mâles	Femelles
N	21	27
$\overline{\text{LCT0}}$	74,76	83,52
$\overline{\text{LCT1}}$	80,81	88,00
S LCT0	12,83	17,95
S ² LCT0	164,61	322,20
S LCT1	12,76	17,76
S ² LCT1	162,82	315,42
R	0,99	0,99
a	0,99	0,99
b	6,97	5,68
Sd LCT1	1,49	1,53
Sd ² LCT1	2,22	2,34
Sa	0,0266	0,0170
S ² a	0,00071	0,00029

TABLEAU 19. — Croissance à la mue. Paramètres de la régression de LCT1 en LCT0.

S et S² : écart-type et variance de l'échantillon.

R : coefficient de corrélation.

Sd² LCT1 : carré moyen des écarts à la droite de régression.

Sd LCT1 : écart-type des écarts à la droite de régression.

Sa et S²a : écart-type et variance du coefficient de régression.

- pour les femelles :

$$LCT1 = 0,99 LCT0 + 5,68$$

(mm)

Dans ce modèle, le coefficient de régression est un coefficient de croissance relative. Sa valeur estimée est la même pour les deux sexes.

Les deux droites d'ajustement des données mâles et femelles sont donc parallèles, et ne diffèrent que par la valeur de l'ordonnée à l'origine.

Dans ces conditions, peut-on admettre l'hypothèse nulle, et fusionner légitimement les deux groupes de données ?

Pour tester l'hypothèse nulle, nous avons utilisé la méthode du test t, de comparaison de deux droites de régression, décrite par MAYRAT (1959).

Le test consiste à comparer les pentes et les positions de deux droites expérimentales, comme s'il s'agissait de moyennes.

On calcule les rapports :

$$tpe = \frac{\text{différence des pentes}}{Sdpe}$$

(Sdpe : écart-type estimé de la différence des pentes)

$$tpo = \frac{\text{différence des positions}}{Sdpo}$$

(Sdpo : écart-type estimé de la différence des positions)

Dans l'hypothèse de l'identité des LCT1 mâles et des LCT1 femelles, les distributions de tpe et tpo suivent la distribution du t de STUDENT.

Les résultats du test sont présentés au tableau 20.

Les deux droites expérimentales sont parallèles, et il n'y a pas de différence de pente significative. Par contre, la différence entre les positions est significative avec un coefficient de sécurité de 95 %.

L'hypothèse nulle est donc écartée, et nous devons distinguer les croissances à la mue des mâles et des femelles.

Avec un coefficient de sécurité de 95 %, on peut avancer que la croissance à la mue est plus grande chez les mâles que chez les femelles.

Comme le coefficient de croissance relative est le même pour les deux sexes, la différence de croissance moyenne reste constante à l'intérieur de la gamme de taille de la phase exploitée du stock, pour laquelle le modèle de KURATA a été utilisé.

3.6.1. INTERVALLE DE CONFIANCE DU COEFFICIENT DE CROISSANCE RELATIVE

Les limites de l'intervalle de confiance du coefficient de régression de LCT1 en LCT0 ont été calculées par les relations suivantes :

- limite supérieure : $a + t.Sa$
- limite inférieure : $a - t.Sa$

avec $N - 2$ degrés de liberté, et pour un coefficient de sécurité de 95 % ; elles sont données au tableau 21.

Avec un coefficient de croissance relative compris, pour le risque d'erreur choisi, entre 0,93 et 1,05 pour les mâles, et 0,96 et 1,03 pour les femelles, la croissance à la mue chez la langouste rouge de Corse est, pour employer la terminologie de KURATA (1962), de type arithmétique.

Au moins dans la gamme de tailles étudiées, l'accroissement à chaque mue reste sensiblement le même, pour les mâles comme pour les femelles.

Le ralentissement exponentiel de la croissance imposera donc, à l'animal qui avance en âge, une réduction progressive du nombre de mues.

Valeurs de t calculées	Degrés de liberté	Valeurs de t tabulées (p = 0,05)	Résultats du test
tpe = 0,159	N - 4 = 44	2,015	N.S.
tpo = 3,658	N - 4 = 44	2,015	D.S.

TABLEAU 20 - Comparaison des droites de régression de LCT1 en LCT0, pour les mâles et les femelles.
(N.S. : différence non significative ;
D.S. : différence significative).

Paramètres	Mâles	Femelles
a	0,99	0,99
N	21	27
D.D.L. = N - 2	19	25
Sa	0,0266	0,0170
t(0,05)	2,093	2,060
Limite supérieure de a	1,05	1,03
Limite inférieure de a	0,93	0,96

TABLEAU 21 - Paramètres d'estimation de l'intervalle de confiance du coefficient de régression de LCT1 en LCT0, au seuil de sécurité de 5 % .
(D.D.L. : degrés de liberté).

n	Mâles		Femelles	
	an	bn	an	bn
1	0,99	6,97	0,99	5,68
2	0,98	13,87	0,98	11,30
3	0,97	20,70	0,97	16,87
4	0,96	27,46	0,96	22,38
5	0,95	34,15	0,95	27,83
6	0,94	40,77	0,94	33,22
7	0,93	47,33	0,93	38,57

TABLEAU 22. - Paramètres de l'équation $LCT_n = a_n LCT_0 + b_n$, pour différentes valeurs de n.
($a_n = a^n$; $b_n = b(a^{n-1} + a^{n-2} + \dots + a^0)$).

3.7. ESTIMATION DU NOMBRE DE MUES REALISEES AU COURS DE LA LIBERTE

A une exception près, toutes les langoustes marquées qui ont connu une liberté supérieure à une année, ont enregistré une croissance (tableau 18).

Pour ces animaux, il est délicat d'estimer le nombre des mues probables pour passer de la taille au marquage à la taille à la recapture.

Ceux qui n'ont mué qu'une seule fois au cours de leur liberté peuvent cependant être assez facilement distingués. Pour eux, les points LCT au marquage - LCT à la recapture s'alignent assez convenablement selon la droite de régression de LCT1 en LCT0.

Pour les autres individus, l'estimation du nombre de mues est hasardeuse ; et la durée de liberté n'est plus, compte tenu de la variabilité individuelle du taux de croissance, un critère suffisant.

Chez les grands crustacés, l'attribution d'un nombre de mues à chaque couple de données, longueur au marquage - longueur à la recapture, devient difficile dès qu'il y a plusieurs cycles de mue pendant la liberté.

CONAN et GUNDERSEN (1979) ont tenté de résoudre ce problème chez Homarus gammarus de Norvège. Ils ont utilisé une fonction linéaire dérivée du modèle de KURATA, de la forme :

$$LCTn = an.LCT0 + bn$$

où la taille après n mues est estimée en fonction de la taille au marquage. Ils ont apprécié, par simulation, des variances autour des longueurs moyennes \widehat{LCTn} successives, pour intégrer la variabilité naturelle du taux de croissance à la mue.

Leur traitement pose cependant des problèmes statistiques complexes, et n'est pas entièrement satisfaisant.

Les données sur les langoustes rouges, mâles et femelles, sont représentées à la figure 11A - 11B, sur un diagramme LCT0 - LCTn. Les points y apparaissent trop dispersés

pour qu'il soit possible de distinguer visuellement des groupes de mues.

Afin toutefois de pouvoir approcher le nombre de mues correspondant à chaque point, nous avons, à partir du modèle :

$$LCT_n = a_n \cdot LCT_0 + b_n$$

calculé les équations des droites théoriques correspondant à plusieurs mues successives (tableau 22), et tracé ces droites sur les figures 11A et 11B.

Il apparaît ainsi, par exemple, que certaines langoustes auraient pu accomplir jusqu'à 6 ou 7 cycles de mue, entre le marquage et la recapture. Compte tenu des durées de liberté correspondantes, ces résultats sont cohérents.

3.8. EXPRESSION MATHÉMATIQUE DE LA CROISSANCE

Comme chez la plupart des espèces, la croissance de Palinurus elephas est asymptotique. L'animal croît de manière exponentielle vers une taille limite.

Communément, la croissance est décrite par le modèle de VON BERTALANFFY. Nous avons testé l'ajustement des données sur la langouste rouge à ce modèle.

3.8.1. ESTIMATION DE K ET DE LCT INFINI

A partir des marquages - recaptures, on dispose d'une série de triplets :

- LCT (t_i) : longueur céphalothoracique au marquage
- LCT (t_i + D_{t_i}) : longueur céphalothoracique à la recapture
- D_{t_i} : durée de liberté.

Les durées de liberté, D_{t_i}, sont évidemment aléatoires ; et nous devons, pour estimer les paramètres de l'équation de croissance de VON BERTALANFFY, avoir recours à l'une des méthodes

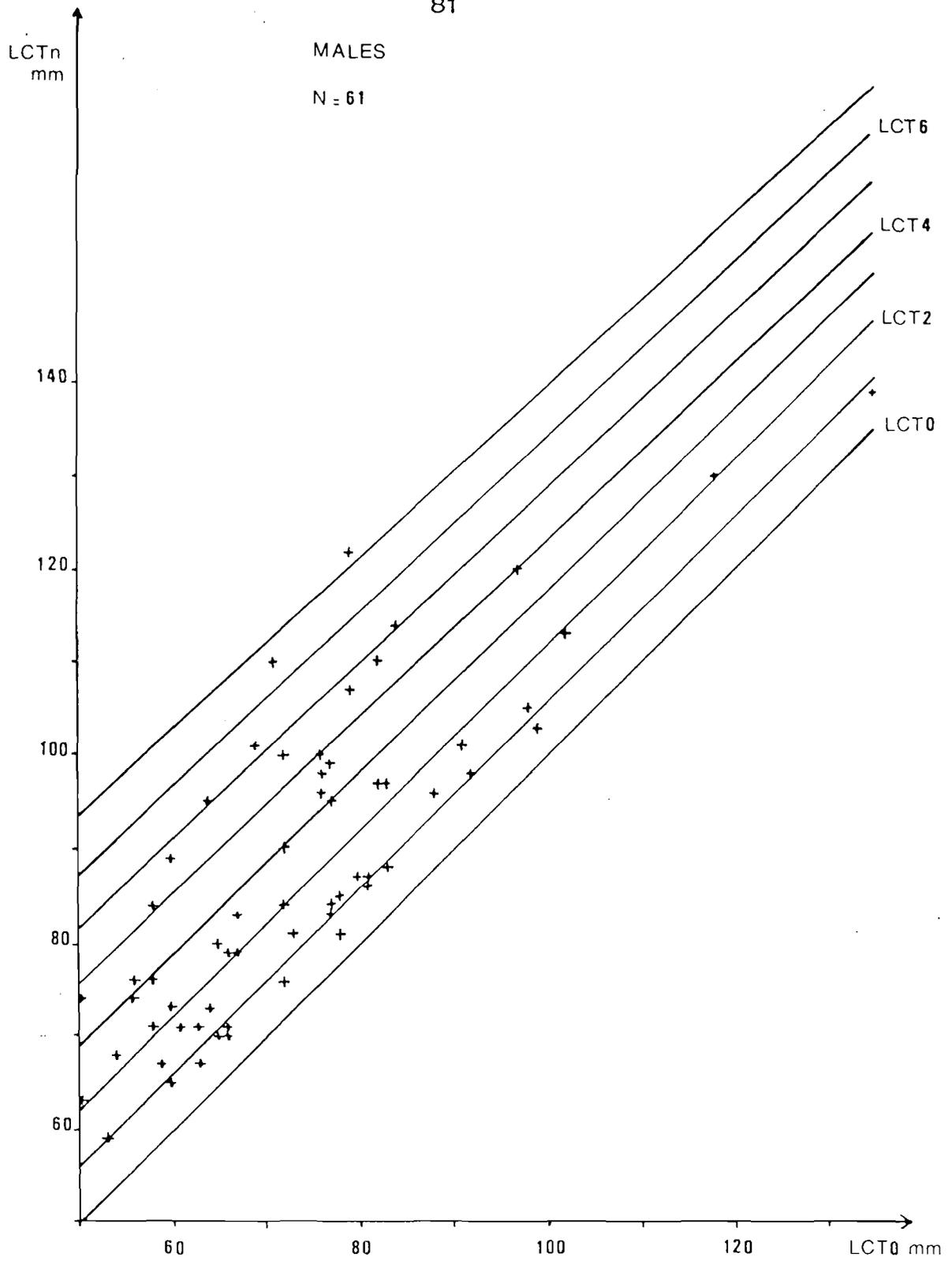


FIGURE 11A. - MALES. ESSAI D'ESTIMATION DU NOMBRE DE MUES REALISEES PENDANT LA LIBERTE. $LCT_n = f(LCT_0)$.

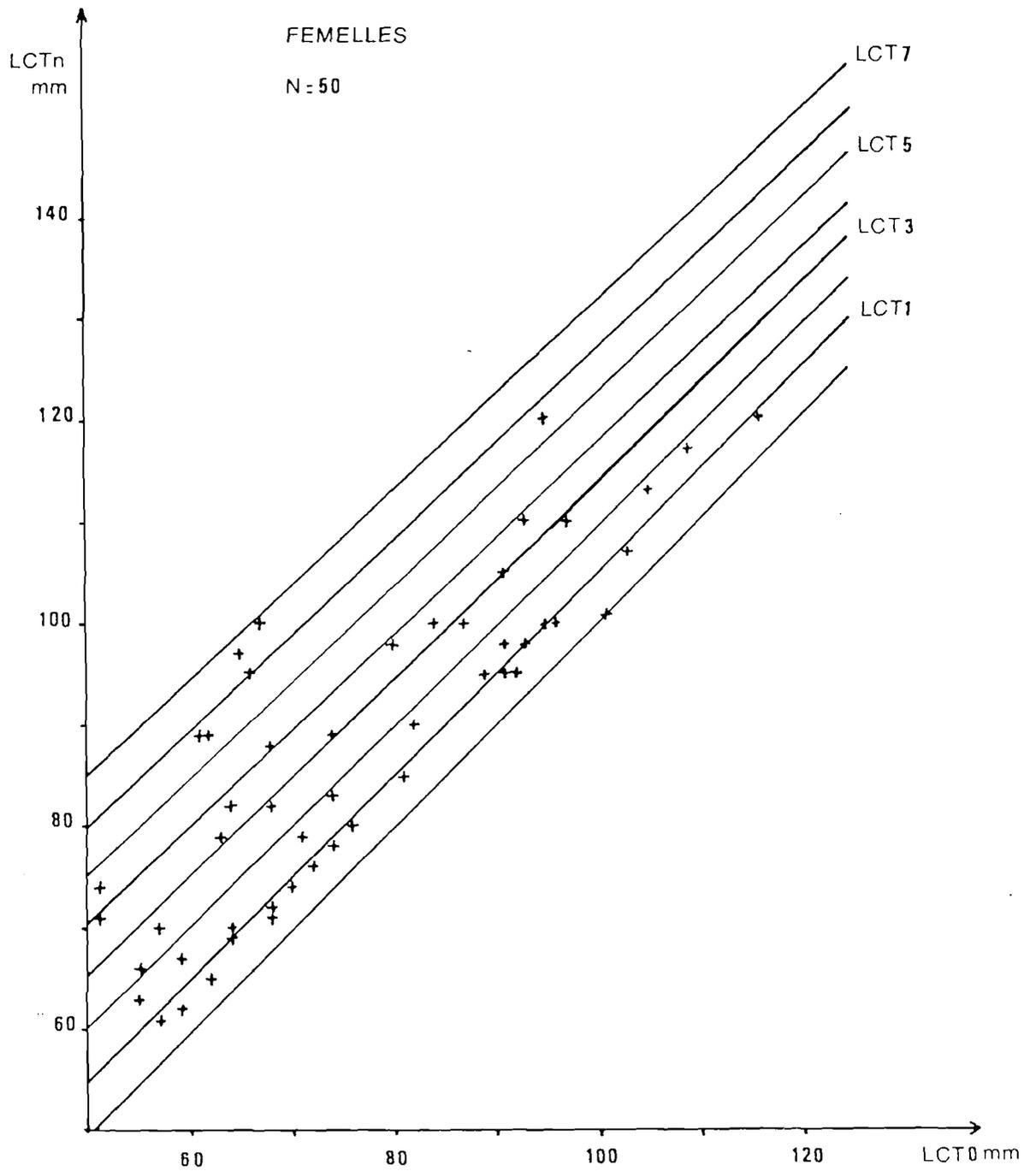


FIGURE 11B. - FEMELLES. ESSAI D'ESTIMATION DU NOMBRE DE MUES REALISEES PENDANT LA LIBERTE. $LCT_n = f(LCT_0)$.

des intervalles de temps inégaux : méthode de GULLAND et HOLT (1959), méthode de TOMLISON et ABRAMSON (1971).

Il est cependant possible avec des données de marquages - recaptures d'utiliser les méthodes des intervalles de temps égaux (méthodes graphiques de WALFORD, et de GULLAND), à la condition de sélectionner préalablement, par la méthode des "anniversaires" (HANCOCK et EDWARDS, 1967), les données qui correspondent à des animaux recapturés pour l'anniversaire de leur libération, soit après une durée de liberté de 1, 2, 3, ..., n, années.

L'avantage de cette méthode est bien sûr sa simplicité ; son inconvénient est qu'elle ne permet d'exploiter qu'une partie des données de recapture, et que, par conséquent, elle nécessite un taux de recapture élevé.

Nous avons opté pour la méthode de TOMLISON et ABRAMSON, pour laquelle existe un programme de traitement des données : BGC4, rédigé en FORTRAN par TOMLISON (in ABRAMSON, 1970).

3.8.1.1. PRINCIPE DE LA METHODE

La méthode dérive de la forme suivante de l'équation de VON BERTALANFFY :

$$LCT(t + Dt) = LCT_{\infty} \cdot (1 - e^{-KDt}) + LCT(t) \cdot e^{-KDt}$$

qui est la relation entre la taille au marquage, $LCT(t)$, et la taille à la recapture, $LCT(t + Dt)$, avec une durée de liberté de Dt .

LCT_{∞} et K sont les deux inconnues de l'équation. Le programme BGC4 procède par moindres carrés et donne donc les valeurs de LCT_{∞} et K qui minimisent les écarts entre les valeurs observées et les valeurs théoriques, des tailles à la recapture, soit :

$$\sum_1 (LCT(t_i + Dti) - \widehat{LCT}(t_i + Dti))^2$$

On obtient ainsi, pour la gamme de tailles échantillonnée, les

meilleures estimations conjointes de LCT_{∞} et K .

3.8.1.2. CHOIX DES DONNEES ET RESULTATS

Seuls ont été retenus les triplets de recapture correspondant à des animaux ayant eu une liberté proche d'une année (plus de 300 jours), afin de pondérer la surestimation de la croissance résultant de la capture d'animaux marqués en fin de cycle d'intermue (tableau 23).

Nous avons ainsi été amené à utiliser 44 triplets pour les mâles et 34 triplets pour les femelles.

Les résultats obtenus pour K et LCT_{∞} sont présentés au tableau 24.

3.8.1.3. BIAIS INDUIT DANS L'ESTIMATION DES PARAMETRES K et LCT_{∞} PAR LA PERTE DES MARQUES

Les individus marqués ne disparaissent pas du stock par les seuls effets de la mortalité naturelle et de la pêche. La perte de marques intervient également pour faire "sortir" des animaux de la fraction marquée de la population, et agit donc comme une mortalité additionnelle.

Chez Palinurus elephas nous avons déjà signalé que la marque n'était conservée que pendant un certain nombre de cycles de mue - intermue ; et nous avons, à plusieurs reprises, observé des individus portant, sur l'un des deux premiers segments abdominaux, une cicatrice laissée probablement par une marque perdue.

La perte de marques, si elle est sélective, et concerne des individus à croissance rapide, peut induire un biais dans l'estimation des paramètres de croissance.

Nous allons discuter cette possibilité de biais chez la langouste rouge de Corse.

N°	LCT marquage	LCT recapture	Durée de liberté (ans)
1	60	65	0,91
2	82	97	0,93
3	63	71	0,95
4	80	87	0,98
5	58	71	1,08
6	60	73	1,10
7	56	76	1,11
8	91	101	1,12
9	72	84	1,13
10	76	100	1,14
11	72	90	1,15
12	65	80	1,17
13	78	81	1,17
14	56	74	1,18
15	97	120	1,19
16	50	63	1,19
17	58	76	1,19
18	60	89	1,19
19	76	96	1,20
20	66	79	1,20
21	66	70	1,21
22	102	113	1,21
23	54	68	1,23
24	61	71	1,23
25	67	79	1,24
26	92	98	1,26
27	76	98	1,27
28	69	101	1,30
29	50	74	1,55
30	72	100	1,61
31	79	107	1,69
32	82	110	1,70
33	83	97	1,72
34	67	83	1,73
35	64	95	1,82
36	77	99	1,92
37	98	105	1,95
38	77	95	2,02
39	84	114	2,08
40	58	84	2,08
41	118	130	2,28
42	135	139	2,30
43	71	110	2,92
44	79	122	4,18

TABLEAU 23a. — Triplets de données obtenues pour les mâles.

N°	LCT marquage	LCT recapture	Durée de liberté (ans)
1	74	83	0,91
2	62	65	0,92
3	82	90	0,96
4	96	100	1,02
5	109	117	1,03
6	91	95	1,04
7	81	85	1,04
8	63	79	1,05
9	105	113	1,06
10	55	63	1,06
11	51	71	1,08
12	74	89	1,12
13	91	98	1,13
14	57	70	1,15
15	68	82	1,15
16	59	67	1,18
17	87	100	1,22
18	55	66	1,23
19	89	95	1,24
20	101	101	1,26
21	64	82	1,27
22	91	105	1,33
23	61	89	1,38
24	65	97	1,90
25	93	110	1,96
26	62	89	2,01
27	84	100	2,02
28	67	100	2,07
29	80	98	2,13
30	51	74	2,17
31	68	88	2,40
32	66	95	3,10
33	97	110	3,15
34	95	120	4,32

TABLEAU 23b.— Triplets de données obtenues pour les femelles.

Paramètres	Mâles	Femelles
K	0,151	0,189
LCT infini	166,025	135,916

TABLEAU 24. — Valeurs de K et LCT infini estimés avec le programme BGC4.

3.8.1.3.1. PERTE DE MARQUES SURVENANT DANS LES JOURS SUIVANT LE MARQUAGE

Des marques mal insérées peuvent être perdues dans les quelques jours qui suivent la libération des animaux marqués.

Cette perte de marques affecte avec la même probabilité tous les individus marqués, quel que soit leur taux de croissance individuelle. Elle entraîne seulement une réduction non sélective de la population des langoustes marquées. La fraction restante de cette population poursuivra une croissance comparable à celle de la totalité du stock. Les estimations de K et LCT_{∞} ne sont pas biaisées.

3.8.1.3.2. PERTE DE MARQUES SURVENANT A LA MUE

La perte de marques peut également se produire lors du changement d'exosquelette, et survenir à chaque mue avec un taux constant.

La probabilité de perte de marques est alors plus forte chez les individus qui muent souvent, donc chez ceux dont le taux de croissance est élevé. Ces animaux, en quittant la population de langoustes marquées, entraînent une réduction de la capacité de croissance de celle-ci.

Les estimations de K et LCT_{∞} effectuées à partir des données de recaptures sont biaisées.

Le biais est d'autant plus fort que les données utilisées concernent des individus dont la durée de liberté a été longue. La période de liberté a pu alors recouvrir plusieurs cycles de mue, et les occasions de perte de marques lors du rejet de l'exosquelette ont été nombreuses.

On peut craindre, dans ces conditions, que ce soient les individus ayant mué le moins souvent qui conservent préférentiellement leur marque.

Ainsi, chez les grands crustacés, l'estimation, par marquages - recaptures, des paramètres de croissance, K et LCT_{∞} ,

reste soumise à un handicap. La difficulté est liée au problème de la perte de marque à la mue.

Ce problème a été étudié par LEGRAND et al. (1985) chez le homard, Homarus gammarus, de la côte ouest du Cotentin. Dans cette population, le marquage a été réalisé avec des marques de type "sphyrion" insérées entre le céphalothorax et l'abdomen. Rappelons que la caractéristique de la marque "sphyrion" est qu'elle est maintenue dans la chair par une agrafe métallique. Chez cette espèce, les auteurs ont noté que l'importance des biais, induits par les pertes de marques dans l'estimation des paramètres de croissance, dépendait directement du taux de perte de marques à chaque mue. Ils ont toutefois relevé que, même avec des pourcentages de perte de marques élevés (40 et 60 %), les biais relatifs sur les valeurs de K et LCT_∞ apparaissaient modérés, et ne dépassaient pas 15 %.

Par ailleurs, une étude sur les taux de rétention, chez H. gammarus, de différents types de marques externes (RAGUENES et LATROUITE, 1985) a révélé que le pourcentage de rétention des marques "sphyrion" était inférieur à celui des marques "spaghetti" (dont la partie maintenue dans la chair est en plastique), et qu'un marquage au niveau des segments abdominaux améliorait le taux de rétention par rapport à un marquage à la jonction céphalothorax - abdomen.

Les marquages de P. elephas ont été réalisés dans ces conditions "optimales" (utilisation de marques "spaghetti", et insertion de la marque entre les 1er et 2ème segments abdominaux) ; et on peut raisonnablement supposer, compte tenu des résultats des travaux sur H. gammarus cités précédemment, que les pertes probables de marques à la mue n'ont engendré que des biais faibles ou modérés dans l'estimation des paramètres de croissance.

3.8.2. ESTIMATION DE t_0

L'équation de VON BERTALANFFY :

$$LCT = LCT_{\infty} (1 - e^{-K(t-t_0)})$$

peut être exprimée sous la forme :

$$t - t_0 = \frac{\text{LOG } LCT_{\infty} - \text{LOG } (LCT_{\infty} - LCT)}{K} \quad (1)$$

K et LCT_{∞} étant déjà connus, si on connaît pour une taille LCT donnée l'âge correspondant, on peut avoir une estimation de t_0 .

On peut considérer que, chez les Palinuridae, l'âge 0 est celui du post-puerulus. Cette forme est en effet, au terme de la vie larvaire, la première à avoir la morphologie, la coloration, et les moeurs de la langouste.

Les post-puerulus sont des formes très rarement observées chez Palinurus elephas ; seuls quelques exemplaires ont, à l'heure actuelle, été capturés.

En juillet 1983, nous avons eu la chance de découvrir dans les estomacs de deux rascasses brunes, Scorpaena porcus, pêchées dans l'herbier à posidonies de l'Est de la Corse (à une profondeur d'environ 20 m), deux exemplaires en parfait état de post-puerulus de langouste rouge.

Ces organismes mesuraient respectivement 8 et 9 mm de longueur céphalothoracique (25 mm de longueur totale).

En remplaçant, dans l'équation (1), LCT par la taille moyenne observée du post-puerulus (8,5 mm), et t par l'âge correspondant (0), on obtient t_0 .

La valeur estimée de ce paramètre est :

- pour les mâles : $t_0 = - 0,348$
- pour les femelles : $t_0 = - 0,342$

Ces estimations de t_0 ne sont valables que sous la réserve que le modèle de VON BERTALANFFY décrive l'intégralité de la croissance de la phase benthique de la langouste rouge.

3.8.3. FORME DE L'EQUATION DE CROISSANCE

En définitive, l'expression de l'équation de croissance de VON BERTALANFFY chez Palinurus elephas de Corse est :

- pour les mâles :

$$LCT = 166,025 (1 - e^{-0,151 (t + 0,348)})$$

- pour les femelles :

$$LCT = 135,916 (1 - e^{-0,187 (t + 0,342)})$$

A partir de ces équations, nous avons calculé la relation taille-âge pour chacun des deux sexes (tableau 25), et tracé les courbes de croissance des mâles et des femelles (figure 12).

La disposition cohérente des valeurs observées de LCT à la recapture (représentées par des flèches sur la figure 13), de part et d'autre des courbes de croissance, confirme l'adéquation du modèle de VON BERTALANFFY pour décrire la croissance de la phase exploitée de Palinurus elephas.

Cependant, comme le font remarquer GARCIA et LE RESTE (1981), en décrivant la croissance des crustacés par le modèle de VON BERTALANFFY, on néglige l'importance du phénomène de mue comme facteur de la croissance "instantanée" du stock, surtout si la saisonnalité de la mue est marquée.

Pour souligner cette discontinuité de la croissance, CONAN (1978 a et b), CONAN et GUNDERSEN (1979) ont utilisé, pour Nephrops norvegicus et Homarus gammarus, une simulation sur la base d'un modèle en escaliers et montré que la courbe de VON BERTALANFFY conduisait à un biais dans l'estimation des âges.

On peut toutefois se demander si ce biais est important, eu égard à l'étalement de la période de mue, ainsi qu'à la variabilité des tailles pour une classe d'âge donnée.

Chez les crustacés, le modèle de VON BERTALANFFY n'est pas satisfaisant pour décrire, au niveau d'un individu, la

Age (ans)	LCT mâles (mm)	LCT femelles (mm)
0	8,5	8,5
1	31	31
2	50	49
3	66	64
4	80	76
5	92	86
6	102	95
7	111	102
8	119	108
9	126	113
10	131	117
11	136	120
12	140	123
13	144	125
14	147	127
15	150	128

TABLEAU 25. — Relation taille-âge.

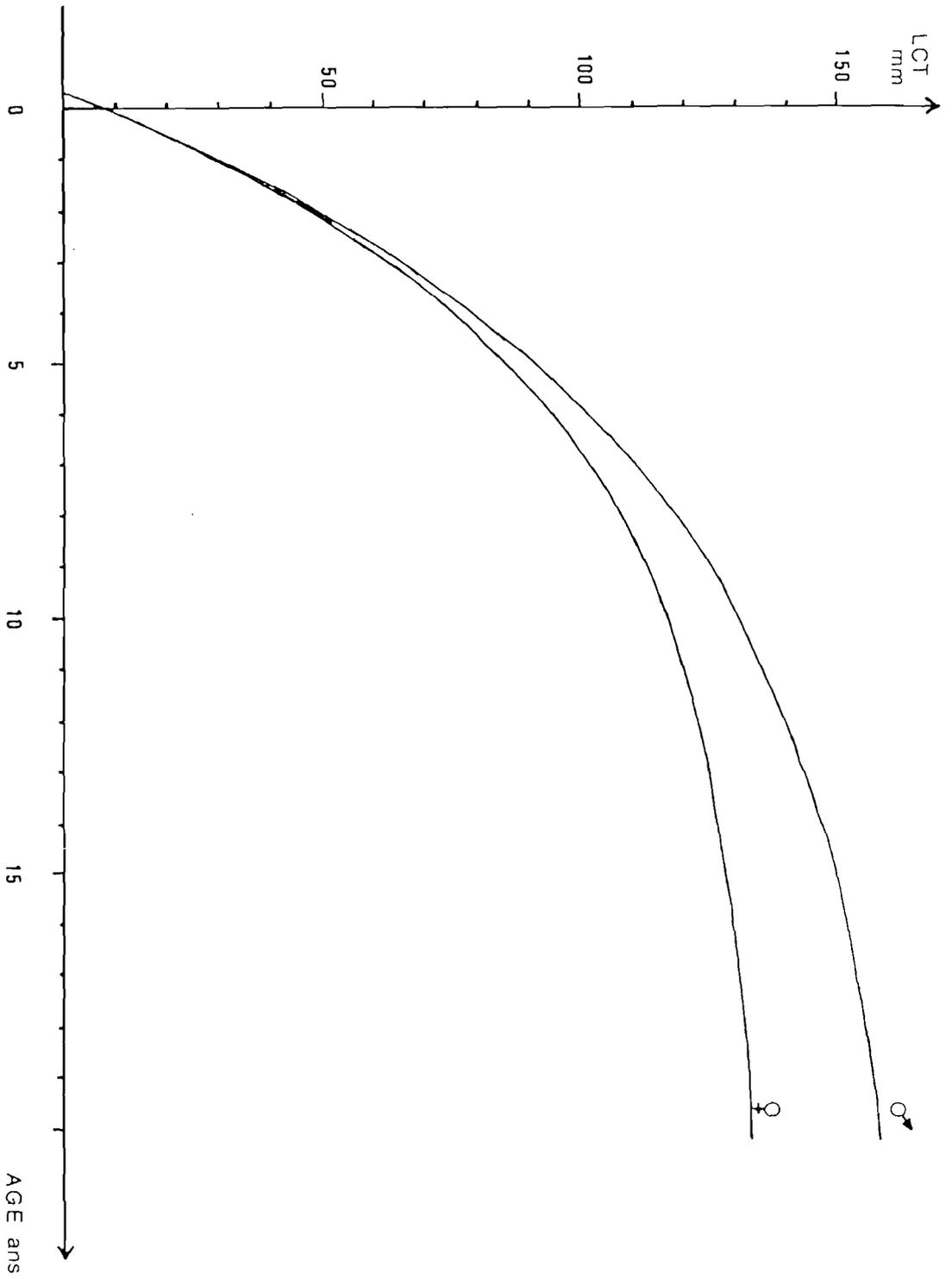


FIGURE 12. - COURBES DE CROISSANCE DE VON BERTALANFFY.

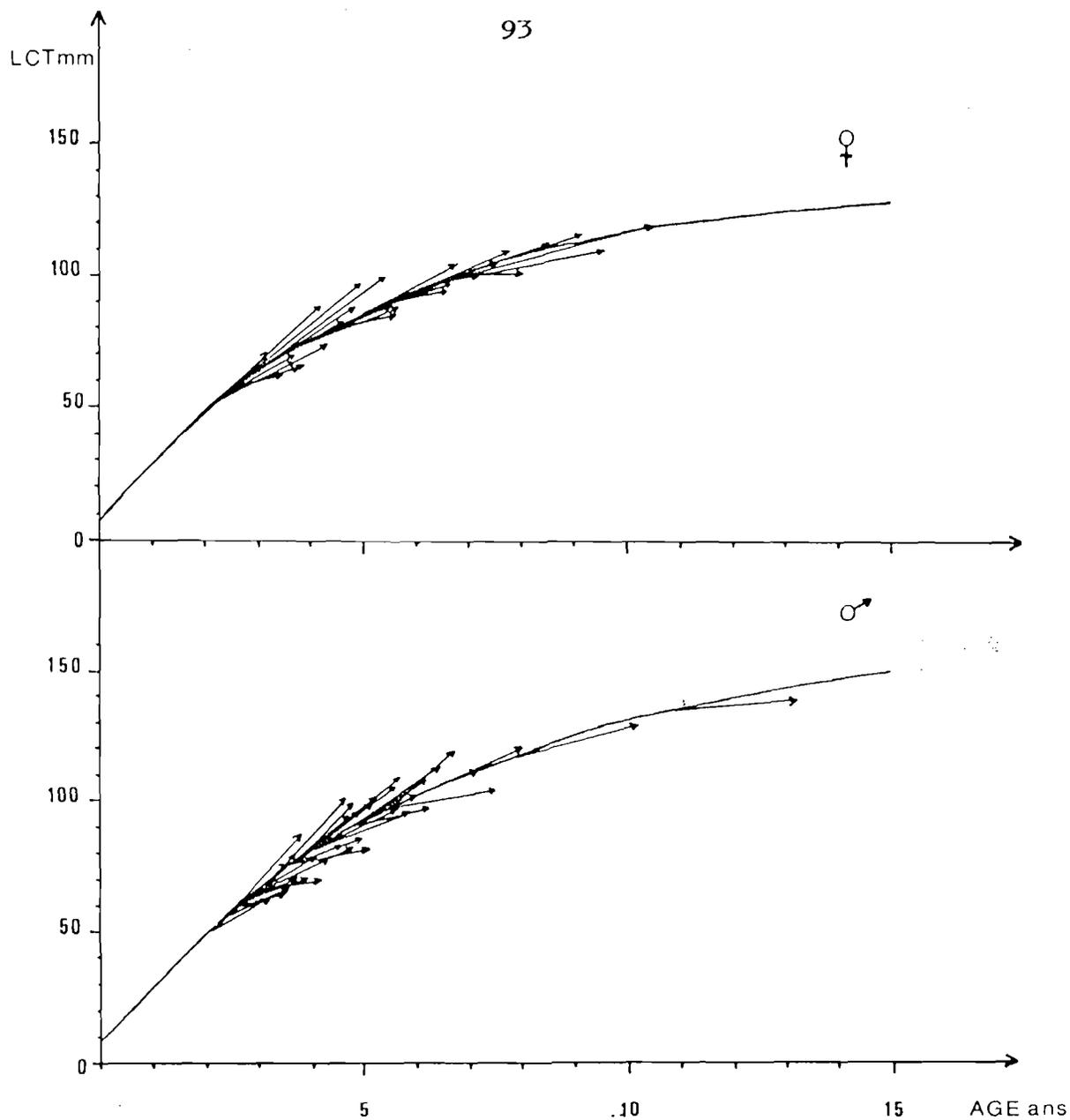


FIGURE 13. - DISPERSION DES LONGUEURS CEPHALOTHORACIQUES A LA RECAPTURE (EXTREMITES DES FLECHES), DE PART ET D'AUTRE DES COURBES DE CROISSANCE DE VON BERTALANFFY.

croissance discontinue qui s'opère par paliers successifs. Il peut toutefois convenir, comme cela semble être le cas pour la phase exploitée de la langouste rouge de Corse (figure 13), pour représenter la croissance de la population.

Si cependant la saisonnalité de la mue dans la population est très accentuée, le schéma de croissance du stock se caractérise alors par des phases de croissance maximale (lors des mues) alternant avec des phases de croissance minimale (au milieu de deux mues successives). Dans ce cas, la modulation saisonnière de la croissance doit être prise en compte dans l'équation de VON BERTALANFFY.

Suivant les travaux de BUESTEL et LAUREC (1976), et de ANTOINE et al. (1976), sur la croissance de la coquille Saint-Jacques (Pecten maximus L.), GARCIA (1985) a appliqué une modulation saisonnière au traitement des données sur la langouste rouge de Corse.

Pour cette espèce, si on considère qu'il y a une date d'arrêt de croissance au cours de l'année : octobre, à six mois d'intervalle, se trouve le mois où la croissance est maximale : avril.

Dans chaque triplet de données, les temps réels au marquage (t_1) et à la recapture (t_2), sont transformés en temps apparents (u_1 et u_2) par la formule circulaire suivante :

$$u = t + 6/\pi \cdot C \cdot \sin(\pi/6 (t - t_a))$$

$t_a = 10$, est le numéro du mois où s'arrête la croissance (octobre) ;

t est le numéro, du mois de marquage - libération (t_1), ou du mois de recapture (t_2) ;

C est le coefficient de modulation que l'on fait varier de 0 à 1 en fonction de l'importance présumée de la modulation saisonnière.

La durée de liberté, utilisée pour résoudre l'équation de VON BERTALANFFY, devient :

$$Du = u_2 - u_1$$

Le temps apparent, u , correspond en fait à un temps interne pour l'animal, qui s'écoule vite pendant la phase de croissance maximale, et lentement pendant la phase de croissance minimale.

Si $C = 0$, les temps apparents sont égaux aux temps réels ($u_i = t_i$). Les estimations de K et LCT sont celles du tableau 24.

Avec un coefficient de modulation maximal ($C = 1$), elles deviennent les suivantes :

	K	LCT inf
Mâles	0,242	151,381 mm
Femelles	0,245	131,215 mm

Même dans ce cas extrême, elles ne présentent pas de différence majeure avec celles qui sont données au tableau 24.

Quoiqu'il en soit, une meilleure représentation graphique de la croissance de la langouste rouge, comme d'ailleurs de celle des autres crustacés, devrait tenir compte à la fois de la croissance relative (lors de la mue) et de la croissance absolue, exprimées respectivement par les modèles de KURATA et VON BERTALANFFY.

Sur la figure 14, la courbe continue est celle de VON BERTALANFFY. C'est sur elle que s'ajustent les valeurs moyennes des longueurs céphalothoraciques atteintes après les mues successives qui jalonnent la vie de l'animal.

Ces LCT moyennes, calculées à partir du modèle de KURATA, sont les extrémités supérieures des segments verticaux de la "courbe" en escaliers.

Celle-ci, tout en conservant la même pente que la courbe continue, décrit bien la discontinuité de la croissance.

Sur la "courbe" en escaliers, les segments verticaux représentent la croissance à la mue, et les segments horizontaux

symbolisent le temps moyen qui s'écoule entre deux mues successives.

Le graphique en escaliers illustre bien l'allongement de la durée de l'intermue, et donc le ralentissement de la fréquence des mues, qui, compte tenu de la faible régressivité du coefficient de croissance relative, est "imposé" à l'animal pour respecter le schéma général de croissance.

3.9. FREQUENCE DE MUE. DUREE DE L'INTERMUE

A partir de la relation taille - âge, et de l'équation de croissance à la mue, $LCT1 = f(LCT0)$, il est aisé de déterminer, entre deux âges successifs, le nombre moyen de mues, et de déduire la durée moyenne de l'intermue.

C'est ce que nous avons fait pour les classes d'âge de l'intervalle 2 ans - 10 ans, auquel correspondent pratiquement toutes les données de croissance (tableau 26).

Les relations liant la fréquence de mue (N_m) et la durée de l'intermue (DIM) à l'âge sont de type exponentiel. Pour les décrire nous avons utilisé les données "ajustées" du tableau 26.

La liaison entre fréquence de mue et âge est de la forme :

$$N_m = b \cdot e^{-at}$$

La durée de l'intermue est liée à l'âge par l'expression :

$$DIM = b \cdot e^{at}$$

Après passage aux logarithmes, ces équations deviennent :

$$\text{LOG } N_m = - at + \text{LOG } b \quad \text{et}$$

$$\text{LOG } DIM = at + \text{LOG } b$$

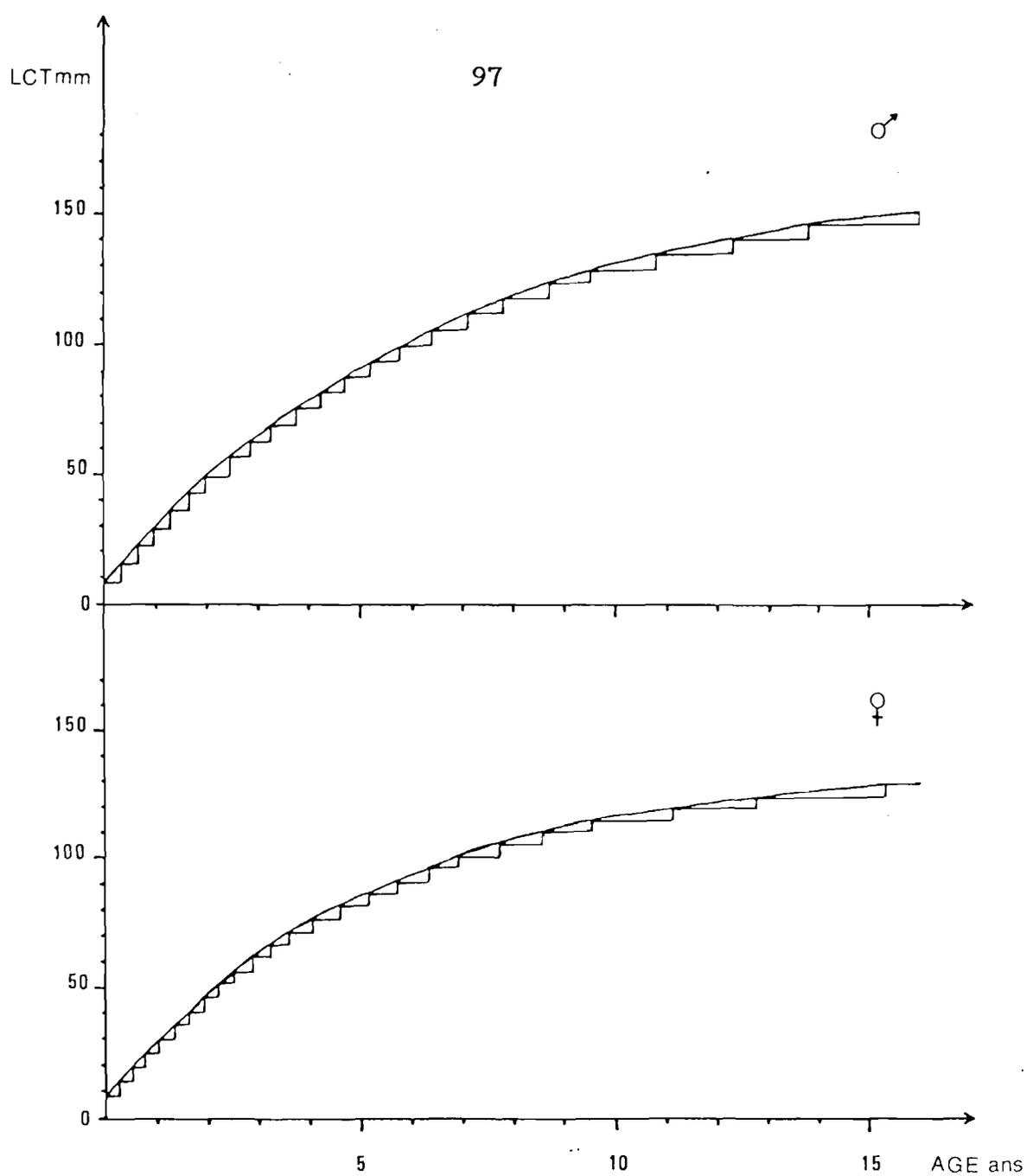


FIGURE 14. - "COURBE" DE CROISSANCE EN ESCALIERS. LES SEGMENTS VERTICAUX REPRESENTENT LA CROISSANCE A LA MUE ; LES SEGMENTS HORIZONTAUX, LA DUREE DE L'INTERMUE. LA COURBE CONTINUE EST CELLE DE VON BERTALANFFY.

Classes d'age (ans)	Age moyen t	Mâles		Femelles	
		Nm	DIM	Nm	DIM
2 - 3	2,5	2,54	4,7	2,92	4,1
3 - 4	3,5	2,24	5,4	2,49	4,8
4 - 5	4,5	1,97	6,1	2,11	5,7
5 - 6	5,5	1,72	7,0	1,78	6,8
6 - 7	6,5	1,51	8,0	1,50	8,0
7 - 8	7,5	1,31	9,1	1,26	9,6
8 - 9	8,5	1,14	10,5	1,05	11,4
9 - 10	9,5	0,99	12,1	0,88	13,7

TABLEAU 26. — Fréquence de mue et durée de l'intermue.
(Nm : nombre de mues par an ; DIM : durée de
l'intermue en mois.)

Les coefficients, a et b, ont été estimés par la méthode des moindres carrés, à partir de la régression de LOG Nm en t, et de LOG DIM en t. Les résultats sont présentés au tableau 27.

Les relations exprimant le ralentissement de la fréquence de mue et l'allongement de la durée d'intermue, avec le vieillissement de l'animal sont les suivantes :

Relation entre fréquence de mue et âge :

- mâles :

$$Nm = 3,60 e^{-0,14 t}$$

- femelles :

$$Nm = 4,53 e^{-0,17 t}$$

Relation entre durée de l'intermue et âge :

- mâles :

$$DIM = 3,35 e^{0,13 t}$$

- femelles :

$$DIM = 2,64 e^{0,17 t}$$

Pour les mâles comme pour les femelles, les valeurs des coefficients de régression sont, au signe près, les mêmes, quel que soit le type de relation utilisée pour décrire la réduction du rythme des mues.

Il faut se rappeler qu'il s'agit en fait des mêmes données puisque la durée de l'intermue est obtenue en divisant le nombre de mois d'une année par le nombre moyen de mues par an.

Les deux modèles, décrivant la variation de la fréquence de mue et de la durée de l'intermue en fonction de l'âge, sont inverses l'un de l'autre (figure 15). Ils sont deux expressions d'un même phénomène.

La réduction de la fréquence des mues apparaît toutefois nettement plus forte chez la femelle, dès la 6ème année ;

Paramètres	Régression : LOG Nm en t		Régression : LOG DIM en t	
	Mâles	Femelles	Mâles	Femelles
N	8	8	8	8
X	6	6	6	6
Y	0,47	0,48	2,01	2,00
SX	2,45	2,45	2,45	2,45
SY	0,33	0,42	0,33	0,42
R	- 1,00	- 1,00	1,00	1,00
a	- 0,14	- 0,17	0,13	0,17
LOG b	1,28	1,51	1,21	0,97
b	3,60	4,53	3,35	2,64

TABLERAU 27. - Estimation des coefficients a et b des équations liant Nm et DIM à t.
(Nm : nombre de mues par an ; DIM : durée de l'intermue
t : âge).

elle serait alors liée au processus d'incubation des oeufs.

3.10. DISCUSSION

On peut s'interroger sur la valeur des paramètres de l'équation de VON BERTALANFFY, qui sont proposés dans cette étude sur la langouste rouge.

Leur fiabilité reste en effet soumise à trois questions critiques :

- la taille de l'échantillon disponible est-elle suffisante ?
- le modèle de VON BERTALANFFY convient-il pour décrire la croissance des crustacés ?
- les individus qui muent souvent, et qui par conséquent grandissent plus vite, perdent-ils sélectivement leur marque ?

3.10.1. ECHANTILLONNAGE

Les effectifs des échantillons sont relativement faibles (44 triplets pour les mâles et 34 pour les femelles). Toutefois, les variances des paramètres K et LCT_{∞} , estimées par la méthode du "Jack-knife" (cf. infra), sont faibles, et suggèrent que les précisions obtenues sur K et LCT_{∞} sont satisfaisantes (GARCIA et al., 1985).

Les estimations de K et LCT_{∞} ne sont guère ici affectées par les erreurs d'échantillonnage. Une augmentation de la taille des échantillons ne permettrait pas une amélioration sensible des précisions obtenues.

3.10.2. ADEQUATION DU MODELE DE VON BERTALANFFY

Le modèle de VON BERTALANFFY est peu satisfaisant pour décrire la croissance d'un individu. Il peut cependant

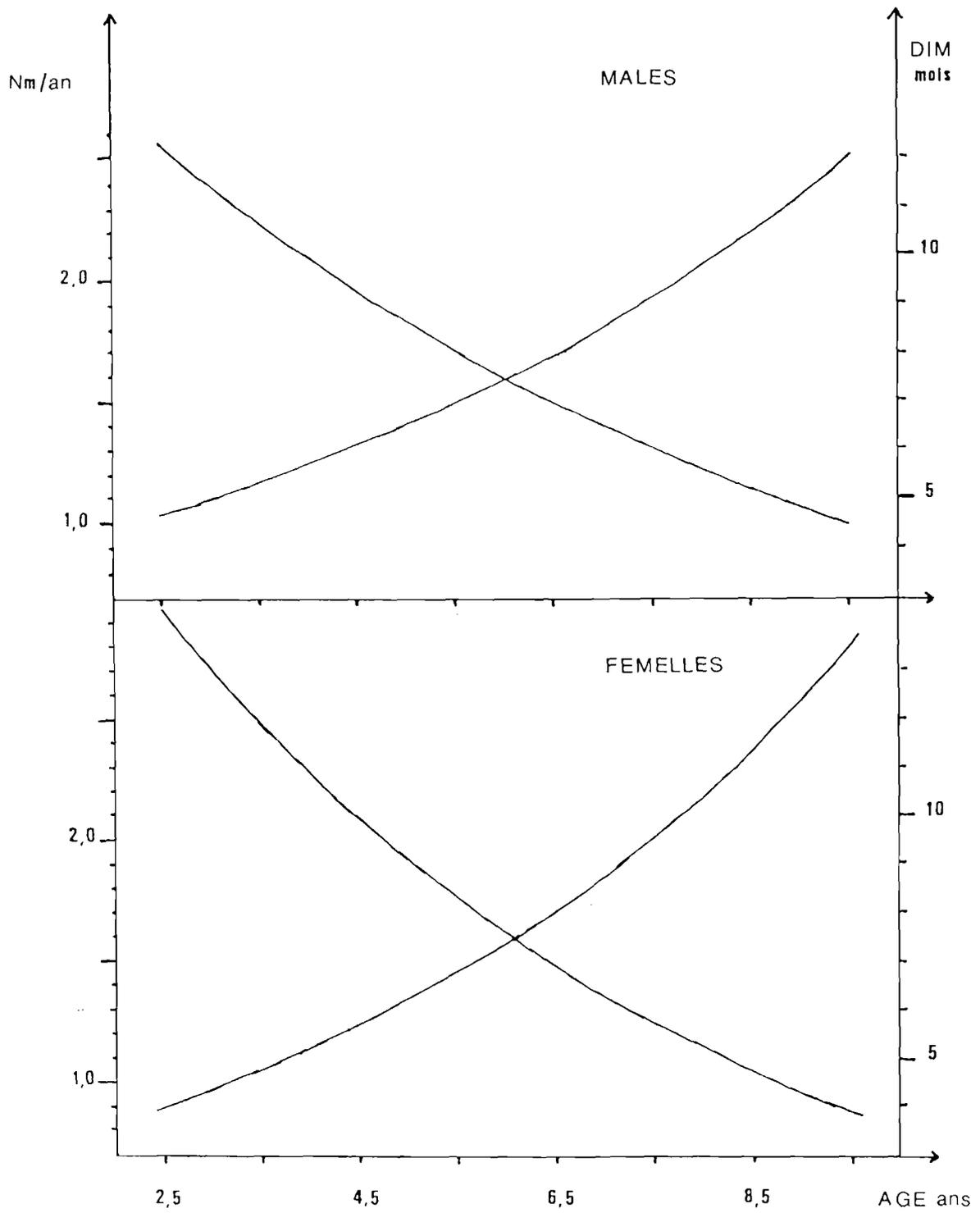


FIGURE 15. - VARIATIONS EN FONCTION DE L'AGE, DU NOMBRE DE MUES PAR AN (Nm) ET DE LA DUREE DE L'INTERMUE (DIM).

représenter convenablement la croissance moyenne de l'ensemble de la population.

Pour la langouste rouge de Corse, le modèle a été ajusté sur les classes de taille intermédiaires, entrant dans les captures. Des imprécisions existent cependant sur les plus petites tailles, elles affectent les estimations de t_0 et des âges absolus, ce qui en définitive est peu important. Le modèle est, par ailleurs, cohérent avec les plus grandes tailles de langouste rouge trouvées en Corse.

Les limites du modèle de VON BERTALANFFY résultent également de la saisonnalité plus ou moins marquée de la mue. Chez la langouste rouge de Corse, cependant, les estimations de K et LCT_{∞} , obtenues avec et sans modulation saisonnière, ne présentent pas de différence majeure.

3.10.3. PERTE DE MARQUE A LA MUE

Une perte de marque à la mue, en affectant sélectivement les individus qui muent le plus souvent, conduit à une sous-estimation de la croissance, et à des biais dans les estimations de K et de LCT_{∞} .

Chez la langouste rouge de Corse, avec le type de marquage réalisé, on peut admettre que l'amplitude de ces biais est modérée. Il n'en demeure pas moins, cependant, que tout travail complémentaire sur la croissance devrait porter sur un examen spécifique de ce problème, afin de déterminer le taux de perte de marques qui survient à chaque mue, dans les conditions de marquage choisies.

3.11. CONCLUSION

Dans le stock de Palinurus elephas de Corse, c'est au printemps que les proportions de langoustes "molles" sont maximales dans les captures.

La saisonnalité du phénomène de mue est, dans ces conditions, un facteur important de la croissance "instantanée" du stock.

Comme pour tous les crustacés, croissance à la mue et fréquence de mue sont les deux composantes de la croissance absolue de la langouste rouge.

Dans la gamme de tailles étudiée, la croissance à la mue est statistiquement supérieure chez les mâles.

Comme dans les deux sexes le coefficient de croissance relative est proche de l'unité, le respect du schéma classique d'une croissance asymptotique imposera à la langouste une réduction progressive du nombre de mues, au fur et à mesure du vieillissement.

La diminution de la fréquence de mue apparaît plus rapide chez la femelle, à partir de la 6^{ème} année.

En définitive, comme l'indiquent clairement les courbes de VON BERTALANFFY, la croissance absolue des femelles est nettement inférieure à celle des mâles.

La question reste posée de savoir si cette différence de croissance est liée à la physiologie de la reproduction.

Cette hypothèse paraît vraisemblable. On peut, en effet, raisonnablement admettre que dans la partie du cycle biologique qui va du post-*puerulus* à l'acquisition de la puberté, il n'y a pas, chez *Palinurus elephas*, de différence de croissance liée aux sexes.

Dans la phase adulte, par contre, le taux de croissance inférieur chez les femelles trouve son explication dans le processus d'incubation des oeufs.

Rappelons que chez la langouste rouge de Corse, l'incubation des oeufs dure environ 5 mois, en automne et en hiver.

L'absence de mue chez les femelles oeuvées est évidente, puisque c'est la condition de survie de l'espèce.

Les valeurs estimées de K et LCT_{∞} ne sont sans doute valables que pour la phase exploitée de *Palinurus elephas* en Corse.

Toutefois, les tailles asymptotiques estimées sont conformes aux plus grandes tailles moyennes de langoustes

capturées. Rares sont, en effet, les mâles de 166 mm (3,0 kg), et les femelles de 136 mm (1,7 kg), apparaissant dans les captures.

La connaissance de la taille du post-puerulus, LCT0, a permis de "recaler" les courbes de croissance de VON BERTALANFFY, et d'avoir une relation taille - âge absolu.

On peut regretter cependant que l'estimation de t_0 repose seulement sur 2 observations. Soulignons toutefois que les post-puerulus observés en Corse sont conformes à ceux décrits par BOUVIER (1914) pour le Sud des Iles Britanniques, et SANTUCCI (1926), pour le Sud de la Mer Tyrrhénienne.

4. ESTIMATION DE LA VARIANCE DES PARAMETRES DE CROISSANCE K ET L_{∞} , PAR LA METHODE DU "JACK-KNIFE"

Les estimations de K et de L_{∞} , fournies par le programme BGC4, sont des valeurs "moyennes" obtenues à partir de l'ajustement des données de marquages - recaptures au modèle de VON BERTALANFFY.

Afin d'évaluer le domaine de variabilité de ces paramètres chez la langouste rouge de Corse, GARCIA (1985) a appliqué, au traitement des triplets de données de marquages-recaptures, la technique du "Jack-Knife". Celle-ci fut introduite par QUENOUILLE (1949, 1946) et TUKEY (1958) (in LEBART et al., 1979), et décrite notamment par HINKLEY (1977, 1978) et DUNCAN (1978).

Le rôle du "Jack-Knife" est de réduire le biais d'un estimateur biaisé, et de fournir une estimation, approchée mais robuste, d'un intervalle de confiance autour de cette estimation.

La méthode, applicable aux régressions non linéaires, utilise l'estimateur de QUENOUILLE-TUKEY, qui permet d'obtenir une évaluation non biaisée des coefficients de régression, assortie d'un intervalle de confiance. Le "Jack-Knife" permet en effet de réaliser un calcul de variance pour un échantillon simple sur lequel ce calcul ne peut être mené à priori par les procédés classiques.

4.1. RAPPEL THEORIQUE SUR LA METHODE DU "JACK-KNIFE"

Soit $(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$ un échantillon aléatoire, de taille n , d'une même variable x , sur lequel on désire estimer un paramètre m dont un estimateur est :

$$Y_{tot} = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n) .$$

L'échantillon est divisé arbitrairement en K sous-groupes disjoints, contenant chacun n/K individus. Si $K = n$,

L'effectif de chaque sous-groupe est de 1 individu.

Le résultat du calcul effectué sur l'échantillon amputé du J^{ème} sous-groupe est Y_{-j} .

On appelle pseudo-valeurs les K différences pondérées entre Y_{tot} et Y_{-j} , pour $J = 1, 2, 3, \dots, K$.

$$Y_j^* = KY_{tot} - (K - 1)Y_{-j} \quad .$$

La moyenne des pseudo-valeurs est l'estimateur de QUENOUILLE-TUKEY :

$$\bar{Y}^* = \frac{1}{K} \sum Y_j^* = KY_{tot} - (K-1) \frac{1}{K} \sum Y_{-j}$$

Un estimateur de la variance de Y , ainsi que de Y_{tot} , est :

$$S^2 = \frac{1}{K} \frac{\sum (Y_j^* - \bar{Y}^*)^2}{K - 1} = \frac{1}{K(K-1)} \left(\sum Y_j^{*2} - \frac{1}{K} (\sum Y_j^*)^2 \right)$$

On démontre que si Y_{tot} est un estimateur du paramètre m ayant un biais d'ordre $1/n$, alors ce biais est éliminé pour \bar{Y}^* .

Les K pseudo-valeurs, non rigoureusement indépendantes, par construction, peuvent néanmoins être considérées comme K variables aléatoires identiques, approximativement indépendantes.

Corrélativement, TUKEY suppose que la statistique :

$$T = \bar{Y}^* / S$$

suit approximativement une loi de STUDENT à $k-1$ degrés de liberté. Il est alors possible de construire un intervalle de confiance approché autour de l'estimation \bar{Y}^* .

Une variante linéarisée du "Jack-Knife" a été introduite par FOX, HINKLEY et LARNTZ (1979). Elle fournit deux séries de pseudo-valeurs dont les expressions générales sont les suivantes :

$$LP = m + n (Z^*Z)^{-1} Z_i (r_i / (1 - w_i))$$

$$\text{et } LQ = m + n (Z^t Z)^{-1} Z^t r_i, \quad (i = 1 \text{ à } n),$$

où Z_i est la matrice des vecteurs des dérivées partielles par rapport au paramètre à estimer :

$$Z_i = f(x_n, m),$$

$$\text{et } Z^t = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n),$$

$$W_i = Z_i^t (Z^t Z)^{-1},$$

$$r_i = Y_i - f(x_n, m).$$

Un estimateur de la variance est obtenu à partir de chacune des pseudo-valeurs, LP et LQ.

4.2. APPLICATION DU "JACK-KNIFE" AU TRAITEMENT DES DONNEES

Deux programmes informatiques associant la technique du "Jack-Knife" à la procédure de calcul du programme BGC4 ont été mis au point. L'un applique la méthode du "Jack-Knife" classique, l'autre celle du "Jack-Knife" linéarisé (GARCIA, 1985). Ils donnent des estimateurs à risque de biais limité des paramètres de croissance, qui sont les moyennes des pseudo-valeurs de K et L_ω ; et fournissent, en outre, des estimations de leurs variances respectives et de leur covariance.

4.3. RESULTATS

L'examen des résultats présentés aux tableaux 28 et 29 montre que les valeurs de K et L_ω , obtenues pour chacun des sexes, sont très voisines quelle que soit la méthode utilisée. Les estimations issues de BGC4 et du "Jack-Knife" linéarisé

Estimateurs	BGC4	JACK 1	JACK 2 (LP)	JACK 2 (LQ)
K	0,151	0,137	0,161	0,151
L_{ω}	166,025	168,041	160,317	166,001
Var K		0,001244	0,00146	0,00094
Var L_{ω}		433,106	407,926	246,277
cov (K, L_{ω})		- 0,706	- 0,376	- 0,230

TABLEAU 28. - Mâles (n = 44). Résultats des ajustements des données de marquage-recapture, réalisés par les trois méthodes testées.

(Jack 1 : "Jack-knife" classique ;

Jack 2 : "Jack-knife" linéarisé).

Estimateurs	BGC4	JACK 1	JACK 2 (LP)	JACK 2 (LQ)
K	0,189	0,193	0,186	0,189
L_{ω}	135,916	132,556	136,822	135,913
Var K		0,001926	0,00212	0,00168
Var L_{ω}		107,962	113,607	82,25
cov (K, L_{ω})		- 0,430	- 0,234	- 0,178

TABLEAU 29. - Femelles (n = 34). Résultats des ajustements des données de marquage-recapture, réalisés par les trois méthodes testées.
 (Jack 1 : "Jack-knife" classique ;
 Jack 2 : "Jack-knife" linéarisé).

(série LQ) sont même pratiquement identiques. C'est, par ailleurs, par cette dernière méthode ("Jack-Knife" linéarisé, série LQ) que sont obtenues, pour les mâles et les femelles, les valeurs les plus basses des variances et covariances des paramètres de croissance.

L'analyse du graphique des résidus, $e_i = l_{i2} - \hat{l}_{i2}$, en fonction des longueurs à la recapture ajustées, \hat{l}_{i2} , ne révèle pas de gros écarts, chez les mâles comme chez les femelles (figures 16 et 17).

Les valeurs absolues de ces résidus semblent toutefois légèrement supérieures à la moyenne pour les individus de taille inférieure à 90 mm. Ce qui pourrait être lié à la faiblesse relative de l'effectif de l'échantillon (triplets de données), ou à une plus forte variabilité de croissance dans ces plages de taille. Il faut, par ailleurs, se rappeler que la variabilité des données peut s'exprimer "sans contrainte" de part et d'autre de la courbe théorique de croissance dans le cas des longueurs faibles et moyennes, alors que vers les grandes tailles l'amplitude des résidus positifs est limitée par la barrière de la taille asymptotique.

En définitive, les valeurs absolues des résidus sont modérées, et leur distribution aléatoire ; ce qui tendrait à confirmer l'adéquation du modèle de VON BERTALANFFY pour décrire la croissance de Palinurus elephas.

Pour une estimation des paramètres de croissance, il n'est pas indispensable que les distributions des pseudo-valeurs de K et de L_{∞} vérifient une hypothèse de normalité.

Toutefois, pour assurer la fiabilité d'inférences statistiques à partir des estimations obtenues, ces distributions doivent, pour le moins, se rapprocher de la normale.

Cette condition semble satisfaite, comme cela est illustré par quelques exemples à la figure 18 ; et les distributions de fréquences des pseudo-valeurs ont une allure suffisamment gaussienne.

Dans ces conditions, les estimations de K et L_{∞} , générées par ces pseudo-valeurs, peuvent être considérées comme des descripteurs satisfaisants et robustes de la croissance des langoustes rouges de Corse.

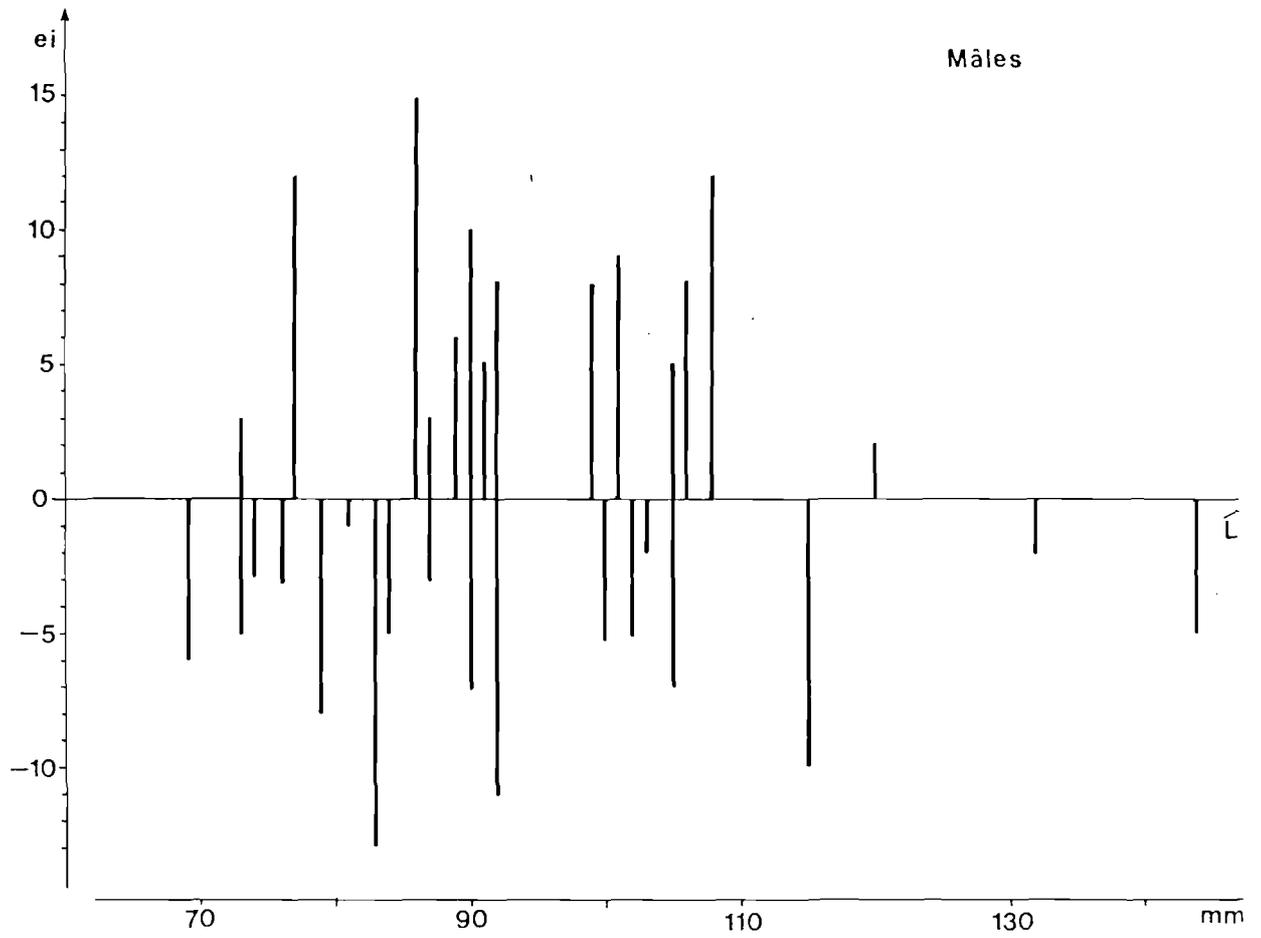


FIGURE 16. - MALES. DISTRIBUTION DES RESIDUS DU MODELE DE VON BERTALANFFY.
L2 : taille à la recapture.

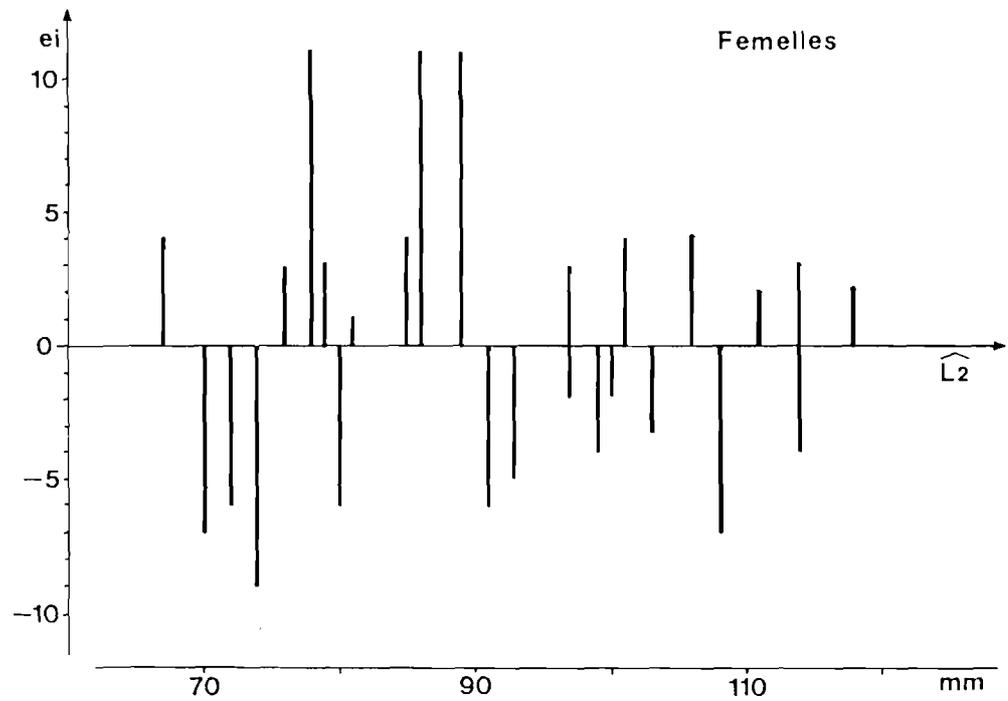


FIGURE 17. - FEMELLES. DISTRIBUTION DES RESIDUS DU MODELE DE VON BERTALANFFY.
L2 : taille à la recapture.

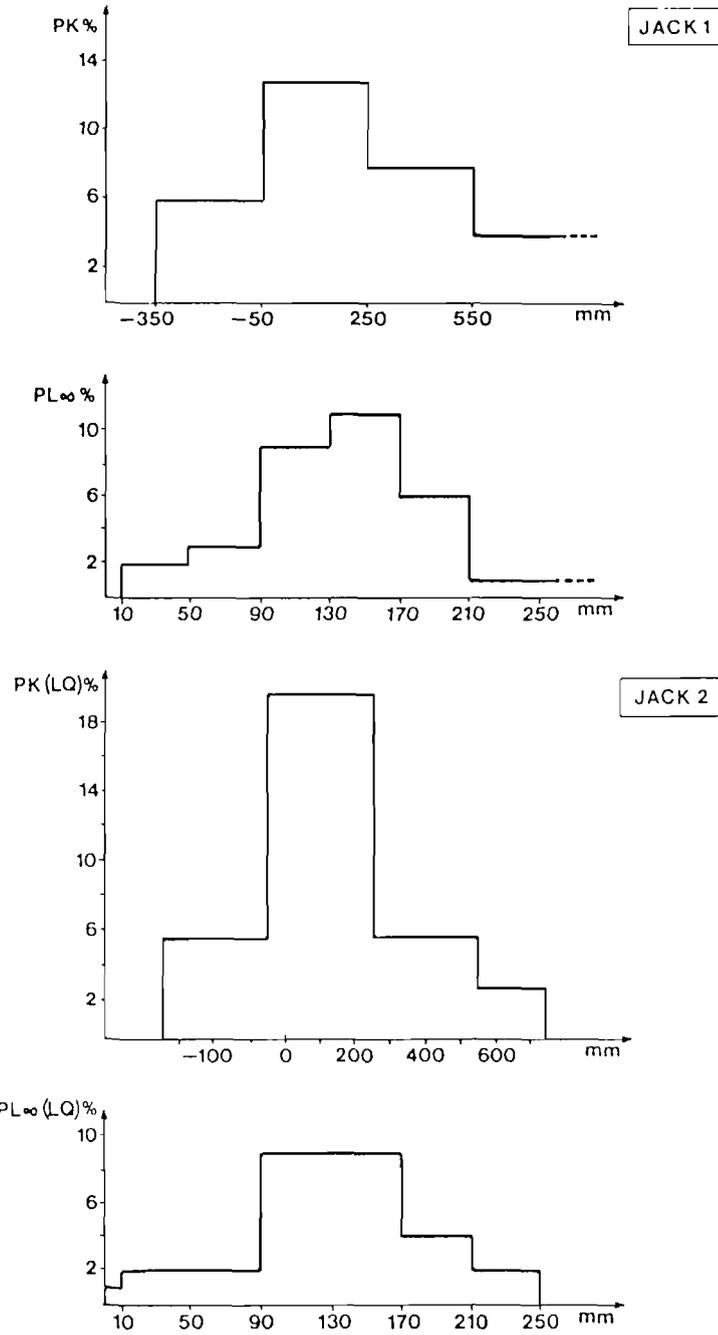


FIGURE 18. - FEMELLES. HISTOGRAMMES DES DISTRIBUTIONS DE FREQUENCES DES PSEUDO-VALEURS DE K ET L_∞.

JACK 1 : "Jack-knife" classique ;

JACK 2 : "Jack-knife" linearise.

4.4. CONCLUSION

La similitude des estimations des divers ajustements (BGC4, "Jack-Knife" classique, "Jack-Knife" linéarisé), ainsi que les résultats de l'analyse des résidus (valeurs absolues faibles ; distribution aléatoire), confirment la validité d'une modélisation de la croissance des langoustes rouges de Corse selon une courbe de VON BERTALANFFY.

Par ailleurs, les distributions des pseudo-valeurs, calculées par la méthode du "Jack-Knife", sont suffisamment proches de la normalité pour que l'on puisse réaliser à partir des équations de croissance, obtenues pour les mâles et les femelles, des inférences statistiques valables.

Enfin, cette étude souligne la qualité des données qui peuvent être obtenues pour les grands crustacés, par la technique de marquages-recaptures, dans des zones insulaires bien individualisées.

Une difficulté subsiste toutefois ; elle est liée à la perte de marques à la mue, qui risque d'"altérer" la qualité des données et d'introduire des biais dans les estimations.

5. CONTRIBUTION A L'ETUDE DE LA REPRODUCTION.

MATURITE SEXUELLE - CYCLE SEXUEL - CYCLE DE REPRODUCTION

5.1. INTRODUCTION

La biologie de la reproduction de la langouste rouge européenne, Palinurus elephas, restait mal connue.

Parmi les paramètres de reproduction, seule la fécondité individuelle a été étudiée, chez les langoustes rouges du Portugal (DE VASCONCELLOS, 1960), d'Ecosse (HEPPER, 1965(a) et 1977), et de Corse (CAMPILLO et AMADEI, 1978).

La taille de maturité sexuelle est un autre paramètre important pour l'aménagement d'une pêcherie. Il permet de distinguer, dans le stock, la phase juvénile et la phase adulte, ce qui peut être considéré dans la définition d'une taille minimale exploitable. L'objectif n'est pas alors une protection de principe des immatures mais la préservation d'une fécondité suffisante pour régénérer le stock.

La détermination de la taille de maturité sexuelle dans le stock de langouste rouge de Corse est le principal objectif de ce chapitre.

Pour la fixation de ce paramètre un certain nombre de critères physiologiques (évolution du poids des gonades ; modification de la forme et de la couleur des glandes sexuelles), et d'indicateurs fonctionnels externes (soies ovigères ; oeufs en cours d'incubation) peuvent être utilisés. Pour la langouste rouge de Corse, nous avons exploré la plupart des voies possibles, en excluant toutefois celles qui exigeaient le recours aux techniques histologiques.

La variabilité individuelle dans l'acquisition de la maturité sexuelle fait que tous les animaux ne deviennent pas pubères à la même taille.

La puberté est atteinte à l'intérieur d'un intervalle de taille dont les bornes sont estimées à partir des données

expérimentales. En dessous de la taille limite inférieure, tous les individus sont immatures ; au-dessus de la taille limite supérieure, ils sont tous adultes.

La taille de maturité sexuelle que l'on retiendra pour le stock n'est pas celle du plus petit individu mature, mais une taille intermédiaire entre ces deux limites, définie, comme il sera exposé par la suite, de manière variable.

5.2. DESCRIPTION MACROSCOPIQUE DES GLANDES GENITALES

5.2.1. LES GLANDES GENITALES FEMELLES (fig. 19)

Les deux ovaires sont situés en position médio-dorsale sur toute la longueur du céphalothorax, de part et d'autre de l'estomac et de l'intestin ; ils sont réunis en avant du cœur par un pont transversal de même structure.

Un des ovaires est souvent plus court que l'autre.

Chez les immatures et les adultes en phase de repos sexuel, les ovaires ont l'aspect de fines baguettes, blanchâtres ou jaunâtres, qui atteignent postérieurement la jonction entre le céphalothorax et l'abdomen. Chez les individus au stade de maturité sexuelle, les ovaires de couleur rouge brique sont volumineux et turgescents ; ils recouvrent en partie les différents organes (estomac, intestin, hépato-pancréas, cœur), et se prolongent jusqu'aux premiers segments abdominaux.

En arrière du pont transversal, chaque ovaire communique par un court oviducte, droit et translucide, avec l'orifice génital situé à la base de la troisième paire de péréiopodes.

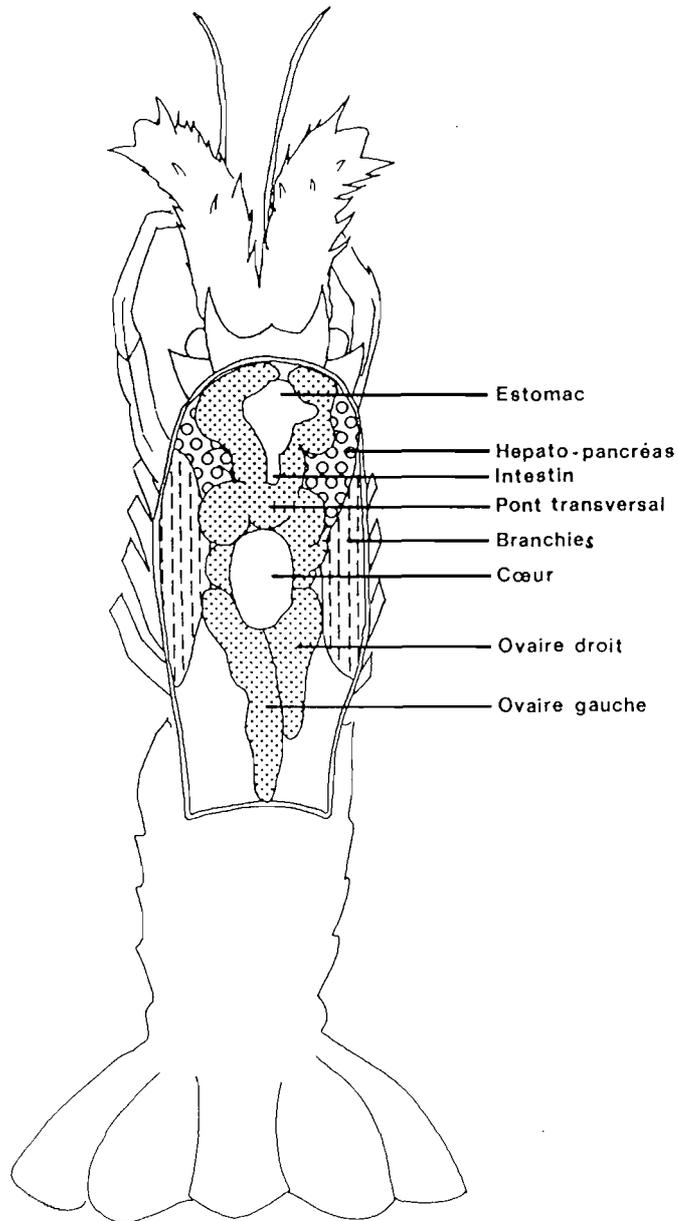


FIGURE 19. - VUE DORSALE DES GONADES FEMELLES (STADE 5).

5.2.2. LES GLANDES GENITALES MALES (fig.20)

Les gonades mâles occupent la même position dans le céphalothorax que les gonades femelles ;

Beaucoup plus petits que les ovaires, les testicules encadrent également le système digestif jusqu'au début de l'abdomen et sont réunis, en avant du coeur et au niveau de l'intestin moyen, par un pont transversal.

Chez les immatures, les organes reproducteurs filiformes et souvent transparents sont à peine visibles. Chez les adultes, les testicules sont blanchâtres, granuleux et pelotonnés.

Les canaux déférents sont plus gros que les testicules eux-mêmes, et plus complexes que les oviductes. Chaque canal déférent commence par un segment proximal, lisse et spiralé, d'environ 0,5 mm de diamètre, s'élargissant en un conduit droit pouvant atteindre 3 - 4 mm de diamètre, qui débouche au pore génital situé à la base du cinquième péréiopode.

5.3. MATURITE SEXUELLE CHEZ LES FEMELLES

182 femelles provenant des captures de la pêche professionnelle ont été examinées d'avril à octobre 1981. Les ovaires mis à nu, après que la partie supérieure du squelette céphalothoracique ait été enlevée, étaient examinés macroscopiquement, puis pesés.

L'existence d'un cycle de maturation des ovaires était révélée par l'évolution saisonnière de la couleur et surtout de la taille des gonades. Les modifications observées étaient suffisamment nettes pour que l'on puisse distinguer macroscopiquement un certain nombre de stades ovariens.

Comme FIELDER (1964), chez Jasus lalandei (fig.21), nous avons reconnu 7 stades à partir des critères suivants : couleur et taille des ovaires, aspect à l'oeil nu des ovules.

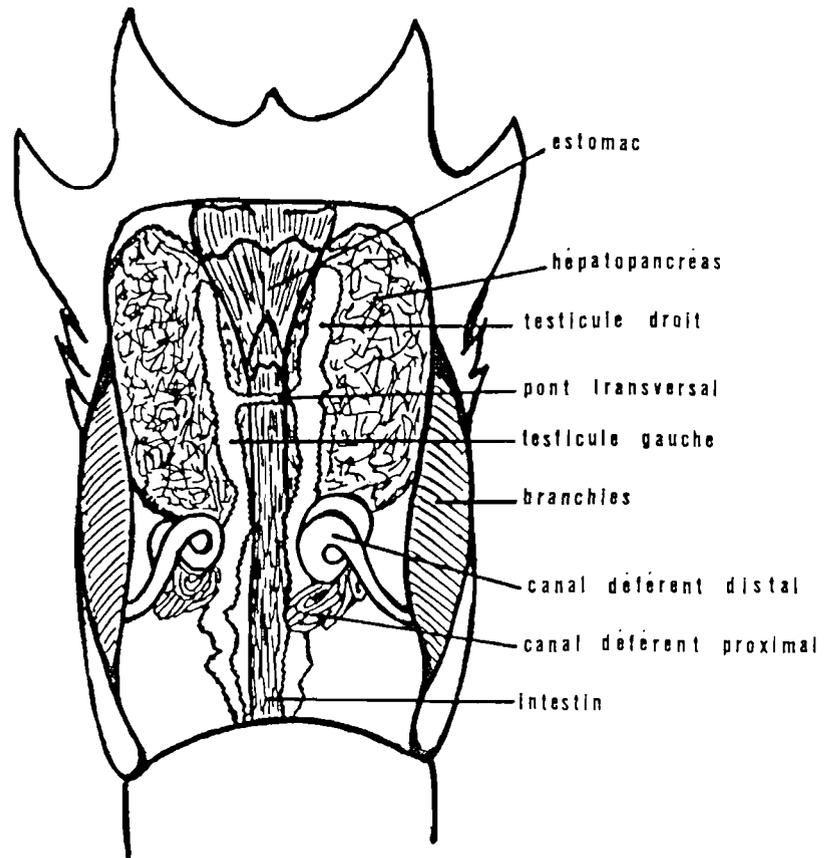


FIGURE 20. - VUE DORSALE DES GONADES MALES.
Le coeur a été enlevé.

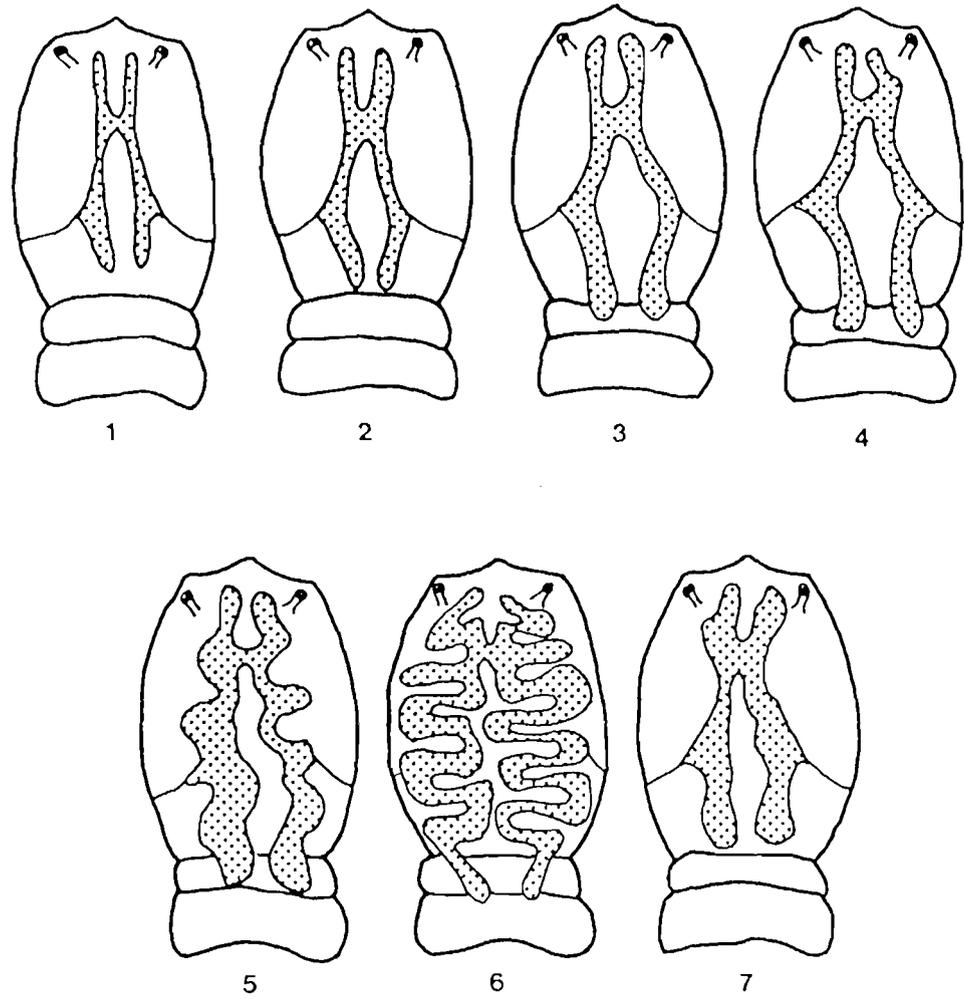


FIGURE 21. - STADES DE MATURITE DES OVAIRES (D'APRES FIELDER).

5.3.1. STADES DE MATURATION DES OVAIRES

Stade 1.

Les ovaires sont blancs-laiteux. Fins et allongés, ils n'atteignent pas le premier segment abdominal. Les gamètes ne sont pas visibles à travers la paroi ovarienne.

Stade 2.

La coloration des ovaires est jaune clair. Cette couleur qui révèle un début de formation de vitellus est indicatrice du démarrage de l'ovogénèse.

L'aspect des ovaires reste peu différent de celui du stade 1 ; les gamètes sont toutefois visibles sous forme de ponctuations ou de bâtonnets.

Stade 3.

La couleur des ovaires est orangée. Ceux-ci commencent à se développer. Leur diamètre augmente, et ils se prolongent postérieurement jusqu'au premier segment abdominal.

Les gamètes sont bien visibles, mais plus ou moins arrondis.

Stade 4.

Les ovaires sont orangés. Bien développés et turgescents, ils occupent environ 50 % de la surface dorsale du céphalothorax.

Chaque tube ovarien présente de nombreuses circonvolutions, son extrémité antérieure est renflée et retournée vers l'extérieur comme une crosse d'évêque, son

extrémité postérieure atteint le deuxième segment abdominal, plus rarement le troisième.

Les gamètes sont arrondis ; ils apparaissent bien développés et bien individualisés.

Stade 5

La couleur des ovaires est orange vif à rouge brique. Le développement de la gonade se poursuit. Chaque ovaire est très contourné. La glande sexuelle occupe les 3/4 de la surface dorsale du céphalothorax.

Stade 6.

Ce stade précède la ponte. Les ovaires sont de couleur rouge brique. Ils atteignent leur développement maximum, et occupent la presque totalité de la surface dorsale du céphalothorax.

Les ovules apparaissent nettement dissociés. La paroi des ovaires est tendue et très fragile ; elle éclate facilement lors des manipulations.

Stade 7.

Ce stade succède à la ponte. Les ovaires sont dégonflés et flasques, et ne recouvrent plus que près de la moitié de la surface dorsale du céphalothorax. Etendus de chaque côté de l'entonnoir gastrique, ils se prolongent encore jusqu'aux premiers segments abdominaux.

Immédiatement après la ponte, l'ovaire est orangé. Cette coloration, due à du vitellus diffus, disparaît progressivement. Au fur et à mesure de la résorption du vitellus, l'ovaire prend une teinte blanchâtre.

La lumière des ovaires est souvent visible sous la

forme d'un canal hyalin longitudinal dans lequel débouchent des canaux secondaires perpendiculaires (figure 22).

L'échelle de maturation des ovaires qui vient d'être proposée ne repose pas sur des examens histologiques, et n'a donc pas la prétention de décrire l'ovogénèse. C'est seulement un outil grossier qui nous a permis de distinguer, avec une certaine subjectivité, les principales étapes du développement sexuel.

Les immatures sont au stade 1. Le cycle de maturation proprement dit va du stade 2 (début de la vitellogénèse) au stade 6 où les ovaires ont leur volume maximal et où la ponte est imminente. Après la ponte et au début de la période d'incubation des oeufs, les ovaires sont vides (stade 7). Après une période de repos sexuel, le cycle recommence au stade 2.

5.3.2. CYCLE DE MATURATION DES OVAIRES

A partir d'un nombre limité d'observations réparties sur 7 mois (d'avril à octobre), nous avons tenté une description du cycle sexuel saisonnier de la femelle de Palinurus elephas.

Dans le but d'augmenter les effectifs par catégories, nous avons regroupé les données par classes de taille de 10 mm de longueur céphalothoracique (LCT) et par périodes de 2 mois ; et confondu les stades 2 et 3 (où les ovaires entament leur cycle de maturation), et 4 et 5 (où ils ont pratiquement atteint la maturité sexuelle).

Les résultats, présentés à la figure 23, appellent des remarques préalables.

Les effectifs par classes de taille n'ont aucune réalité démographique, ils indiquent seulement le nombre d'informations disponibles. Par ailleurs, les proportions aux différents stades de maturation des ovaires n'ont pas, en raison du faible nombre d'observations réalisées, une grande signification statistique. Leur analyse permet toutefois de préciser pour différentes classes de taille la saisonnalité du

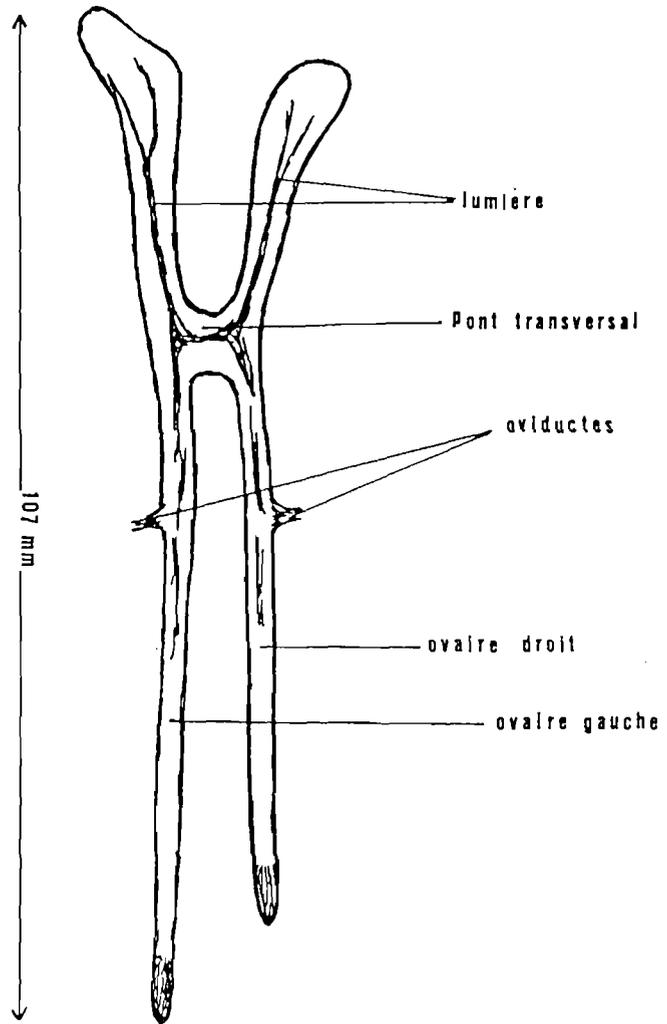


FIGURE 22. - OVAIRES AU STADE 7.

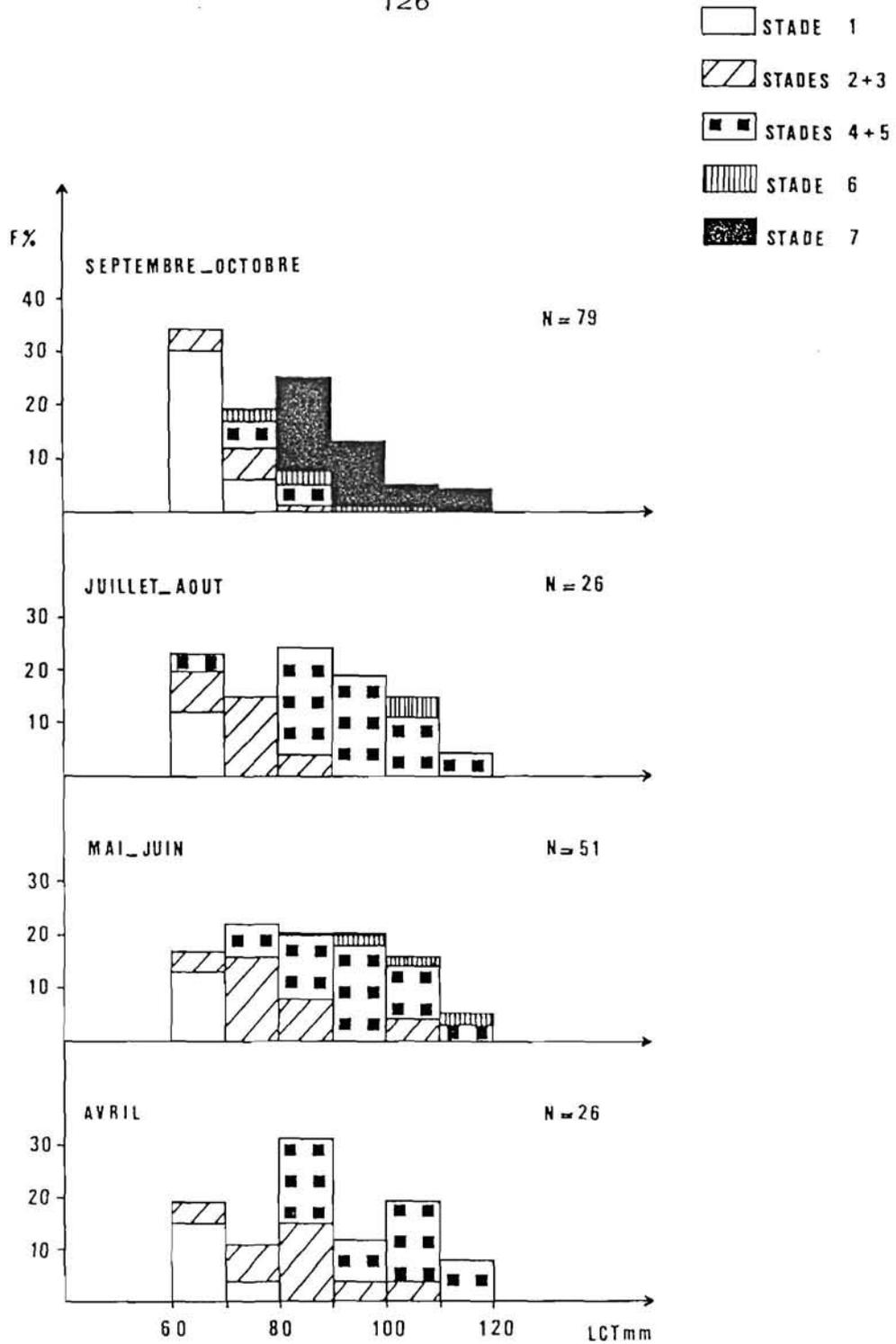


FIGURE 23. - CYCLE DE MATURATION DES OVAIRES.

cycle ovarien.

- LCT de 61 à 70 mm.

La majorité des individus de cette classe sont des immatures. Quelques-uns commencent cependant leur ovogénèse dès avril. Les premiers individus matures apparaissent en juillet-août.

- LCT de 71 à 80 mm.

C'est dans cette classe de taille que la majorité des individus connaissent le début de leur activité reproductrice.

La puberté survient d'avril à septembre-octobre. Les premières femelles matures ont été observées en mai-juin. En septembre-octobre, toutefois, seule une faible proportion d'entre elles sont sur le point de pondre.

- LCT de 81 à 90 mm.

On ne trouve plus d'immatures dans cette classe de taille. Dès avril, environ 50 % des individus sont matures. Chez les autres, la maturation des ovaires se poursuit, et en septembre-octobre, environ 70 % des femelles sont oeuvées.

- LCT supérieure à 91 mm.

La proportion de femelles matures dès le mois d'avril est d'autant plus élevée que la taille est plus grande. En septembre-octobre, près de la totalité des femelles de cette classe de taille sont oeuvées.

Chez Palinurus elephas de Corse, les femelles adultes atteignent la maturité sexuelle d'autant plus tôt qu'elles sont

de plus grande taille. Ce phénomène a déjà été observé chez d'autres palinuridés, comme Panulirus longipes d'Australie (GEORGE, 1958).

Il est intéressant de noter que, chez les femelles qui sont matures dès le début du printemps, l'ovogénèse s'est en grande partie déroulée pendant la phase d'incubation des oeufs. Rappelons que celle-ci s'étale sur environ 5 mois entre août et mars de l'année suivante.

5.3.3. RECHERCHE DE LA TAILLE DE MATURITE SEXUELLE

5.3.3.1. PROPORTIONS DE FEMELLES MATURES PAR CLASSES DE TAILLE

L'état de maturation des ovaires a été reconnu chez une centaine de femelles prélevées, de juillet à octobre, au cours de la période englobant les phases d'accouplement et de ponte.

Pour établir le nombre de femelles matures par classes de taille, les effectifs des individus aux stades 4, 5, 6, et 7, ont été cumulés, afin de pondérer l'effet de la variabilité individuelle dans la vitesse de maturation des gonades.

La proportion de femelles matures est une variable dépendante de l'âge, et donc de la taille. Les points (F % - LCT) se distribuent selon une courbe sigmoïde d'équation générale :

$$F \% = \frac{100}{1 + e^{-a(LCT + b)}}$$

où a et b sont des paramètres.

Cette équation logistique est linéarisable sous la forme :

$$\text{LOG} (F/(100 - F)) = aLCT + b$$

Les paramètres a et b sont obtenus en ajustant, par la méthode des moindres carrés, la droite de régression de

LOG (F/(100 - F)) en LCT.

Il convient d'indiquer que cette technique d'ajustement de la logistique n'est pas la plus performante. Elle conduit, en effet, à ne pas utiliser les couples de données où F % est égal à 0 % et à 100 %. L'utilisation de la technique du maximum de vraisemblance permettrait d'éviter cet inconvénient, et d'obtenir un gain d'information en exploitant toutes les données recueillies. Toutefois, comme le paramètre à estimer (LCT 50) est robuste, les deux procédés conduisent généralement à des résultats comparables. Dans ces conditions, la simplicité de la technique adoptée est la justification de son choix.

Pour une valeur de la longueur céphalothoracique, le pourcentage estimé de femelles matures est donné par la relation :

$$F \% = \frac{100}{1 + e^{- (0,25 \text{ LCT} - 19,47)}}$$

La taille moyenne de 1ère maturité sexuelle, taille à laquelle 50 % des femelles sont matures (LCT 50) est déduite de l'équation précédente :

$$\text{LCT } 50 = - b/a = 19,47/0,25 = 78 \text{ mm}$$

L'intervalle d'estimation de la proportion vraie de femelles matures a été déterminé pour chaque proportion F estimée, avec un coefficient de sécurité de 95 %, selon la méthode décrite par LISON (1958) et FRONTIER (1981).

Les deux bornes de l'intervalle d'estimation sont les solutions de l'équation du 2ème degré :

$$AP^2 - BP + C = 0 \quad ,$$

où : $A = 1 + t^2/N$; $B = 2F + t^2/N$; $C = F^2$.

F est la proportion estimée dans l'échantillon ; P est la proportion vraie dans la population ; N est l'effectif de l'échantillon ; et t est la valeur du t de STUDENT.

Les deux racines de l'équation, P1 et P2, se distribuent également selon deux courbes logistiques encadrant la

courbe expérimentale (tableau 30, figure 24).

Les équations de ces courbes (tableau 31) sont respectivement :

$$P1 \% = \frac{100}{1 + e^{- (0,22 \text{ LCT} - 19,05)}}$$

$$P2 \% = \frac{100}{1 + e^{- (0,21 \text{ LCT} - 18,25)}}$$

Les valeurs de LCT 50 correspondantes sont 72,6 mm et 86,6 mm. Avec un coefficient de sécurité de 95 %, la taille moyenne de 1ère maturité sexuelle se situe à l'intérieur de ces limites.

Pour P = 50 %, les LCT se distribuent normalement entre 72,6 et 86,6 mm. La meilleure estimation de LCT 50 est la valeur moyenne, 80 mm. On remarquera qu'elle ne se situe pas sur la courbe sigmoïde d'ajustement du fait de la non-symétrie des intervalles de confiance.

5.3.3.2. RELATION ENTRE LA TAILLE ET LE POIDS DES GONADES

Nous avons tenté de déterminer la taille moyenne de 1ère maturité, en analysant la relation liant la taille au poids des gonades.

Une cinquantaine de femelles, recouvrant l'éventail des tailles apparaissant dans les captures, ont été examinées au mois de septembre, en pleine période de ponte. Leurs gonades ont été dégagées du céphalothorax, puis pesées.

La relation liant un poids et une taille est de la forme :

$$W = a.L^b$$

Elle peut être linéarisée en passant aux logarithmes :

$$\text{LOG } W = \text{LOG } a + b \text{ LOG } L$$

Classes LCT mm	LCT médiants	N	n	F %	t 0,05	P1 %	P2 %
61 - 70	65,5	25	1	4	2,060	1	21
71 - 80	75,5	19	4	21	2,093	8	45
81 - 90	85,5	26	22	85	2,056	66	94
91 - 100	95,5	16	16	100	2,120	78	100
101 - 110	105,5	8	8	100	-	-	-
111 - 120	115,5	4	4	100	-	-	-

TABLERAU 30. - Femelles matures par classe de taille.
Fréquence estimée (F %), et bornes (P1
et P2 %) de l'intervalle d'estimation
de la proportion vraie avec un
coefficient de risque de 5 %.

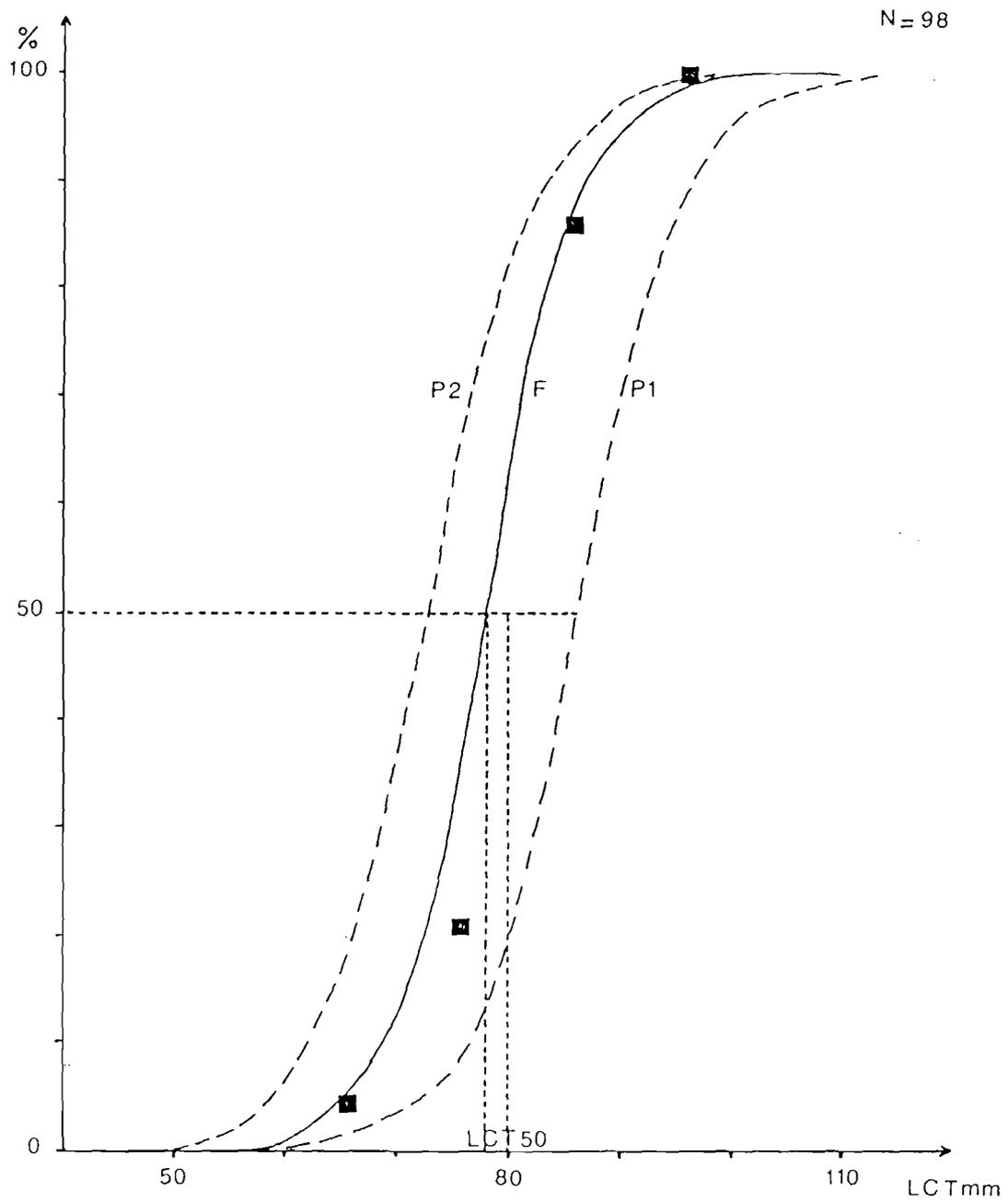


FIGURE 24. - PROPORTION DE FEMELLES MATURES PAR CLASSE DE TAILLE.

Paramètres de la régression	Type de régression		
	LOG [F/(100-F)] en LCT	LOG [P1/(100-P1)] en LCT	LOG [P2/(100-P2)] en LCT
\bar{X}	75,5	80,5	75,5
\bar{Y}	- 0,92	- 1,38	- 0,42
N	3	4	3
SX	10,00	12,91	10,00
SY	2,48	2,92	2,15
r	0,99	0,97	0,97
a	0,25	0,22	0,21
b	- 19,47	- 19,05	- 15,25

TABLEAU 31. - Femelles matures. Eléments du calcul des paramètres a et b des équations logistiques.

Les points expérimentaux, représentant les logarithmes des longueurs céphalothoraciques et des poids des gonades, s'alignent selon deux ensembles sensiblement parallèles, décalés par rapport à l'axe des Y (figure 25).

Le nuage inférieur correspond à des individus immatures, ou à des adultes en phase de repos sexuel (femelles oeuées, au stade 7). La relation liant longueur céphalothoracique (LCT) et poids de la gonade (Wg) est décrite par l'équation de l'axe majeur réduit :

$$\text{LOG Wg} = 6,21 \text{ LOG LCT} - 26,20 \quad ,$$

(n = 30 ; r = 0,92)

Le nuage supérieur représente des femelles matures aux stades de pré-ponte. L'équation de l'axe majeur réduit est :

$$\text{LOG Wg} = 4,18 \text{ LOG LCT} - 15,20 \quad ,$$

(n = 17 ; r = 0,98)

Les deux équations précédentes révèlent une relation d'allométrie entre longueur céphalothoracique et poids de la gonade, qui souligne les changements de forme et de densité de la glande sexuelle au cours de la croissance. Ces transformations apparaissent importantes dans les premières étapes de la croissance, ainsi que chez les adultes en phase de repos sexuel (taux d'allométrie = 6,21) ; elles paraissent moindres si l'on considère les femelles aux stades de pré-ponte (taux d'allométrie = 4,18).

Entre les deux groupes de points définis antérieurement (figure 25), le passage à la maturité sexuelle se fait brusquement. On observe à l'intérieur d'un intervalle de tailles étroit, un accroissement spectaculaire du poids des gonades. Les ovaires passent ainsi de 2-4 g à 15-20 g.

Afin de préciser les limites de l'intervalle des tailles de la phase de transition, nous avons regroupé visuellement sur la figure 25 les points correspondant aux immatures les plus grands et aux individus matures de plus petites tailles.

Dans cet ensemble (n = 10), à une valeur de LOG LCT correspondent plusieurs valeurs de LOG Wg. Le coefficient de corrélation entre ces deux variables est donc faible (r = 0,45).

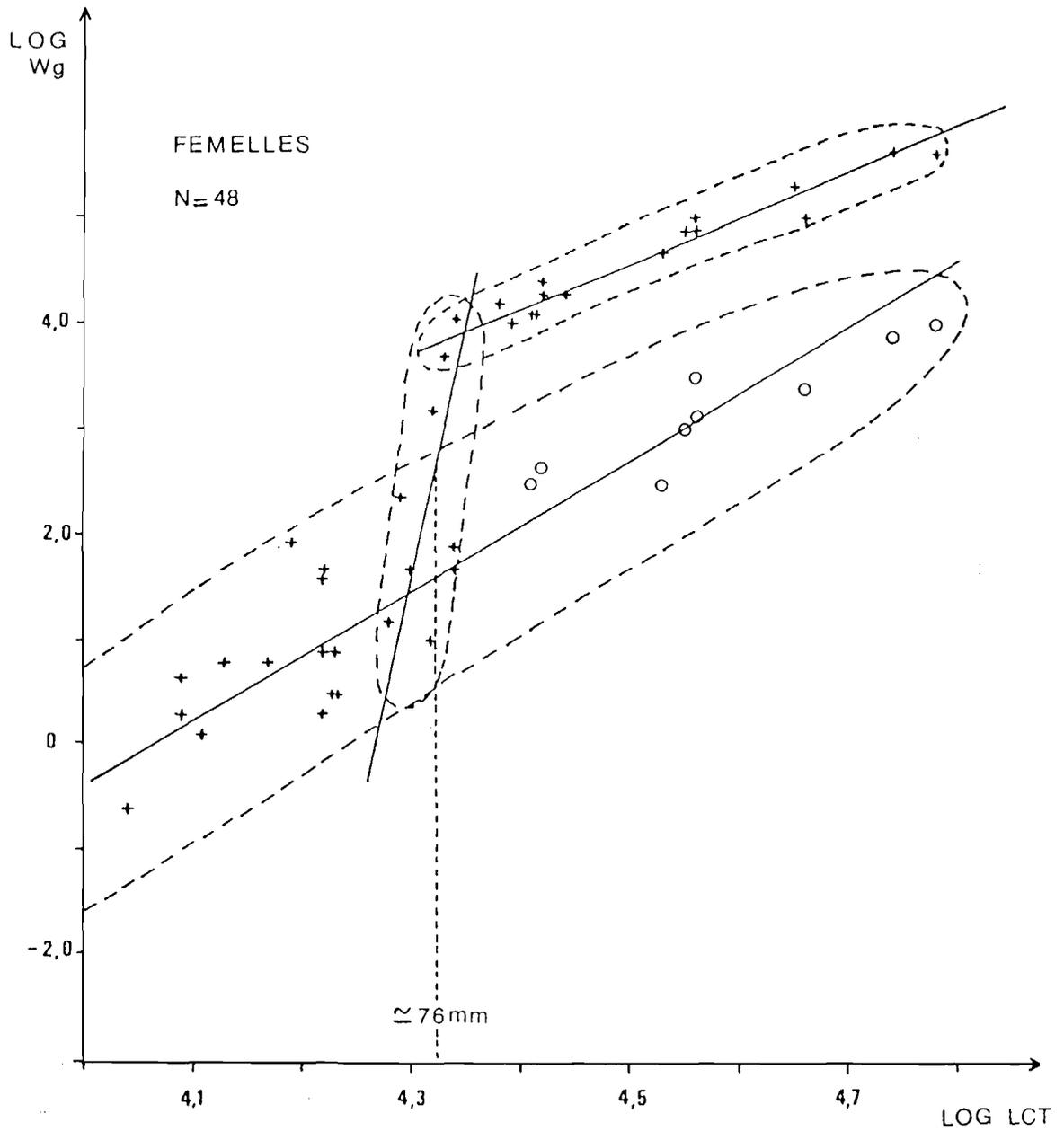


FIGURE 25. - FEMELLES. RELATION ENTRE LA TAILLE ET LE POIDS DES GONADES.
Cercles : femelles oeuvées au stade 7.

L'alignement de ces points peut cependant être décrit par l'axe majeur réduit d'équation :

$$\text{LOG } W_g = 48,06 \text{ LOG } \text{LCT} - 206,17$$

Celui-ci coupe les deux axes majeurs réduits, précédemment définis, en deux points qui correspondent à des tailles pouvant être interprétées comme les bornes d'une gamme à l'intérieur de laquelle survient la puberté.

Ces deux tailles critiques se calculent aisément. Leurs valeurs sont 74 mm et 78 mm. On peut admettre comme taille moyenne de puberté la médiane entre ces deux limites : 76 mm.

5.3.3.3. PROPORTIONS DE FEMELLES OEUVEES PAR CLASSES DE TAILLE

Chez la langouste femelle, le signe le plus évident de la maturité sexuelle est la présence d'oeufs sous l'abdomen pendant la période d'incubation (août-septembre à janvier-février, en Corse).

De 1977 à 1984, au cours des mois de septembre et octobre, près de 1500 femelles provenant des captures professionnelles ont été mesurées. Les tailles des individus échantillonnés étaient comprises entre 65 et 119 mm de longueur céphalothoracique.

Les femelles oeuvées représentaient 42 % de l'échantillon, la plus petite d'entre elles mesurait 68 mm de LCT.

Sur un graphique (figure 26), les fréquences de femelles oeuvées par classes de taille de 5 mm se présentent sous la forme d'une courbe logistique d'équation générale :

$$F = \frac{p}{1 + e^{-a(\text{LCT} + b)}}$$

où F est la fréquence de femelles oeuvées observée dans la classe de taille de point médian LCT, et p est la valeur de l'asymptote.

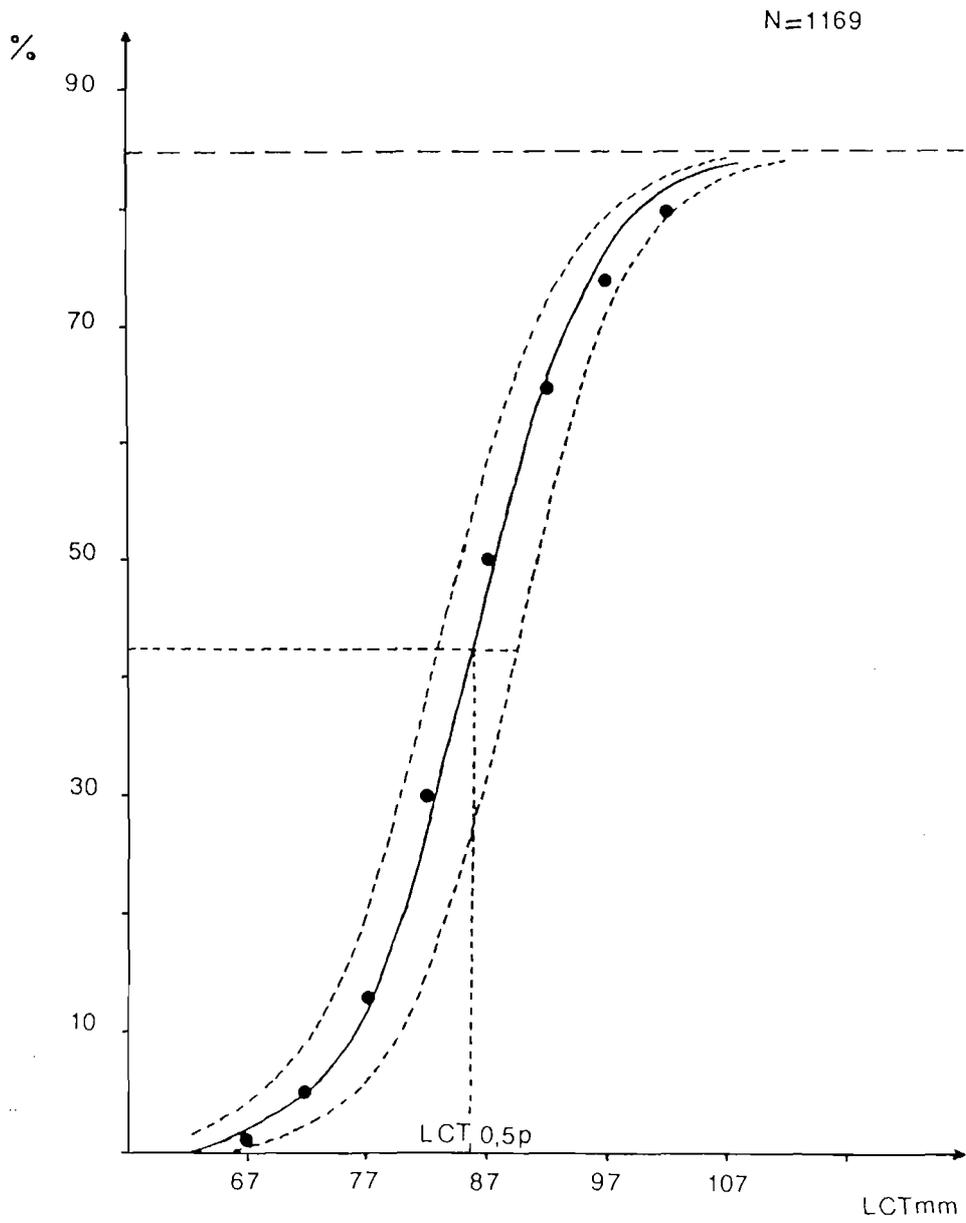


FIGURE 26. - PROPORTION DE FEMELLES DEUVEES PAR CLASSES DE TAILLE.

a et b sont des paramètres permettant l'ajustement, par la méthode des moindres carrés, de la droite de régression de $\text{LOG}(F/(p-F))$ en LCT.

La valeur choisie pour l'asymptote p est 85 %. Elle est légèrement supérieure à la plus forte proportion de femelles oeuvées observée dans une classe de taille. C'est, par ailleurs, la proportion asymptotique qui permet le meilleur ajustement des points expérimentaux selon une courbe logistique.

En définitive, l'équation de la courbe d'ajustement des données expérimentales est :

$$F = \frac{85}{1 + e^{- (0,20 \text{ LCT} - 17,20)}}$$

Le point d'inflexion de la courbe logistique correspond à une valeur de LCT égale à la taille médiane de 1ère ponte, pour la gamme de tailles échantillonnée.

Cette taille remarquable est :

$$- (-17,20/0,20) = 86 \text{ mm}$$

La taille médiane de 1ère ponte (LCT 0,5p) est la taille à laquelle le pourcentage de femelles oeuvées est égal à 50 % de la proportion maximale asymptotique (85 %).

Les limites de l'intervalle d'estimation des proportions vraies de femelles oeuvées dans chaque classe de taille ont été calculées selon la méthode précédemment décrite, avec un coefficient de sécurité de 95 % (tableau 32).

Elles sont représentées sur la figure 26 par deux courbes logistiques, de part et d'autre de la courbe d'ajustement des données expérimentales. Leurs équations (tableau 33) sont respectivement, pour les limites supérieure et inférieure :

$$P1 = \frac{85}{1 + e^{- (0,21 \text{ LCT} - 18,78)}}$$

et

$$P2 = \frac{85}{1 + e^{- (0,19 \text{ LCT} - 15,75)}}$$

Classes LCT mm	LCT médiants	N	n	F %	t 0,05	P1 %	P2 %
65 - 69	67	130	1	1	1,96	0	5
70 - 74	72	149	8	5	1,96	3	10
75 - 79	77	157	21	13	1,96	9	19
80 - 84	82	157	47	30	1,96	23	38
85 - 89	87	149	74	50	1,96	42	58
90 - 94	92	162	105	65	1,96	57	72
95 - 99	97	148	110	74	1,96	66	80
100 - 104	102	117	94	80	1,96	72	86

TABLERU 32. - Femelles oeuvées par classe de taille.
Fréquence estimée (F %), et bornes (P1 % et P2 %) de
l'intervalle d'estimation de la proportion vraie,
avec un coefficient de risque de 5 %.

Paramètres de la régression	Type de régression		
	LOG [F/(85-F)] en LCT	LOG [P1/(85-P1)] en LCT	LOG [P2/(85-P2)] en LCT
\bar{X}	84,50	84,50	82,00
\bar{Y}	- 0,41	- 1,13	- 0,15
N	8	8	7
SX	12,25	12,25	10,80
SY	2,45	2,66	2,06
r	0,99	0,96	1,00
a	0,20	0,21	0,19
b	- 17,20	- 18,78	- 15,75

TABLERAU 33. - Femelles oeuvées. Eléments du calcul des paramètres a et b des équations logistiques.

Les points d'inflexion de ces courbes limites correspondent, pour la fréquence de 42,5 %, à des tailles de 89 mm et 83 mm. Celles-ci peuvent être considérées comme les LCT 0,5p maximum et minimum, avec le risque choisi de 5 %.

Entre ces bornes, 86 mm est la meilleure estimation de la taille moyenne de 1ère ponte.

5.3.3.4. CONCLUSION SUR LA TAILLE DE MATURITE SEXUELLE DES FEMELLES. MATURITE PHYSIOLOGIQUE ET MATURITE FONCTIONNELLE.

Les estimations de la taille de maturité sexuelle diffèrent sensiblement en fonction de la méthode utilisée, de l'échantillon disponible, et du critère de maturité retenu.

L'analyse des proportions de femelles matures par classes de taille et de la relation longueur céphalothoracique - poids des ovaires, donne des tailles moyennes de puberté de 80 mm et 76 mm de LCT. Celles-ci correspondent à des individus de 4 ans, par référence aux croissances linéaires préalablement calculées.

La taille moyenne de 1ère ponte, déterminée à partir de la proportion de femelles oeuvées, est légèrement plus grande : 86 mm, et correspond à des animaux de 5 ans.

Il y a chez les femelles de Palinurus elephas de Corse un décalage entre la maturité physiologique acquise au moment de la puberté, et la maturité fonctionnelle que l'on peut définir comme celle à partir de laquelle l'animal participe au processus de reproduction du stock (phase d'accouplement, de ponte, et d'incubation des oeufs).

5.3.4. CYCLE DE REPRODUCTION, CYCLE DE MUE, ET CYCLE DE DEVELOPPEMENT DES OVAIRES.

Les concordances existant entre les trois cycles vitaux

qui rythment la vie de la langouste rouge femelle, sont schématisées à la figure 27.

L'accouplement a lieu aux environs du mois d'août. Le mâle dépose sur la partie postérieure du sternum de la femelle mature un ou deux spermatophores.

A la différence des Nephropsidae (homard, langoustine), la fertilisation de la femelle, par le mâle, n'exige pas que celle-ci vienne de muer et soit "molle". Il n'y a donc pas chez Palinurus elephas, comme chez d'autres grands crustacés, de correspondance directe entre mue et accouplement.

La ponte suit de peu l'accouplement ; et le pourcentage maximal de femelles oeuvées est atteint en septembre.

L'incubation des oeufs se poursuit sur environ 5 mois ; et l'éclosion des larves a lieu en janvier-février de l'année suivante.

Chez la langouste rouge, le dépôt des spermatophores et l'incubation des oeufs fécondés intéressent la partie externe de l'exosquelette. Dans ces conditions, c'est une nécessité vitale pour l'espèce que le cycle de reproduction s'intercale entre deux périodes de mue.

Au sein du stock corse, la mue a essentiellement lieu au printemps. Chez les femelles adultes, l'accroissement de taille se produit donc généralement quelques semaines seulement après l'éclosion des larves.

Nous avons déjà indiqué que chez Palinurus la fertilisation est externe et qu'il n'est, par conséquent, pas indispensable qu'une mue précède de peu l'accouplement.

Il semble cependant que chez les femelles dont les larves viennent d'éclore, une mue soit nécessaire pour que ces animaux puissent participer à un nouveau cycle de reproduction. En effet, après une éclosion, les soies ovigères sont plumeuses et non-fonctionnelles ; elles doivent être reconstituées, grâce à une mue, pour pouvoir recevoir et retenir, tout au long de l'incubation, la prochaine ponte.

Au moment de l'accouplement, les femelles adultes sont pour la plupart matures. Leurs ovaires ont atteint leurs poids et volume maximaux.

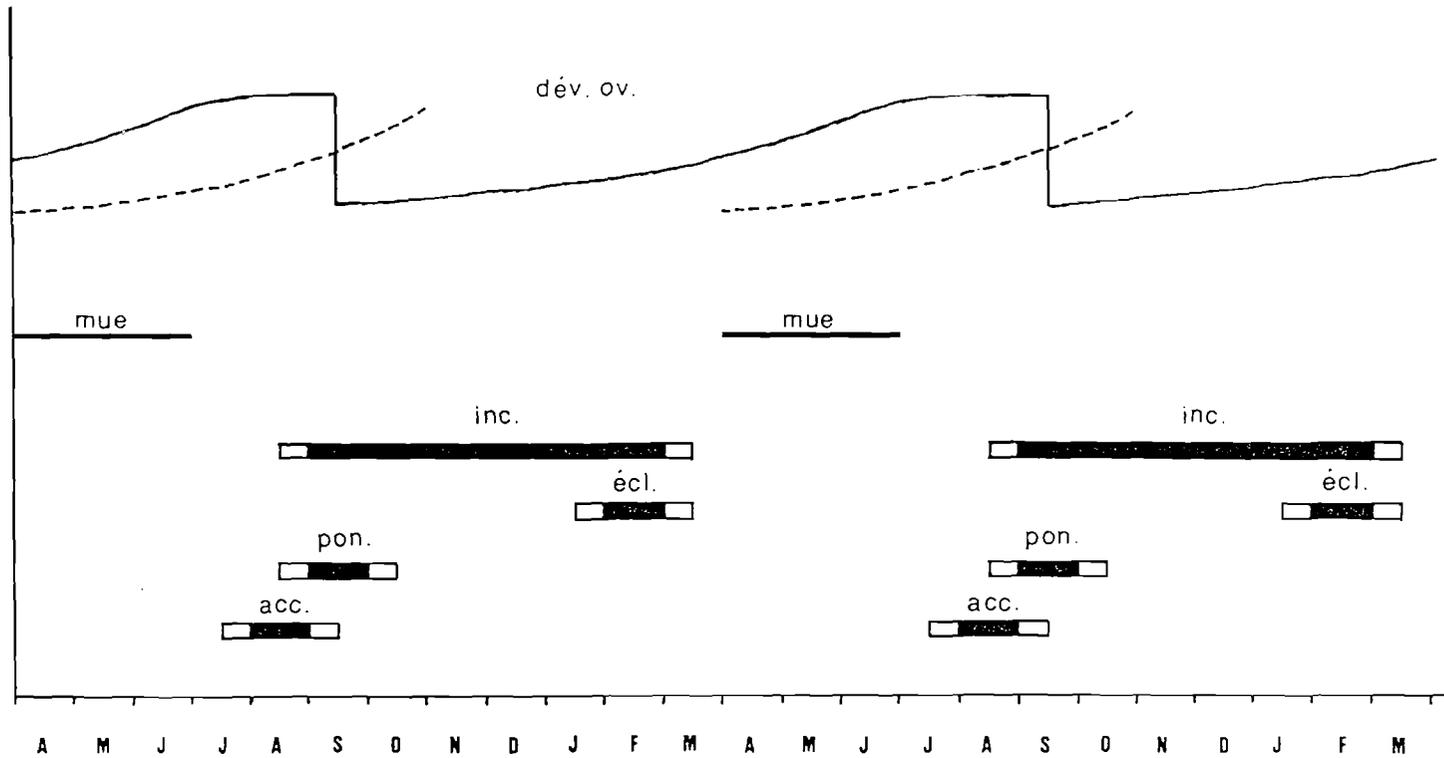


FIGURE 27. - LANGOUSTES FEMELLES. CYCLE DE REPRODUCTION.
 CYCLE DE MUE, CYCLE DE DEVELOPPEMENT OVARIEN.
 Tirets : début du cycle ovarien des individus effectuant ce cycle pour la 1ère année.
 dév. ov. : développement des ovaires ;
 inc. : incubation des oeufs ; écl. : éclosion des larves ; pon. : ponte ; acc. : accouplement.

Lors de la ponte, l'ovaire se vide brutalement, pour se retrouver au stade 7.

Un nouveau cycle de développement des gonades recommence pendant l'automne et l'hiver, alors que se poursuit la phase d'incubation des oeufs ; et dès le début du printemps, bon nombre de femelles adultes sont matures.

Chez les individus qui entament pour la première fois, au printemps, leur cycle de développement ovarien, l'acquisition de la maturité sexuelle est plus tardive (automne). Pour la plupart, ces animaux ne participeront aux processus d'accouplement et de ponte que l'année suivante.

Ce phénomène peut expliquer le décalage temporel existant, chez les langoustes femelles de Corse, entre la puberté et la 1ère ponte.

5.4. MATURITE SEXUELLE CHEZ LES MALES

130 individus recouvrant l'éventail des tailles apparaissant dans les captures furent disséqués d'avril à octobre 1981. Leurs gonades, après avoir été dégagées du céphalothorax, furent examinées attentivement, puis pesées.

L'examen macroscopique des glandes génitales n'a révélé, dans leur structure et leur taille, aucune modification significative qui puisse être interprétée comme l'apparition de la maturité sexuelle.

Toutefois, on observe souvent chez les individus de plus petites tailles des testicules filiformes et translucides, et chez les animaux plus grands des testicules blancs opaques avec les canaux déférents gonflés de sperme.

A partir du mois de mai, il arrive même que l'on rencontre des individus chez lesquels le sperme, sous la forme d'une masse blanchâtre gélatineuse, fait légèrement saillie au niveau des pores génitaux. Cette présence externe de sperme est évidemment un indicateur de maturité sexuelle ; et le plus petit mâle observé avec ce caractère mesurait 69 mm de LCT et pesait

200 g ; le poids de sa gonade était de 1,10 g.

Pendant, l'opacité des testicules est un caractère apparaissant sans doute très tôt, et que l'on retrouve chez des immatures ; et la turgescence des canaux déférents est souvent difficile à apprécier compte tenu du faible volume occupé par la glande génitale dans la cavité céphalothoracique.

Aucun critère macroscopique ne pouvant dans ces conditions être retenu pour estimer l'apparition de la puberté chez les mâles, nous avons tenté de déterminer la taille moyenne de première maturité sexuelle en analysant la relation existant entre la longueur céphalothoracique et le poids des testicules.

Cette relation est de la forme :

$$W = a.L^b$$

et est linéarisée par anamorphose logarithmique :

$$\text{LOG } W = \text{LOG } a + b \text{ LOG } L$$

Afin d'écarter les individus dont les testicules pouvaient être en phase d'épuisement (canaux déférents vides), on a représenté sur la figure 28 les points associés aux couples de données LOG Wg - LOG LCT, correspondant à des animaux examinés en avril, mai, et juin, avant la période d'accouplement.

Ces points expérimentaux s'alignent selon deux directions différentes, et l'on peut isoler visuellement deux nuages de points.

A l'intérieur de chaque ensemble de points, la liaison entre la longueur céphalothoracique et le poids de la gonade a été décrite par l'équation de l'axe majeur réduit (tableau 34).

On note qu'il existe une relation d'allométrie entre Wg et LCT ; et on observe que chez les mâles de plus grandes tailles (correspondant à D1), comme chez les femelles adultes en état de pré-ponte, les gonades croissent grossièrement comme la puissance 4 de la longueur céphalothoracique.

Quoiqu'il en soit, la différence de pente des deux axes majeurs réduits (figure 28) traduit deux états de la physiologie sexuelle de l'animal, séparés par la puberté.

L'intersection des deux droites d'ajustement des

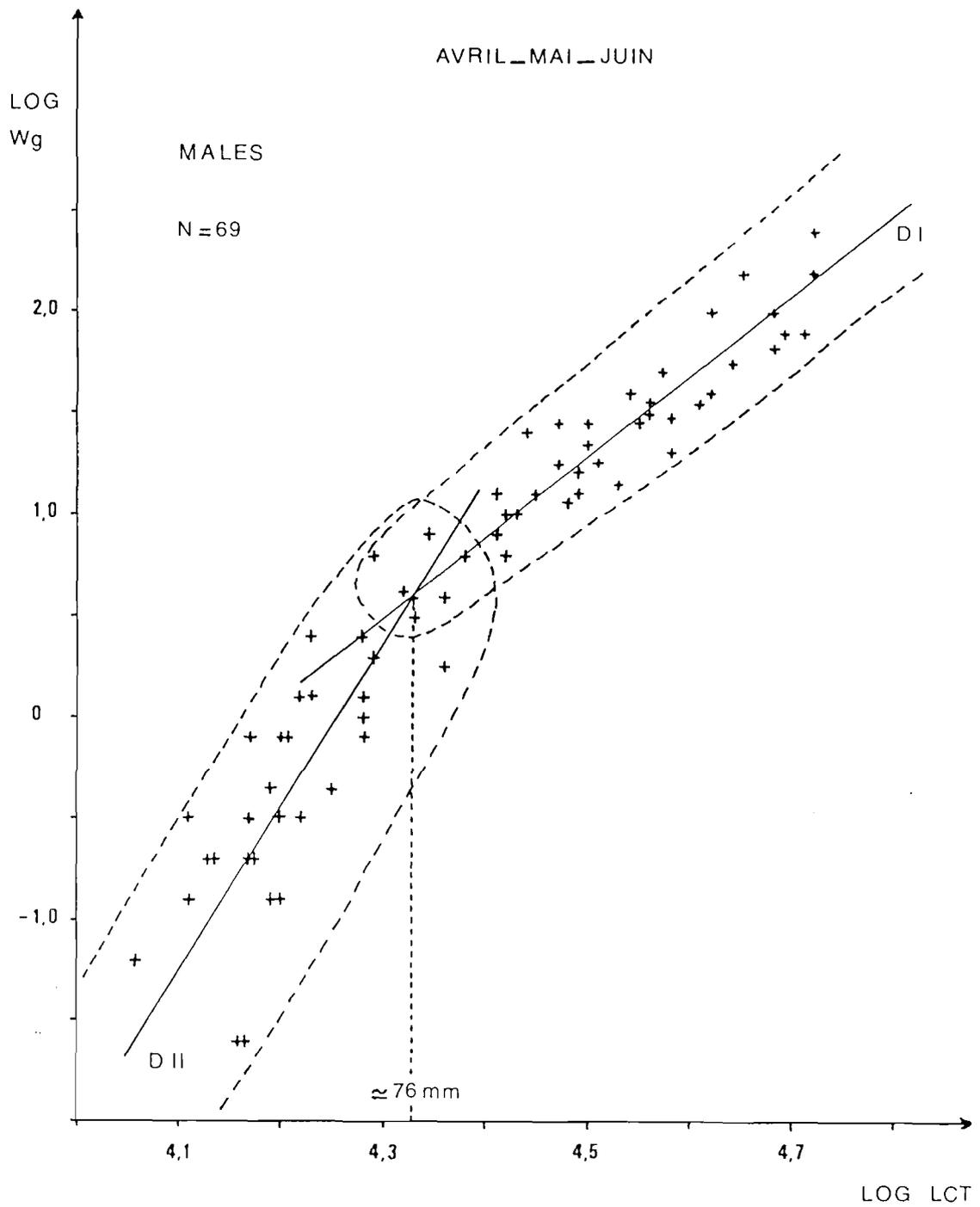


FIGURE 28. - MALES. RELATION ENTRE LA TAILLE ET LE POIDS DES GONADES. MOIS D'AVRIL, MAI, JUIN.

	O I	O II
\bar{X}	4,51	4,23
\bar{Y}	1,35	- 0,19
N	41	35
SX	0,12	0,08
SY	0,48	0,67
r	0,93	0,83
a	- 16,51	- 35,12
b	3,96	8,26
Equation de l'A.M.R.	LOG Wg = 3,96 LOG LCT - 16,51	LOG Wg = 8,26 LOG LCT - 35,12

TABLEAU 34. - Paramètres de la liaison entre le poids des gonades (Wg) et la longueur céphalothoracique (LCT) chez les mâles, avant la période d'accouplement.

valeurs expérimentales permet donc une estimation de la taille moyenne de 1ère maturité sexuelle. Pour cette première série de données, la puberté serait atteinte à une taille moyenne de 76 mm.

L'absence apparente de modification saisonnière dans la morphologie des gonades, constatée d'avril à octobre, nous a fait nous interroger sur l'existence, chez le mâle de Palinurus elephas, d'un cycle de maturation des glandes génitales, avec des phases nettes d'épuisement, de repos sexuel, et de maturation.

La réalité d'un cycle de maturité sexuelle doit se traduire par une variation saisonnière des paramètres caractérisant la liaison entre taille et poids des gonades. Plus précisément, la pente et (ou) l'ordonnée à l'origine de la droite d'ajustement des données expérimentales correspondant aux adultes doivent changer, de manière saisonnière, avec le stade du cycle sexuel.

Une deuxième série de données, provenant d'individus examinés en septembre et octobre, après la période d'accouplement, a donc été traitée comme précédemment. L'intersection des deux axes majeurs réduits suggère une taille critique de puberté de 78 mm, très voisine de la première estimation (figure 29 ; tableau 35).

Pour comparer entre elles les droites expérimentales correspondant aux individus immatures et aux individus adultes, nous avons utilisé la méthode du test t applicable aux axes majeurs réduits (MAYRAT, 1959).

Dans un premier temps, on compare la valeur absolue de la variance tpe, rapport de la différence de pente observée à l'écart-type de cette différence, à la valeur de t avec $N - 4$ degrés de liberté.

Si la différence de pente est significative au seuil de sécurité choisi de K %, le problème est résolu. Dans la négative, on continue le test en comparant les positions des droites.

Les pentes n'étant pas significativement différentes, les deux droites expérimentales sont remplacées par deux droites auxiliaires parallèles, passant également par les centres de gravité des échantillons, mais de pente intermédiaire commune.

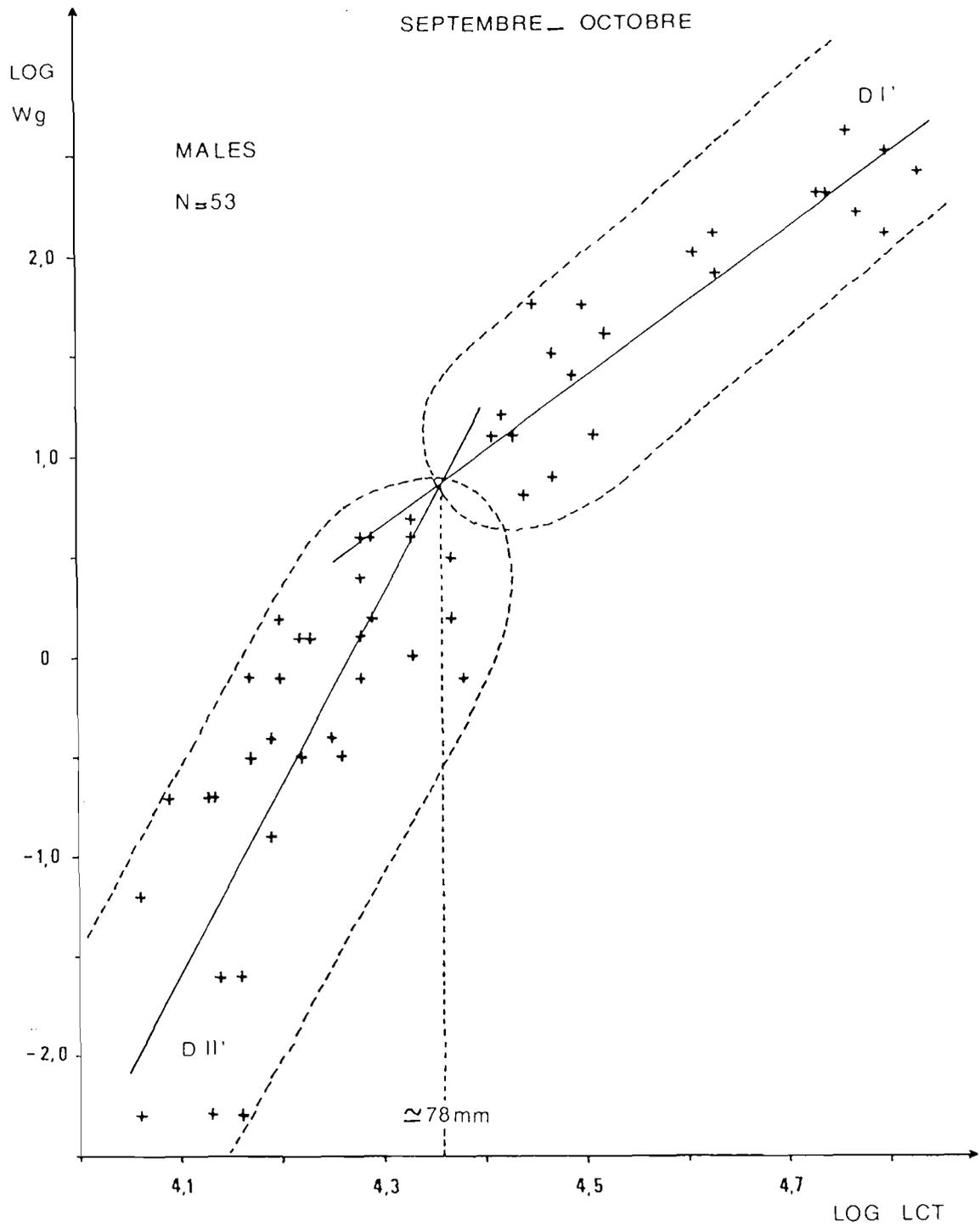


FIGURE 29. - MALES. RELATION ENTRE LA TAILLE ET LE POIDS DES GONADES. MOIS DE SEPTEMBRE, OCTOBRE.

	D I'	D II'
\bar{X}	4,61	4,22
\bar{Y}	1,80	- 0,40
N	22	32
SX	0,17	0,09
SY	0,61	0,85
r	0,92	0,75
a	- 15,16	- 40,76
b	3,68	9,55
Equation de l'A.M.R.	$\text{LOG } Wg = 3,68 \text{ LOG LCT} - 15,16$	$\text{LOG } Wg = 9,55 \text{ LOG LCT} - 40,76$

TABLERU 35. - Paramètres de la liaison entre le poids des gonades (Wg) et la longueur céphalothoracique (LCT) chez les mâles, peu après la période d'accouplement.

Le rapport de la distance entre ces deux droites auxiliaires (mesurée selon l'axe des y), à son écart-type, symbolisé par t_{po} , est comparé à la valeur de t donnée dans la table pour $N - 4$ degrés de liberté, au seuil de sécurité choisi de K %.

Si les différences de pente et de position entre les deux droites expérimentales ne sont pas significatives, on ne pourra rejeter, avec le risque de K %, l'hypothèse nulle.

Les résultats du test t sont donnés au tableau 36. Aucune différence testée n'est significative au coefficient de sécurité de 99 %.

Le résultat du test sur les axes majeurs réduits D II et D II' était prévisible, puisque ces deux droites ajustent des données expérimentales d'immatures.

En revanche, l'absence de différence significative, avec un coefficient de sécurité élevé, entre les données expérimentales d'adultes, examinés à deux époques différentes du cycle de reproduction, plaide en faveur de l'absence d'un cycle saisonnier de maturation des gonades chez le mâle de Palinurus elephas, et d'une "reconstitution" rapide des glandes génitales après l'accouplement.

Cette particularité, également constatée chez Jasus lalandei du sud de l'Australie (FIELDER, 1964), est peut-être une propriété générale des Palinuridae.

L'existence de mâles fertiles tout au long de l'année après leur puberté, et sans doute capables de féconder plusieurs femelles au cours d'un même cycle de reproduction, est une composante importante de la capacité reproductrice du stock.

En définitive, nous retiendrons comme taille moyenne de première maturité sexuelle chez le mâle, l'estimation de 76 mm de longueur céphalothoracique, obtenue avec la première série de données. Celle-ci fournit, en effet, les valeurs les plus élevées du coefficient de corrélation entre LOG LCT et LOG Wg.

Cette taille moyenne de 76 mm de LCT correspondrait à des animaux de 4 ans.

droites comparées	valeurs de t calculées	D.D.L.	valeurs de t tabulées (p=0,01)	résultats du test
D I - U I'	tpe = 1,048	59	t = 2,699	N.S.
	tpo = 1,200			N.S.
D II - U II'	tpe = 0,763	63	t = 2,691	N.S.
	tpo = 0,958			N.S.

TABLERAU 35. - Résultats du test de comparaison des droites d'ajustement des données expérimentales, LOG LCT - LOG Wg, correspondant à des mâles adultes (D I - U I'), et à des mâles immatures (D II - U II').
(D.D.L. : nombre de degrés de liberté ; N.S. : différence non significative).

5.5. CONCLUSION

Dans le stock de langouste rouge de Corse, les femelles atteignent leur maturité sexuelle à une taille qui correspondrait à un âge de 4 ans.

Selon le critère retenu (variation du poids des gonades ; maturation des ovaires), la taille moyenne de puberté est estimée à 76 mm (22 cm de longueur totale ; 310 g) et à 80 mm (23 cm de longueur totale ; 360 g) ;

La taille moyenne de 1ère ponte est sensiblement plus grande : 86 mm (24 cm de longueur totale ; 440 g), et correspondrait à des individus de 5 ans.

Ce n'est donc qu'à partir de leur 5ème année que les femelles feront partie de la biomasse féconde du stock, et participeront effectivement à sa reproduction.

Chez la femelle, les cycles de maturation des gonades et de reproduction ont un caractère saisonnier nettement marqué.

Chez les mâles, le passage de la phase immature à la phase adulte se ferait également à 4 ans. La taille moyenne de maturité sexuelle a été également estimée à 76 mm (21 cm de longueur totale ; 300 g).

Il ne semble pas y avoir de cycle de maturation des gonades chez le mâle. Après la puberté, les mâles resteraient féconds tout au long de l'année.

Le recrutement dans la pêcherie de langouste corse aurait lieu à 3 ans. L'exploitation commencerait à 4 ans au moment de la puberté, et pour les femelles avant la maturité sexuelle fonctionnelle.

Dans les captures, il y a, selon les secteurs, de 60 à 75 % de femelles et de 70 à 80 % de mâles, d'âge égal ou inférieur à 5 ans.

Cette exploitation d'animaux immatures, ou qui n'ont pu se reproduire, provoque une réduction sensible du potentiel reproducteur du stock.

Chez la langouste rouge de Corse, on ignore la relation stock - recrutement ; et il est probable que le niveau de ce

dernier dépende non seulement de l'abondance des géniteurs, mais également de facteurs d'environnement, notamment de la nourriture et des habitats disponibles.

La maîtrise de l'environnement ne pouvant appartenir à l'aménageur, son intervention pour maintenir ou augmenter le niveau de recrutement ne peut concerner que le stock de géniteurs.

Dans l'ignorance de la relation stock - recrutement, éviter une diminution marquée de la biomasse féconde peut constituer, compte tenu de l'importance de la ressource pour l'économie régionale, une sécurité.

Soulignons que la biomasse féconde peut-être améliorée en intervenant, soit sur le niveau d'exploitation (en maîtrisant l'effort de pêche), soit sur le diagramme d'exploitation (en fixant, compte tenu de l'âge de première maturité sexuelle, l'âge de première capture).

Cette étude ne constitue qu'un préalable, et l'analyse complète de l'état de la fécondité par recrue sera conduite ultérieurement.

6. ETUDE DYNAMIQUE DU STOCK

6.1. HYPOTHESE DE L'UNICITE DU STOCK CORSE

Dans sa phase post-larvaire, la population de Palinurus elephas de Corse est bien individualisée. Elle est isolée de celle(s) des zones continentales les plus proches, par les grands fonds, de la Mer Ligurienne au Nord, et de la Mer Tyrrhénienne à l'Est.

Des échanges avec le Nord de la Sardaigne sont cependant possibles, par l'intermédiaire du seuil épicontinental des Bouches-de-Bonifacio, et l'on pourrait admettre l'existence d'une population de langoustes corso-sarde, englobant les deux sous-populations, corse et sarde.

Le concept de stock est plus restrictif que celui de population.

Le stock se définit comme la fraction exploitable de la population (du recrutement à la réforme). Il doit être considéré comme une unité de gestion (LAUREC et LE GUEN, 1981).

Dans le cadre de l'aménagement de la pêche corse des "petits métiers", la gestion de la ressource "langouste rouge" implique des mesures qui ne sont envisageables qu'à l'échelle de l'île toute entière ; et il est pratique de considérer, dans l'unité d'aménagement corse, un seul stock de langouste rouge.

Cette démarche pragmatique suppose l'homogénéité de la phase exploitable de la population (ou sous-population) corse de Palinurus elephas.

Cette hypothèse est néanmoins fragile, car l'identité probable sur l'ensemble de l'île du cycle biologique et du schéma de croissance de l'espèce, n'écarte pas pour autant la possibilité que des différences intersectorielles sensibles existent après le recrutement.

Le mode de répartition spatiale des langoustes (distribution "surdispersée"), ainsi que la faiblesse des migrations révélée par les recaptures d'animaux marqués compromettent, en effet, l'hypothèse d'unicité du stock, dans la mesure où le cloisonnement par secteurs peut conduire à des structures démographiques, des densités, et en définitive des rendements par recrue variables.

Ce problème, lié à la sédentarité et au grégarisme de Palinurus elephas, sera abordé ultérieurement.

6.2. ANALYSE DES COHORTES

La méthode d'analyse des cohortes a été utilisée pour évaluer certains paramètres fondamentaux du stock de langouste rouge : le coefficient instantané de mortalité par pêche, F , et les effectifs des différents constituants du stock.

6.2.1. GENERALITES SUR L'ANALYSE DES COHORTES

La somme des captures réalisées sur une cohorte au cours de son existence est une estimation de l'abondance réelle de la cohorte.

En 1949, FRY (in RICKER, 1980) introduisit l'expression de "population virtuelle" pour désigner cette fraction observable de la cohorte, à partir de laquelle il chercha à évaluer les coefficients de mortalité.

Des hypothèses de base contraignantes (stabilité pendant la totalité de la phase exploitée, de l'intensité de pêche, du taux d'exploitation, et de la capturabilité) rendaient cependant la méthode de FRY difficilement applicable ; et un certain nombre de modifications furent tentées pour accroître sa souplesse d'utilisation, sans grand succès toutefois.

A partir des tentatives précédentes, GULLAND (1965) dégagaa

L'idée d'une analyse séquentielle des structures démographiques des captures, qui est le fondement de la méthode d'analyse des cohortes, largement utilisée ces dernières années pour l'étude des stocks halieutiques.

Dans sa forme actuelle, l'analyse des cohortes est une méthode performante. Son succès tient à sa simplicité, à sa robustesse mathématique, et au fait qu'elle n'est plus soumise aux hypothèses restrictives sur l'effort de pêche et la capturabilité, évoquées précédemment.

Autour des principes de base de la méthode générale de GULLAND, certaines expressions dérivées se sont développées.

Nous rappellerons les principes fondamentaux de la méthode de POPE (1972), et de sa variante, la méthode de JONES (1979, 1981), avant de présenter la méthode utilisée pour l'étude du stock corse de langouste rouge. Celle-ci est une généralisation de la méthode de JONES. Elle est mise en oeuvre grâce au programme "JONYFEC" d'"Analyse des cohortes des distributions de longueurs", écrit en FORTRAN par le laboratoire "Evaluation des Ressources Halieutiques" de l'IFREMER (Nantes).

6.2.2. PRINCIPES DE L'ANALYSE DES COHORTES DE POPE

Dans un stock halieutique, le déclin de l'effectif d'une cohorte est une fonction exponentielle décroissante du temps. Celle-ci dépend des coefficients instantanés de mortalité naturelle, M , et de mortalité par pêche, F . La somme de ces deux coefficients, $(M + F)$, est le coefficient instantané de mortalité totale, Z .

L'originalité de la méthode de POPE est qu'elle repose sur l'hypothèse que les captures sur une cohorte, entre les âges t et $(t + 1)$, sont toutes effectuées au milieu de cet intervalle, à l'âge $(t + 1/2)$; et que seules les pertes naturelles se produisent de manière continue selon un modèle exponentiel.

L'équation caractéristique de l'analyse des cohortes de POPE est :

$$N_t = N(t + 1).e^{M} + C_t.e^{M/2}$$

En raison de l'hypothèse faite sur les captures, c'est une expression approchée, qui serait selon l'auteur satisfaisante pour des valeurs de M inférieures ou égales à 0,3, et des valeurs de F inférieures ou égales à 1,2.

Cette équation établit une relation récurrente entre les effectifs aux âges $(t + 1)$ et t , et est résolue à partir de la connaissance des captures C_t .

6.2.3. PRINCIPES DE L'ANALYSE DES COHORTES DE JONES

JONES (1979, 1981) propose une variante de l'analyse des cohortes, en structurant la phase exploitée du stock, non plus en classes d'âge, mais en classes de longueur.

Une modification de l'équation de POPE est :

$$N_t = N(t + dt).e^{Mdt} + C_t.e^{Mdt/2} \quad (1)$$

où dt est le temps nécessaire pour grandir du début à la fin d'un intervalle de longueur. Sous cette forme, l'équation (1) peut être utilisée avec des distributions de longueurs, à la condition qu'il soit possible d'estimer dt , pour chaque intervalle de longueur.

Une expression de l'âge en fonction de la longueur est donnée par la forme suivante de l'équation de Von Bertalanffy :

$$t = t_0 - 1/K \text{ Log} (1 - l_t/L_\infty)$$

Cette équation est utilisée pour déterminer le temps dt , nécessaire pour grandir de la limite inférieure l_i , à la limite supérieure l_{i+1} , d'un intervalle de longueur.

Les âges t_i et t_{i+1} correspondants sont respectivement :

$$t_i = t_0 - 1/K \text{ Log } (1 - l_i/L\omega), \text{ et}$$

$$t_{i+1} = t_0 - 1/K \text{ Log } (1 - l_{i+1}/L\omega) .$$

Le temps dt est égal à :

$$dt = t_{i+1} - t_i = 1/K \text{ Log } ((L\omega - l_i) / (L\omega - l_{i+1})) .$$

L'estimation de dt est une fonction des paramètres de croissance, K et $L\omega$, mais est indépendante de t_0 . En introduisant cette expression de dt dans l'équation (1), on aboutit à l'équation caractéristique de l'analyse des cohortes de JONES :

$$N_i = (N_{i+1} \cdot X_i + C_i) X_i .$$

Où :

$$X_i = ((L\omega - l_i) / (L\omega - l_{i+1}))^{M/2K} ,$$

C_i : nombre d'animaux de longueurs comprises entre l_i et l_{i+1} , capturés au cours d'une année.

N_i : effectifs, dans la mer, d'animaux de longueur l_i .

N_{i+1} : effectifs, dans la mer, d'animaux de longueur l_{i+1} .

Cette équation permet d'appliquer directement la méthode d'analyse des cohortes au traitement des distributions de fréquences de longueur, sans conversion préalable en structures

démographiques.

L'utilisation directe de la structure en taille des captures est intéressante, chaque fois que la variabilité du temps nécessaire pour croître d'une longueur l_x à une longueur l_{x+1} est supposée faible, eu égard à celle des âges t_x et t_{x+1} , correspondants respectivement à l_x et l_{x+1} . Ceci est le cas des animaux à croissance lente, et notamment des grands crustacés comme la langouste.

6.2.4. PRINCIPES DE "JONYFEC"

L'approximation à laquelle font appel les méthodes de POPE et de JONES permettent d'éviter tout calcul complexe. Cette simplification n'est pas indispensable avec des moyens de calcul appropriés qui permettent le recours à des techniques itératives.

Le programme "JONYFEC" permet d'effectuer des analyses des cohortes par rétrocalcul ainsi que par calcul direct. Les équations, des survies et des captures, sur lesquelles se fonde la méthode sont présentées ci-après :

- rétrocalcul :

$$N_x = N_{x+1} e^{-(F_x + M)\Delta t}$$

$$C_x = N_{x+1} \left(\frac{F_x}{F_x + M} \right) (e^{-(F_x + M)\Delta t} - 1)$$

- calcul direct :

$$N_{x+1} = N_x e^{-(F_x + M)\Delta t}$$

$$C_x = N_x \left(\frac{F_x}{F_x + M} \right) (1 - e^{-(F_x + M)\Delta t})$$

Quelle que soit la procédure de calcul adoptée, la résolution de l'équation des captures fait appel à la technique de NEWTON (MESNIL, 1978).

Signalons qu'en plus de l'analyse des cohortes, "JONYFEC" propose à son "menu" les calculs de rendement par recrue et de fécondité par recrue.

6.2.5. ETAPES DU CALCUL DE L'ANALYSE DES COHORTES

Pour initialiser le calcul par récurrence, on commence par estimer l'effectif, NI^+ , au début de la plus grande classe de longueur, LI^+ , connaissant le nombre d'animaux de cet intervalle capturés pendant l'année, CI^+ , et en utilisant l'expression suivante :

$$NI^+ = CI^+ / E^+ \quad (3).$$

Pour résoudre cette équation, on fait une hypothèse sur la valeur du taux d'exploitation E^+ .

Le taux d'exploitation, $E = F / (F + M)$, est préféré à F , car, comme le souligne CADIMA (1977), sa plage de valeurs possibles est plus étroite que celle de F . Les valeurs de E ne peuvent en effet être comprises qu'entre 0 et 1.

Après avoir estimé NI^+ , la récurrence commence. On évalue séquentiellement les effectifs, N_i successifs, des limites inférieures, l_i , des classes de longueur. Il devient ultérieurement possible de calculer les paramètres suivants :

- taux de survie pendant l'intervalle de temps dt :

$$S = e^{-Zdt} = N_{i+1} / N_i \quad ,$$

- coefficient instantané de mortalité totale pendant l'intervalle dt :

$$Zdt = - (\text{Log } e^{-Zdt}) \quad ,$$

- taux d'exploitation :

$$E = F / Z = C_x / (N_x - N_{x+1}) \quad ,$$

- coefficient instantané de mortalité par pêche pendant dt :

$$Fdt = (F / Z) Zdt \quad ,$$

- coefficient instantané de mortalité totale pour l'année :

$$Z = M / (1 - F/Z) \quad ,$$

- nombre moyen pour l'année d'individus de tailles comprises dans l'intervalle de longueur $(x, x+1)$:

$$N_{x, x+1} = (N_x - N_{x+1}) / Z \quad .$$

6.2.6. LE PHENOMENE DE CONVERGENCE

Le phénomène de convergence est une propriété fondamentale de l'analyse des cohortes.

L'effet de l'erreur relative induite par l'introduction dans l'équation (3) d'une valeur arbitraire de E (et donc de F), tend à se réduire progressivement au fur et à mesure que l'on "remonte" la cohorte, par rétrocalcul (séquence ascendante) ; et en définitive, les estimations du coefficient de mortalité par pêche, F, et de l'effectif, N, des groupes de tailles les plus faibles convergent vers les "vraies" valeurs de ces paramètres.

A l'inverse, si l'on opère en séquence descendante (par calcul direct), l'erreur absolue augmente progressivement, et les estimations de F et N tendent à diverger fortement.

6.2.7. STRUCTURE PAR TAILLES DES CAPTURES

Le vecteur de prises moyennes annuelles pour la période 1983-84 a été reconstitué, en appliquant les principes suivants :

- les échantillonnages sur les captures ont été effectués dans les secteurs Sud, Est, et Nord de l'Ile (Bonifacio, Porto-Vecchio, Bastia, Cap Corse, Agriates, Balagne). Toute la zone de distribution du stock n'a pu être "couverte", et les captures des secteurs Ouest (Golfes de, Porto, Sagone, Ajaccio, et Propriano) n'ont pas fait l'objet d'échantillonnage. On a cependant retenu l'hypothèse que les structures démographiques dans les secteurs Ouest n'étaient pas hétérogènes.

- la production annuelle moyenne pour la période a été estimée à 197 tonnes. L'échantillonnage (environ 10 000 langoustes mâles et femelles, pesant près de 4,3 tonnes) représente 2,2 % des captures totales.

- la structure en classes de longueur des captures totales a été extrapolée en tenant compte de la distribution des fréquences de taille et de la production, dans les différents secteurs où les échantillonnages ont été réalisés.

En définitive, on dispose des structures, par tailles, des captures moyennes annuelles pour chacun des deux sexes. Elles sont représentées sur la figure 30 ; et conduisent à faire quelques remarques préliminaires.

Jusqu'à une longueur céphalothoracique de 6 cm, il y a autant de mâles que de femelles dans les captures ; au-delà de cette taille, les femelles apparaissent moins représentées dans les prises que les mâles.

Pour les deux sexes, la taille modale dans les captures est de 7 cm de longueur céphalothoracique.

Ces estimations des structures en classes de longueur des captures ont été traitées ultérieurement comme une pseudo-cohorte.

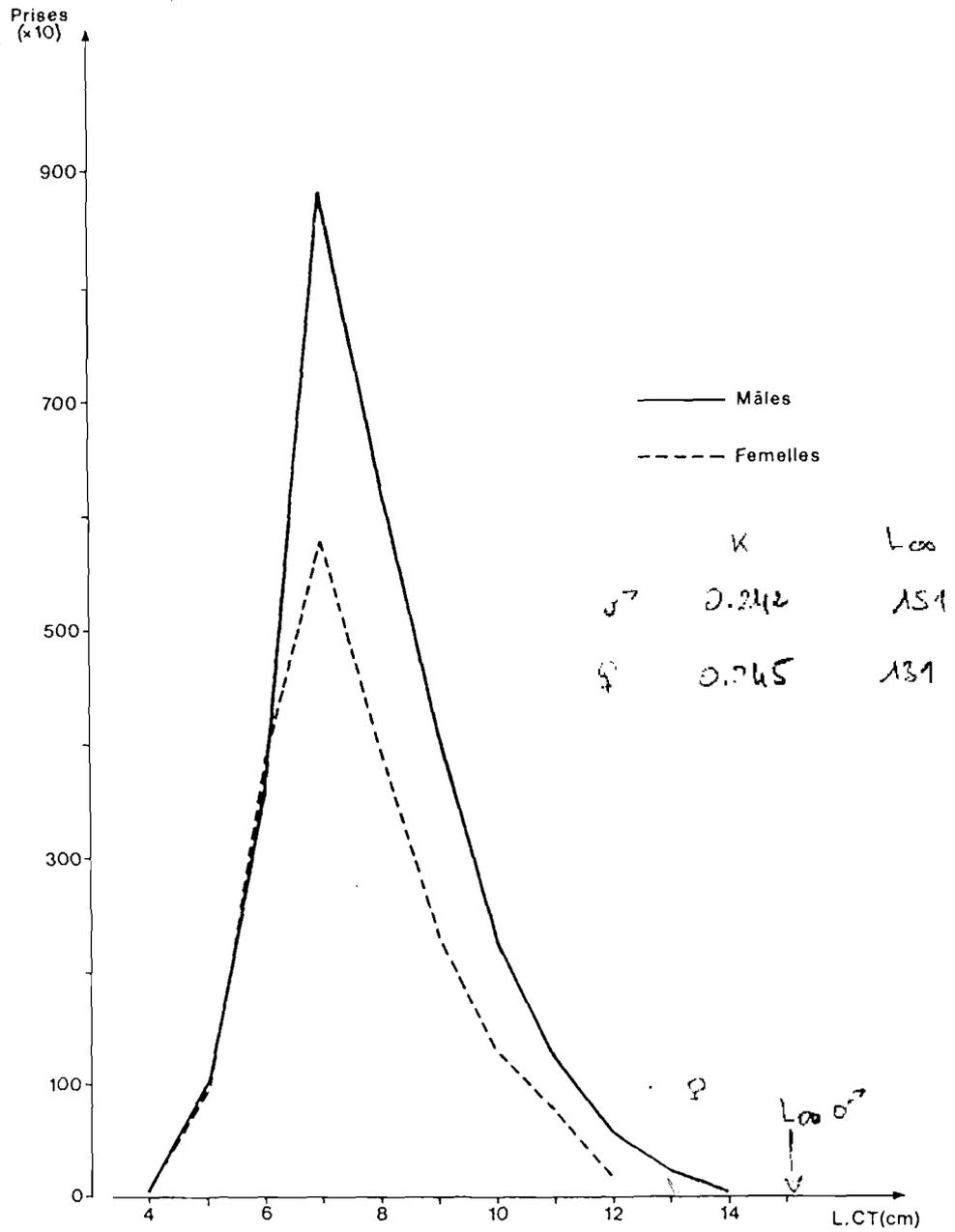


FIGURE 30. - STRUCTURE EN CLASSES DE TAILLE DES CAPTURES MOYENNES ANNUELLES (ANNEES 1983 ET 1984).

6.2.8. HYPOTHESES D'EQUILIBRE

La méthode d'analyse des cohortes de JONES suppose que la structure en classes de taille des captures est représentative d'une situation "en équilibre". Ce qui implique que, antérieurement, le recrutement et les mortalités aux différents âges sont restés constants.

Dans le cas du stock de langouste de Corse, cette double hypothèse d'équilibre est douteuse. En effet, l'effort potentiel (nombre et puissance motrice des unités) a augmenté de 1981 à 1984, même si l'effort effectif a pu rester relativement stable d'une année sur l'autre (comme en 1983 et 1984) ; et le recrutement a pu varier dans un passé récent (crise des années "1965", augmentation des p.u.e. de 1982 à 1984 ?).

Cette variabilité possible du recrutement, de l'effort de pêche, et par suite des mortalités, constitue la faiblesse de l'approche de JONES.

Pour réduire les effets des fluctuations dans l'abondance des classes de longueur, et dans les taux de mortalité, cet auteur recommande (1981) d'analyser la structure en classes de taille moyenne, établie sur plusieurs années.

C'est la démarche que nous avons suivie. On peut toutefois regretter que cette "pondération" n'ait pu être réalisée que sur seulement deux années.

6.2.9. COEFFICIENT INSTANTANE DE MORTALITE NATURELLE, M

La pratique de l'analyse des cohortes suppose que l'on dispose également du vecteur des mortalités naturelles.

Dans un stock exploité, le coefficient instantané de mortalité naturelle, M, est l'un des paramètres les plus difficiles à préciser. Sa connaissance est cependant nécessaire pour certaines analyses en dynamique des populations ; et l'on se trouve souvent contraint à formuler des hypothèses sur sa "plage"

des valeurs possibles.

Aucune estimation de ce paramètre n'a été faite chez Palinurus elephas. De rares valeurs de M ont été proposées pour quelques espèces de langouste, et pour le homard américain. THOMAS (1973) a retenu pour Homarus americanus des valeurs comprises entre 0,04 et 0,08 ; MUNRO (1974) a défini chez Panulirus argus trois niveaux de M, en fonction du degré d'exploitation (M = 0,52 pour un stock inexploité ; M = 0,23 pour un stock modérément exploité ; M = 0,14 pour un stock intensément exploité) ; MORGAN (1977, in MORGAN 1980) a estimé une valeur de M égale à 0,226 chez Panulirus cygnus ; et SAILA et ses collaborateurs (1979) ont supposé que M était égal à 0,10 chez Jasus edwardsii.

Maladies et parasites sont des causes importantes de mortalité, qui n'ont encore jamais été signalées chez les palinuridés. Chez la langouste rouge, on peut donc raisonnablement admettre que la mortalité naturelle, avant de résulter du vieillissement, est surtout due à la prédation. Sauf peut-être chez les juvéniles, celle-ci aurait lieu essentiellement lors des mues, à la faveur du changement d'exosquelette, quand l'animal n'est plus protégé par sa carapace rigide.

Un petit nombre de prédateurs de langouste ont été répertoriés, en Corse, à partir de l'examen de leurs contenus stomacaux. Il s'agit du poulpe (Octopus vulgaris), des labridés (Labrus turdus, Labrus merula), des scorpaenidés (Scorpaena porcus, Scorpaena scrofa), des serrans (Serranus scriba, Serranus cabrilla), et du mérrou (Epinephelus quaza).

En raison de la relation existant entre la taille de la proie et celle du prédateur, la prédation par ces espèces concerne des langoustes de petite taille ; à l'exception toutefois du mérrou capable d'ingérer des proies plus grosses (cas d'une langouste de près d'1 Kg avalée par un mérrou de 12 Kg).

Cette liste de prédateurs n'est évidemment pas exhaustive ; et la langouste représente une proie potentielle pour la plupart des poissons carnivores.

En outre, des cas de cannibalisme ont été observés en

vivier, et il n'est pas douteux qu'ils doivent se produire, sous certaines conditions, dans le milieu naturel.

Il est cohérent de penser que la valeur de M varie avec l'âge, notamment en fonction de la taille et de la fréquence des mues. Toutefois, dans un souci de simplification, on a supposé, comme dans la plupart des études de dynamique des stocks halieutiques, que le coefficient de mortalité naturelle restait constant pendant toute la phase exploitée du stock.

Quatre valeurs de M ont été testées successivement dans les calculs : 0,15, 0,20, 0,25, 0,30. Palinurus elephas est un grand crustacé à croissance lente, et il est vraisemblable que les valeurs réelles du vecteur M se situent dans cette gamme.

Il convient également de souligner que le biais induit par l'introduction d'une valeur erronée de M est pondéré par l'utilisation de ce paramètre comme numérateur du rapport M/K. La variabilité de ce dernier est en effet inférieure à celles de M et de K pris séparément.

6.2.10. TRAITEMENT DES DONNEES

Les vecteurs de prises pour les mâles et pour les femelles ont été traités séparément, en utilisant le programme "JONYFEC".

6.2.10.1. ANALYSE EN MODE INVERSE (RETROCALCUL)

6.2.10.1.1. CAS DES MALES

Les calculs ont été initialisés avec plusieurs valeurs du E terminal. Des valeurs de E+ égales à 0,5, 0,6, 0,7, 0,8 ont été successivement "injectées" dans l'équation (3) pour amorcer l'analyse en séquence ascendante.

Compte tenu des 4 valeurs du coefficient de mortalité

naturelle, qui ont été retenues, l'analyse des cohortes a été conduite selon 16 combinaisons de M et de E⁺.

Les résultats pour chacune de ces combinaisons sont données dans les annexes III à XVIII, où un coefficient de mortalité par pêche (F_{\perp}), et un effectif de la limite inférieure de la classe (N_{\perp}) sont associés à chaque classe de longueur.

Les variations de F en fonction de la longueur céphalothoracique sont représentées sur les figures 31 à 34, pour M égal à 0,15, 0,20, 0,25, et 0,30.

Les résultats sont analysés ci-après.

La gamme des valeurs de E⁺, choisie pour initialiser le rétrocalcul, comprend des valeurs de F terminal faibles. Si celles-ci sont réelles, l'effectif dans le milieu naturel de langoustes de grandes tailles doit être relativement important. Cette hypothèse est peu vraisemblable puisque très peu de gros individus sont capturés, aussi bien au trémail qu'au chalut.

La convergence est rapide. A partir d'une longueur céphalothoracique de 11 cm, on peut considérer que la fourchette d'incertitude des "vraies" valeurs de F est étroite.

Au-delà d'une longueur céphalothoracique de 7 cm, la valeur de F reste pratiquement inchangée, et la courbe $F = f(LCT)$ a un profil horizontal, qui indique que les langoustes mâles sont pleinement recrutées dans la pêcherie et suggère que leur capturabilité est constante.

La relation $F = f(LCT)$ dépend en grande partie de la sélectivité de l'engin de pêche utilisé. La forme de sa courbe représentative rappelle en effet la courbe théorique de sélectivité du trémail (courbe logistique).

Toutefois la sélectivité physique de cet engin ne peut expliquer toutes les variations de F en fonction de LCT. L'augmentation brutale de la valeur de F, qui se produit vers les tailles inférieures, entre 6 et 7 cm, est probablement liée au comportement ; elle traduit peut-être le processus de recrutement dans la pêcherie des animaux approchant de la maturité sexuelle.

Afin d'éviter les risques de biais liés à la variabilité individuelle de croissance quand on approche de L_{∞} , PEREIRO et PALLARES (1984), LAUREC et MESNIL (1985a) préconisent de réaliser

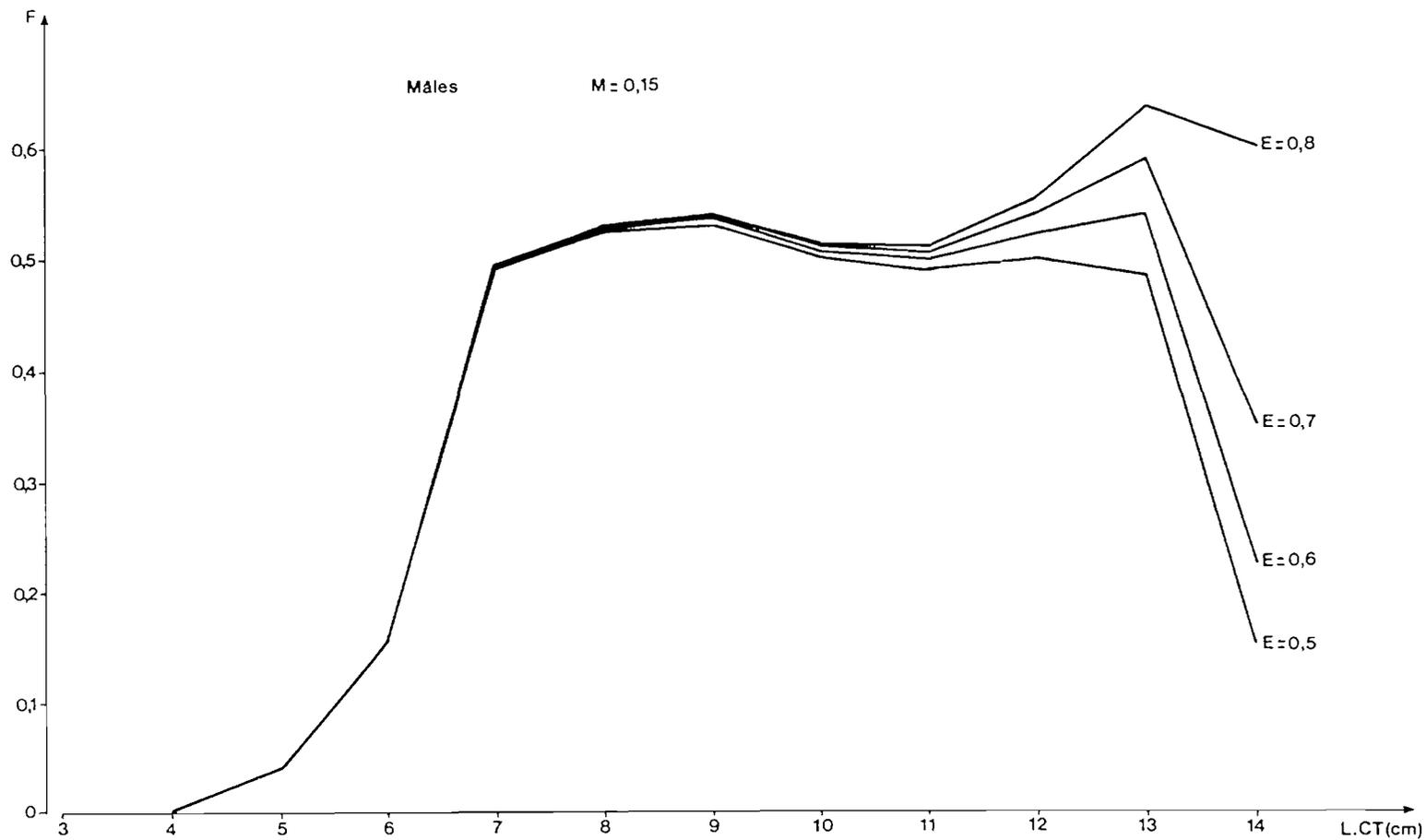


FIGURE 31. - MALES. VARIATION DE F EN FONCTION DE LA TAILLE, AVEC M = 0,15.

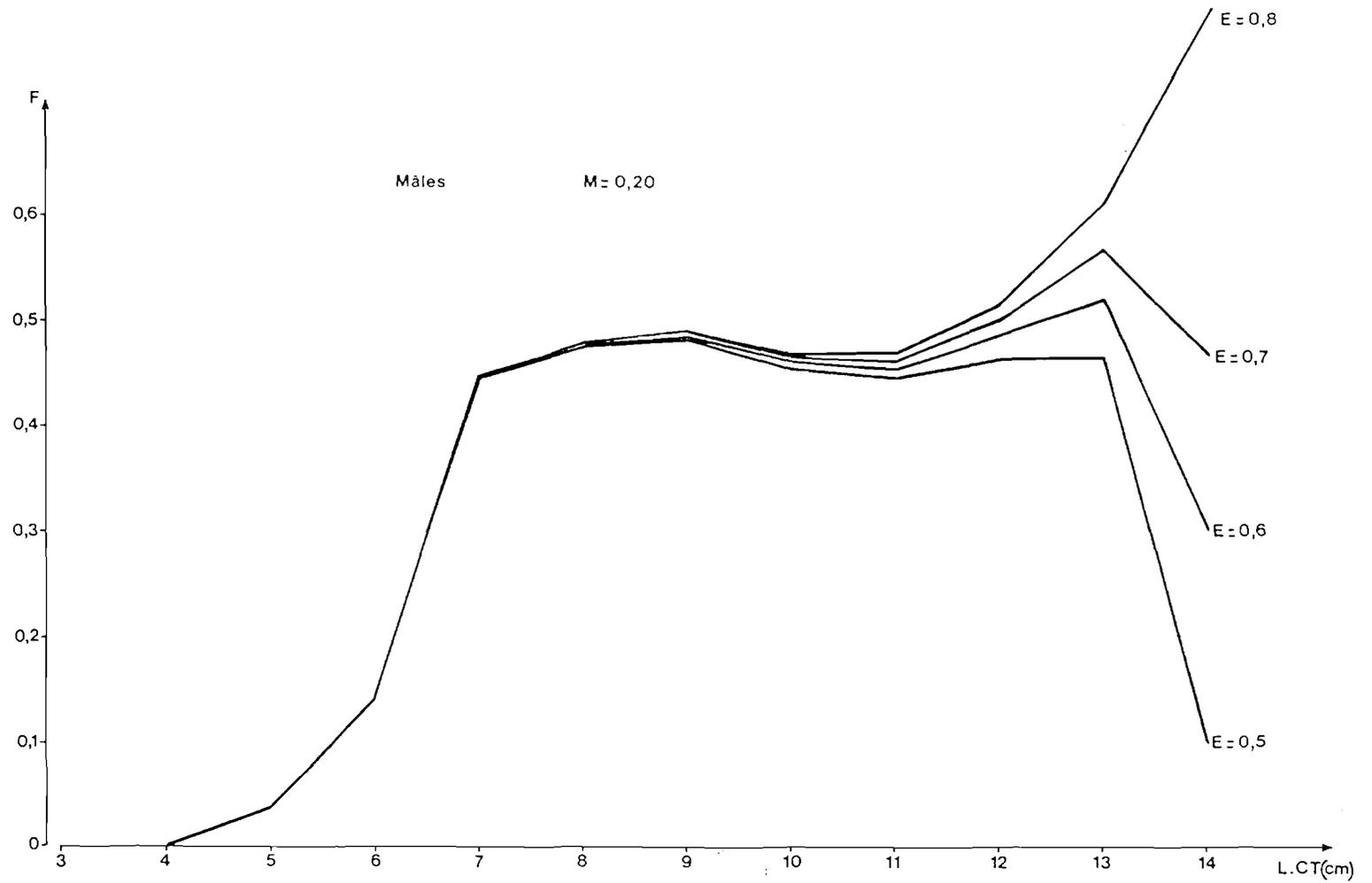


FIGURE 32. - MALES. VARIATION DE F EN FONCTION DE LA TAILLE, AVEC
 $M = 0,20$.

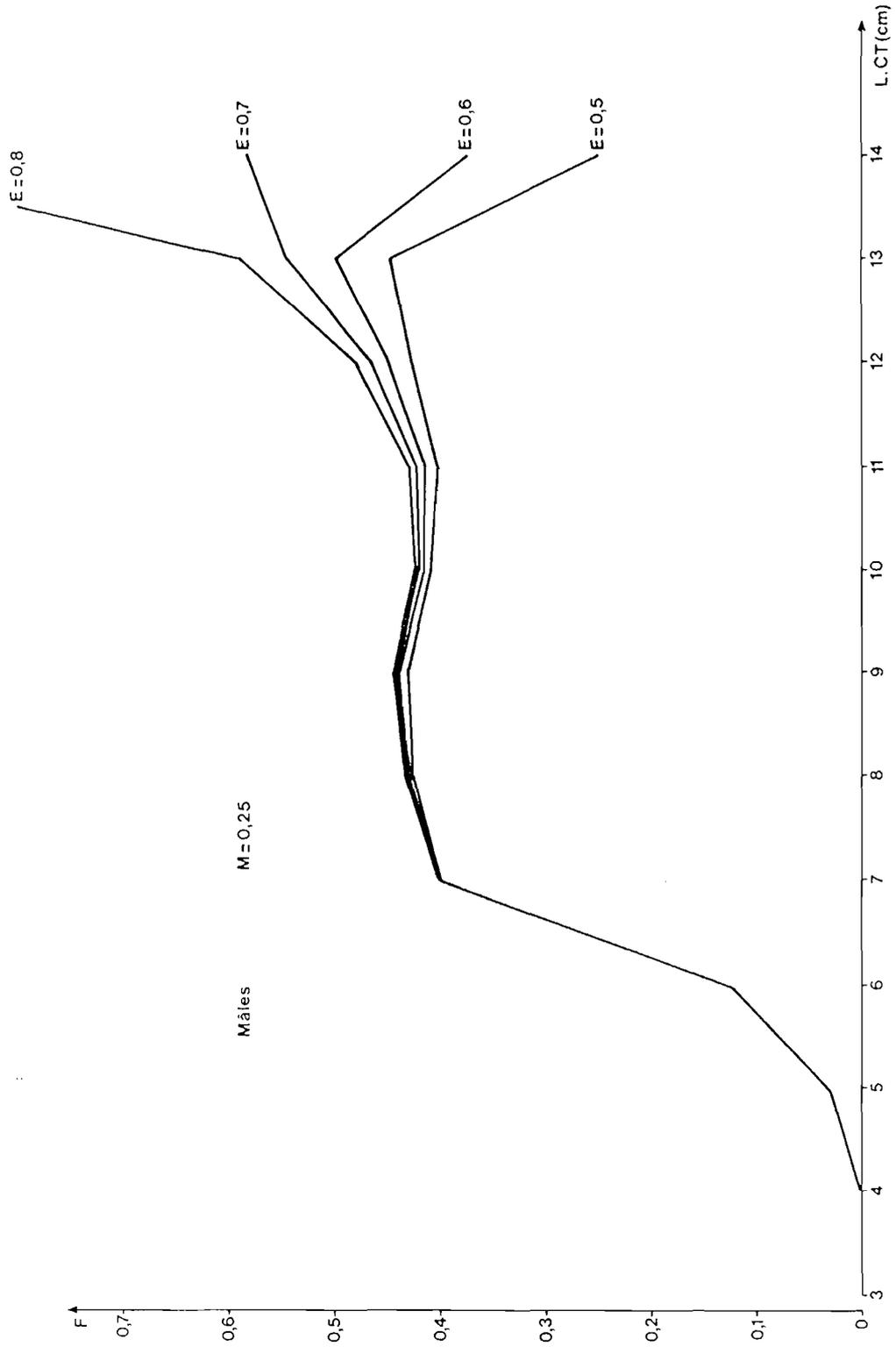


FIGURE 33. - MALES. VARIATION DE F EN FONCTION DE LA TAILLE AVEC
M = 0,25.

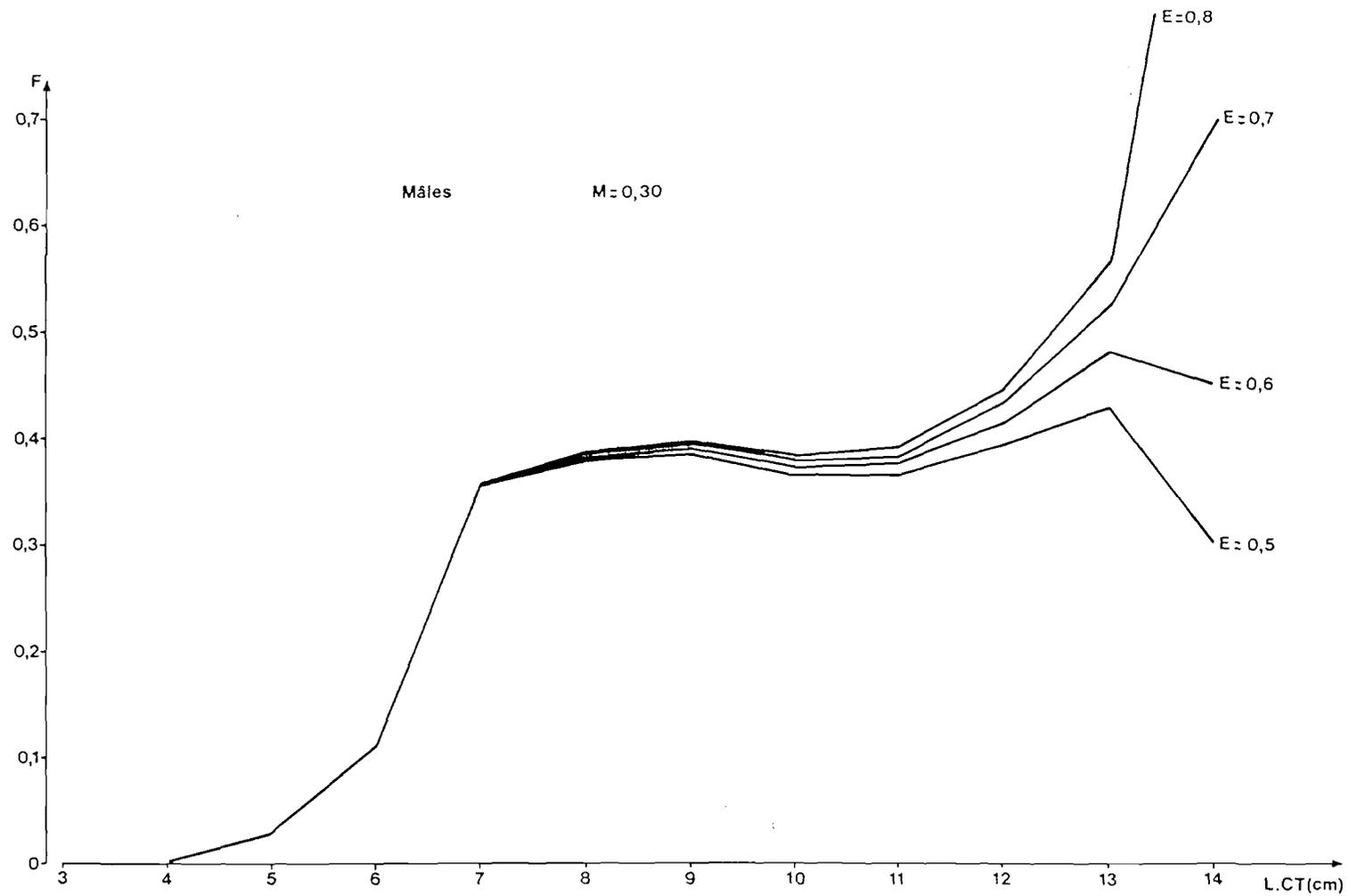


FIGURE 34. - MALES. VARIATION DE F EN FONCTION DE LA TAILLE AVEC
 $M = 0,30$.

L'analyse des cohortes de JONES avec une longueur L_{I^+} très inférieure à L_{∞} .

Pour pouvoir bénéficier d'une convergence rapide nous avons utilisé pour L_{I^+} la plus grande classe de taille apparaissant dans les captures (14 cm), égale à 84 % de L_{∞} .

En revanche, pour les estimations de F , nous n'avons retenu que celles qui correspondent à la zone de convergence de la courbe $F = f(LCT)$, soit à des valeurs de la longueur céphalothoracique inférieures ou égales à 11 cm (66 % de L_{∞}).

Ces estimations de F , réalisées à partir des simulations effectuées avec des coefficients de mortalité naturelle variant de 0,15 à 0,30 par pas de 0,05, ont été synthétisées.

Les valeurs moyennes sont données aux tableaux 37 et 38, et représentées sur la figure 35 en fonction de LCT.

Certains effets sur l'analyse des cohortes de l'indétermination de la valeur de M apparaissent nettement. Comme le souligne MESNIL (1980), un choix de M par excès induit une sous-estimation des valeurs de F , et corrélativement une surestimation des effectifs, par groupe de taille (tableau 39) ; les effets d'un choix de M par défaut sont inverses.

Pour chaque valeur de M testée, le coefficient de mortalité par pêche moyen sur une année a été estimé à partir des valeurs de F de chaque groupe de longueur, en pondérant par les effectifs correspondants (MESNIL, 1980), selon la formule suivante :

$$\hat{F} = \frac{\sum_{i=1}^n F_i \cdot N_i}{\sum_{i=1}^n N_i} \quad (4)$$

L'estimation de F a été faite sur les groupes de longueur céphalothoracique inférieure ou égale à 11 cm ; en excluant les groupes de taille supérieure, pour lesquels la plage d'incertitude sur les valeurs de F est étendue.

Il apparaît (tableau 40) que, quelque soit l'hypothèse faite sur la valeur de M , le coefficient instantané de mortalité par pêche du stock mâle de langouste corse est peu élevé, et compris entre 0,15 et 0,22 pour l'éventail des valeurs de M supposées

LCT cm	E+ = 0,5	E+ = 0,6	E+ = 0,7	E+ = 0,8	\bar{F}
4	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003
5	0,043	0,043	0,043	0,043	0,043
6	0,159	0,159	0,159	0,160	0,159
7	0,493	0,494	0,495	0,496	0,495
8	0,525	0,527	0,529	0,530	0,528
9	0,533	0,536	0,539	0,541	0,537
10	0,500	0,506	0,510	0,513	0,507
11	0,487	0,497	0,505	0,510	0,500

TABLEAU 37A. - Mâles. Valeurs de F pour différentes valeurs de E+, et M = 0,15.

LCT cm	E+ = 0,5	E+ = 0,6	E+ = 0,7	E+ = 0,8	\bar{F}
4	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
5	0,037	0,037	0,037	0,037	0,037
6	0,142	0,142	0,143	0,143	0,143
7	0,446	0,447	0,449	0,450	0,448
8	0,475	0,478	0,480	0,481	0,479
9	0,483	0,487	0,490	0,492	0,488
10	0,454	0,460	0,464	0,468	0,462
11	0,445	0,455	0,463	0,469	0,458

TABLEAU 37B. - Mâles. Valeurs de F pour différentes valeurs de E+, et M = 0,20.

LCT cm	E+ = 0,5	E+ = 0,6	E+ = 0,7	E+ = 0,8	\bar{F}
4	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
5	0,032	0,032	0,032	0,032	0,032
6	0,125	0,126	0,126	0,127	0,126
7	0,399	0,401	0,403	0,404	0,402
8	0,426	0,429	0,432	0,434	0,430
9	0,433	0,438	0,441	0,444	0,439
10	0,409	0,415	0,420	0,424	0,417
11	0,404	0,414	0,423	0,429	0,418

TABLEAU 38A. - Mâles. Valeurs de F pour différentes valeurs de E+, et M = 0,25.

LCT cm	E+ = 0,5	E+ = 0,6	E+ = 0,7	E+ = 0,8	\bar{F}
4	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
5	0,027	0,028	0,028	0,028	0,028
6	0,110	0,110	0,111	0,111	0,111
7	0,354	0,356	0,358	0,359	0,357
8	0,379	0,382	0,385	0,387	0,383
9	0,386	0,391	0,395	0,398	0,393
10	0,365	0,372	0,378	0,382	0,374
11	0,364	0,376	0,384	0,391	0,379

TABLEAU 38B. - Mâles. Valeurs de F pour différentes valeurs de E+, et M = 0,30.

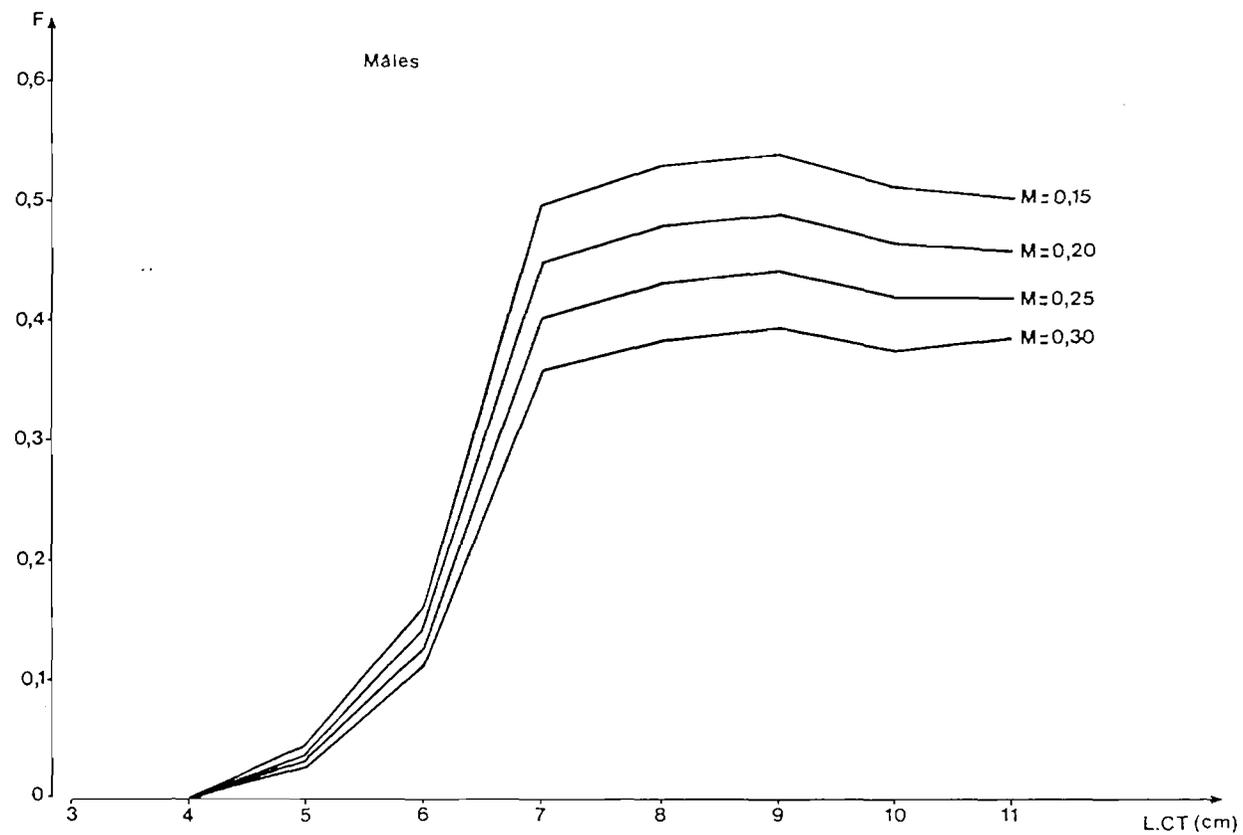


FIGURE 35. - MALES. VARIATION DE F EN FONCTION DE LA TAILLE.
INFLUENCE DE LA VALEUR DE M SUR L'ESTIMATION DE F.

LCT cm	M = 0,15	M = 0,20	M = 0,25	M = 0,30
4	458 462,4	546 627,4	658 317,1	801 914,2
5	421 697,5	489 318,1	573 493,0	679 837,0
6	375 871,1	424 687,6	484 565,0	559 085,6
7	306 851,1	339 233,5	378 586,0	427 064,0
8	191 865,1	211 606,4	235 469,5	264 659,6
9	110 186,0	121 427,9	134 922,5	151 280,3
10	57 971,8	63 867,8	70 866,4	79 235,6
11	28 351,9	31 097,7	34 298,2	38 047,1
Σ	1 951 256,9	2 227 866,4	2 570 517,7	3 001 123,4

TABLEAU 39. - Mâles. Valeurs moyennes de N, pour différentes valeurs de M. (Moyennes calculées à partir des résultats obtenus avec $E+ = 0,5$, $0,6$, $0,7$ et $0,8$).

(0,15 à 0,30). L'intervalle d'estimation correspondant du taux de survie est étroit (0,64 - 0,69) ; comme l'a fait remarqué MESNIL (1980), l'évaluation de ce paramètre est peu sensible à une erreur commise dans le choix de M.

Il convient de se demander si ces estimations de F caractérisent un état d'équilibre du stock, et sont significatives.

Si l'on peut admettre que l'effort de pêche effectif est resté relativement stable au cours des dernières années, le recrutement, en revanche, a pu évoluer et on peut penser à une augmentation récente. Toutefois, même dans ces conditions, les valeurs déjà faibles de F seraient encore surestimées.

6.2.10.1.2. CAS DES FEMELLES

Une analyse en mode inverse a été tentée, en supposant un coefficient de mortalité naturelle égal à 0,2, et en initialisant le rétrocalcul avec les mêmes valeurs de E terminal que pour les mâles (0,5, 0,6, 0,7, 0,8). Les résultats sont donnés dans les annexes XIX à XXII ; et la relation $F = f(LCT)$ est illustrée à la figure 36.

A la différence des mâles, il apparaît que la convergence obtenue dans le traitement des données femelles est mauvaise. Une explication peut être proposée. L'étalement des captures concerne une gamme de tailles plus étroite chez les femelles que chez les mâles. Par ailleurs, les plus grands individus femelles capturés ont des longueurs proches de L_{∞} ; et pour les animaux approchant de la taille asymptotique, les conversions longueur-âge deviennent peu fiables.

En définitive, les estimations obtenues pour les femelles par rétrocalcul ne sont pas satisfaisantes.

Elles font apparaître un niveau de recrutement inférieur à celui des mâles ; ce qui n'est pas cohérent ; et est infirmé par des observations faites tant sur la phase prérecrutée, que chez les recrues.

M	\hat{F}	Z	$S=e^{-Z}$
0,15	0,22	0,37	0,69
0,20	0,20	0,40	0,67
0,25	0,17	0,42	0,66
0,30	0,15	0,45	0,64

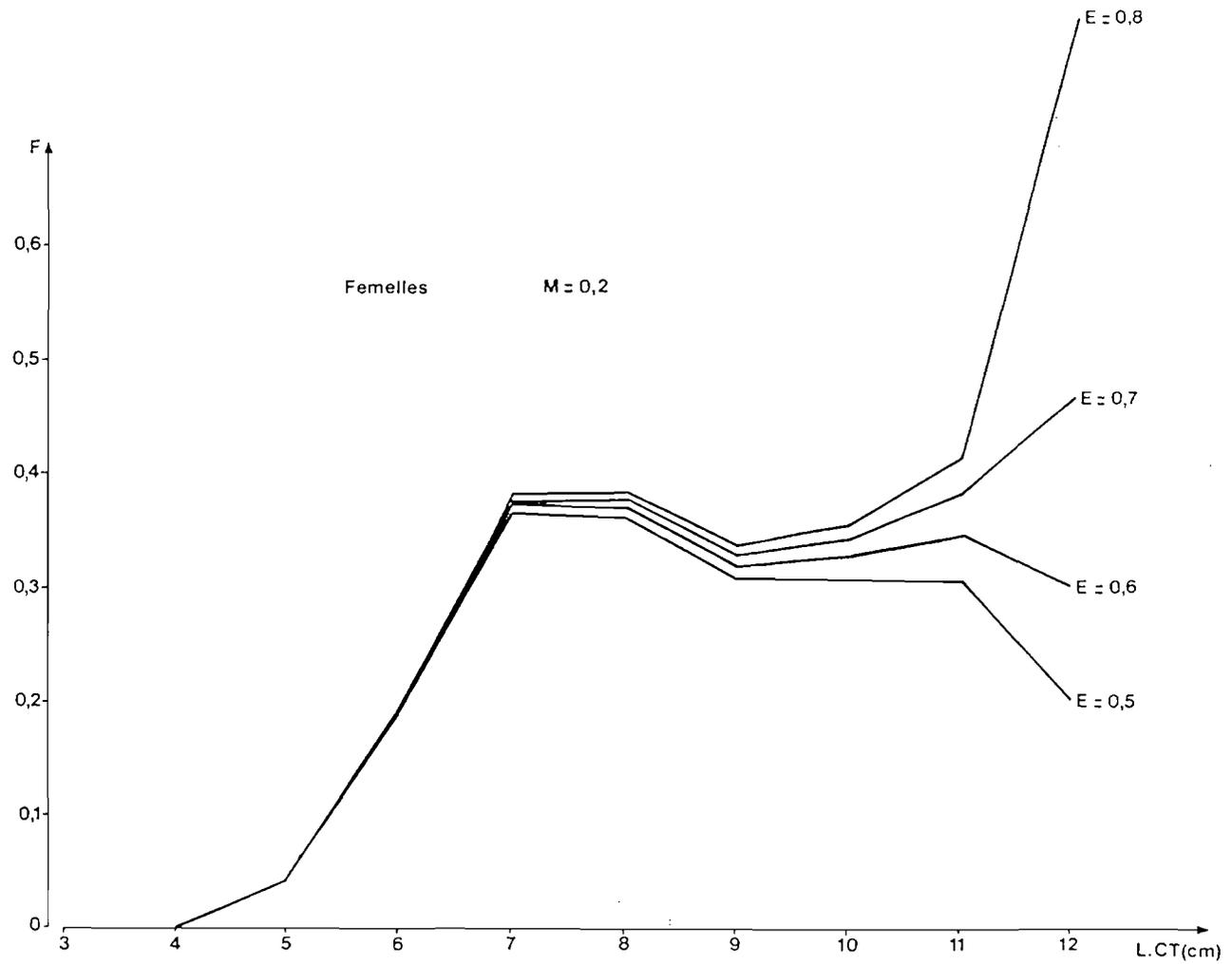
TABLERAU 40. - Langoustes mâles. Coefficients moyens de mortalité par pêche, et taux de survie pour différentes hypothèses sur la valeur de M.

M	\hat{F}	Z	$S=e^{-Z}$
0,15	0,12	0,27	0,76
0,20	0,11	0,31	0,73
0,25	0,10	0,35	0,70
0,30	0,08	0,38	0,68

TABLERAU 42. - Langoustes femelles. Coefficients moyens de mortalité par pêche, et taux de survie pour différentes hypothèses sur la valeur de M.

M	Nr
0,15	458 462,4
0,20	546 627,4
0,25	658 317,1
0,30	801 914,2

TABLERAU 41. - Nombre de recrues mâles obtenu par rétrocalcul pour différentes valeurs de M. (Nr est la moyenne des estimations avec E terminal = 0,5 , 0,6 , 0,7 , 0,8).



FFIGURE 36. - FEMELLES. RESULTATS DE L'ANALYSE DES COHORTES EN MODE INVERSE. VARIATION DE F EN FONCTION DE LA TAILLE, AVEC $M = 0,20$.

6.2.10.2. HYPOTHESE D'UN SEX-RATIO EQUILIBRE AU RECRUTEMENT

Une série de chalutages expérimentaux réalisés, de 1982 à 1984, le long de la côte orientale (de Bastia à Solenzara), sur un herbier à posidonies entre les isobathes de 15 et 25 m, donnèrent lieu à la captures de 2655 jeunes Palinurus elephas (figure 37). Les proportions de mâles et de femelles étaient globalement identiques, avec un sex-ratio de 0,92, à l'avantage des femelles.

Dans le vecteur de prises représenté à la figure 30, il apparaît que le filet-trémail a capturé autant de mâles que de femelles, jusqu'à une longueur céphalothoracique de 6 cm.

Ces deux observations viennent étayer l'hypothèse d'un sex-ratio équilibré au moment du recrutement, chez la langouste rouge de Corse.

La bonne convergence obtenue chez les mâles par rétrocalcul permet de disposer d'une estimation fiable du nombre de recrues de chacun des deux sexes, pour les quatre valeurs, considérées comme possible, du coefficient de mortalité naturelle (tableau 41).

6.2.10.3. ANALYSE EN MODE DIRECT CHEZ LES FEMELLES

Pour chaque valeur de M testée, le nombre de recrues correspondant est "injecté" dans l'équation (2) pour effectuer une analyse des cohortes en séquence descendante.

Les résultats sont donnés dans les annexes XXIII à XXVI. Les variations de F, en fonction de la longueur céphalothoracique, sont représentées à la figure 38.

La valeur moyenne annuelle, pondérée par les effectifs, du coefficient instantané de mortalité par pêche a été estimée à partir de l'équation (4), sur les groupes de taille inférieure ou égale à 11 cm de LCT (tableau 42).

La mortalité par pêche se révèle peu importante chez les

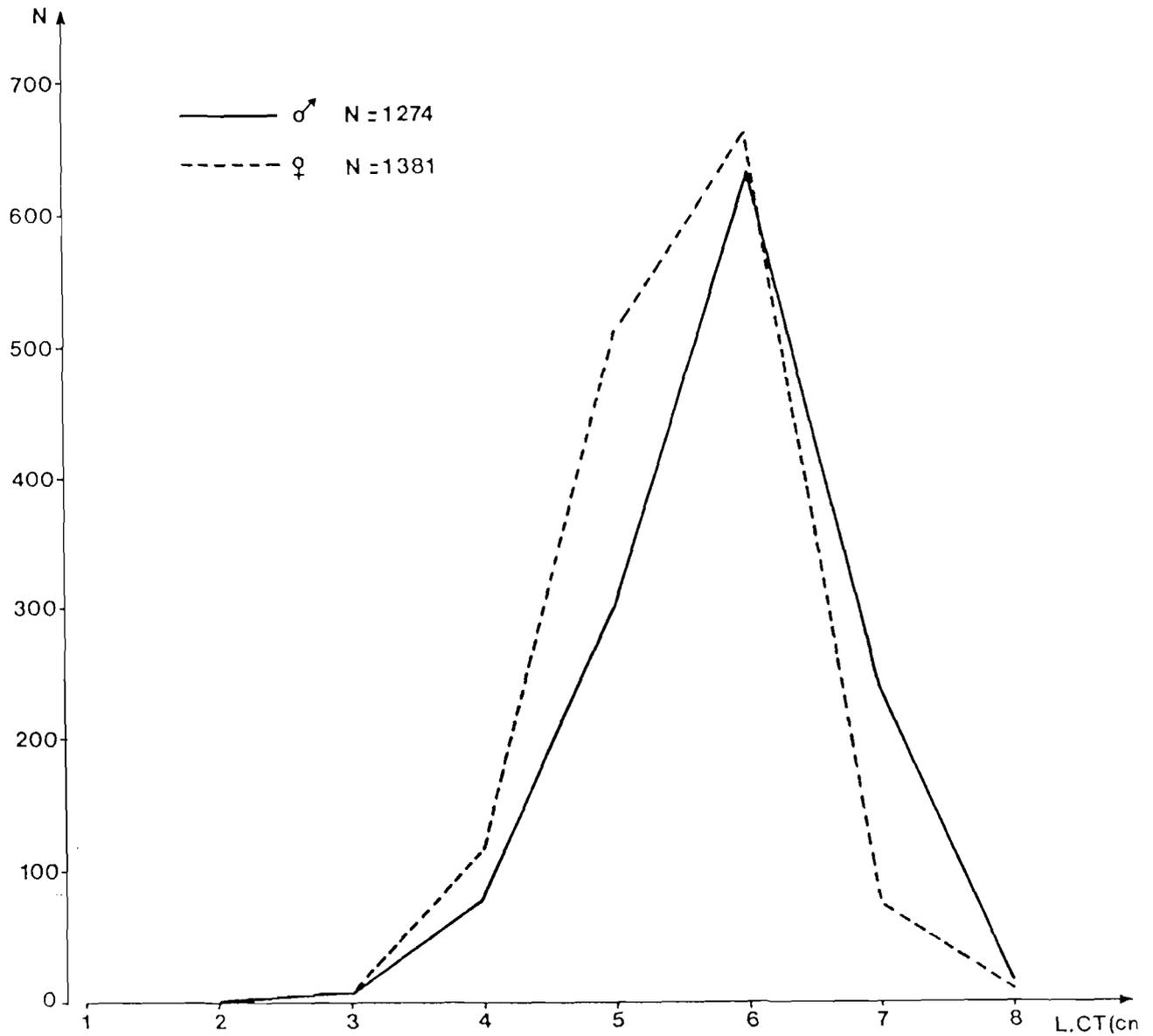


FIGURE 37. - DISTRIBUTION DES FREQUENCES DE TAILLE DE JEUNES LANGOUSTES, CAPTUREES AU CHALUT DE 1982 A 1984, DANS L'HERBIER A POSIDONIES DE LA COTE ORIENTALE.

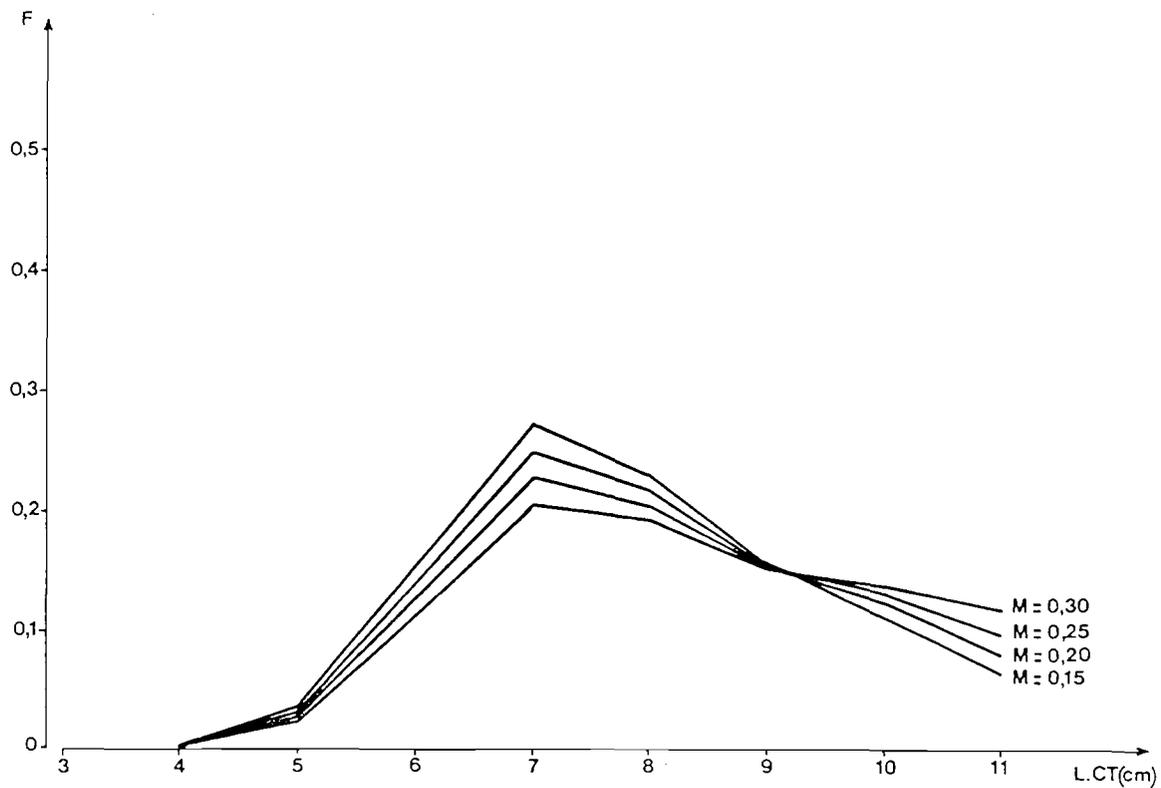


FIGURE 38. - FEMELLES. RESULTATS DE L'ANALYSE DES COHORTES EN MODE DIRECT. VARIATIONS DE F EN FONCTION DE LA TAILLE, AVEC M VARIANT DE 0,15 A 0,30.

langoustes femelles du stock corse. Pour M supposé compris entre 0,15 et 0,30, la valeur de F varie de 0,12 à 0,08.

Ces estimations de F obtenues par calcul direct, grâce au bénéfice de la convergence du rétrocalcul chez les mâles, restent cependant sensibles à toute erreur dans l'évaluation du recrutement mâle.

Comme les mâles, les langouste femelles sont pleinement recrutées dans la pêcherie au trémail à partir d'une taille de 7 cm de longueur céphalothoracique.

L'élévation brusque de la valeur de F entre 5 et 7 cm de LCT souligne sans doute également le processus de recrutement.

Toutefois, la courbe $F = f(LCT)$ chez les femelles n'a pas, comme chez les mâles, la forme générale d'une logistique propre à la sélectivité du filet-trémail.

À partir de 7 cm de longueur céphalothoracique, des problèmes de comportement seraient à l'origine de la baisse de capturabilité des femelles. Il est vraisemblable que celles-ci restent accessibles en demeurant sur les zones de pêche ; et une diminution de leur mobilité, en partie liée au cycle de reproduction, pourrait expliquer leur baisse de vulnérabilité, vis-à-vis d'un engin passif comme le filet-trémail.

L'examen de la figure 38 révèle, par ailleurs, que plus M est grand, plus le profil de la partie droite de la courbe $F = f(LCT)$ devient plat. Ceci indique que la baisse de capturabilité qui apparaît à partir de 7 cm est d'autant moins accentuée que la valeur du coefficient de mortalité naturel est élevée.

6.2.10.4. VARIATIONS DE CAPTURABILITE

L'accessibilité (présence sur les lieux de pêche) et la vulnérabilité à l'engin sont les deux composantes de la capturabilité.

Une définition de ce concept est proposée par LAUREC et LE GUEN (1981). C'est "la probabilité d'être capturé par une unité d'effort, pour un (individu) pris au hasard dans un ensemble, par

exemple une classe d'âge", ou une classe de taille.

Dans la relation :

$$F = q.f$$

la capturabilité, q , est le facteur de proportionnalité qui lie, par unité de temps (par exemple l'année) l'effort de pêche, f , et le coefficient instantané de mortalité par pêche, F .

Avec un effort annuel donné, les variations du coefficient de mortalité par pêche reflètent les variations de capturabilité.

Dans le stock de langouste corse, celles-ci sont liées à la taille des individus et au sexe.

Les variations de mortalité par pêche, et donc de capturabilité, en fonction de la longueur céphalothoracique ont été commentées précédemment pour les mâles et pour les femelles.

Les différences de F et de q entre les deux sexes sont illustrées sur les figures 39 à 42.

A partir d'une taille de 6 cm de longueur céphalothoracique, la capturabilité des femelles est inférieure à celle des mâles.

Chez ces derniers, la capturabilité en fonction de la taille est décrite grossièrement par la sélectivité de l'engin ; et à partir de 7 cm de LCT, la vulnérabilité au trémail semble totale.

Chez les femelles, après un maximum à 7 cm, la capturabilité baisse régulièrement quand la taille augmente. Ce phénomène supporte deux explications : une augmentation très sensible (instantanée ou progressive) de la mortalité naturelle à partir d'une taille de 7 cm ; une diminution de la mobilité et de la vulnérabilité en relation avec le cycle de reproduction (accouplement - ponte - incubation des oeufs) qui s'étale sur plusieurs mois.

L'hypothèse d'une élévation du coefficient instantané de mortalité naturelle à partir d'une taille proche de la taille moyenne de puberté, ne peut être étayée par aucun argument.

La modification du comportement avec l'apparition de la maturité sexuelle est une explication plus cohérente. La baisse graduelle de capturabilité avec l'augmentation de la taille traduirait alors une contribution de plus en plus effective des

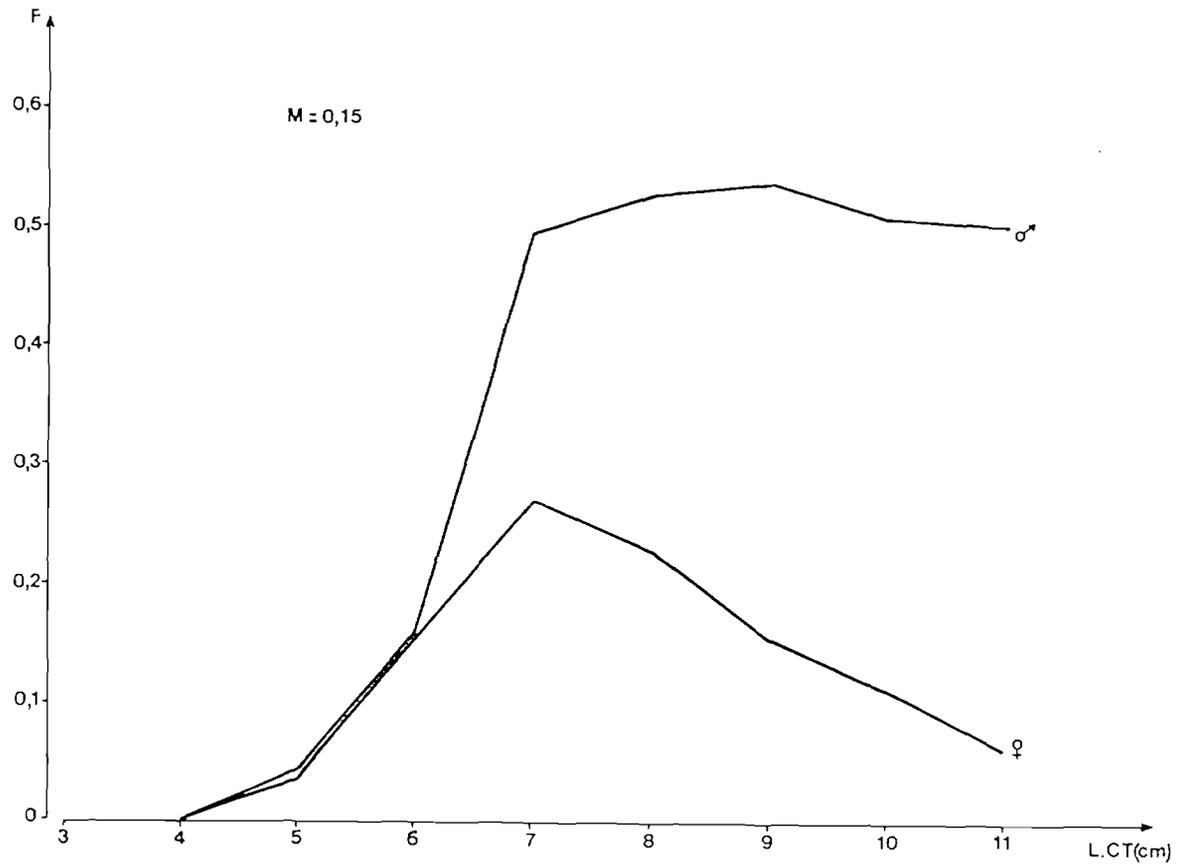


FIGURE 39. - DIFFERENCES DE MORTALITE PAR PECHE ENTRE MALES ET FEMELLES, AVEC $M = 0,15$.

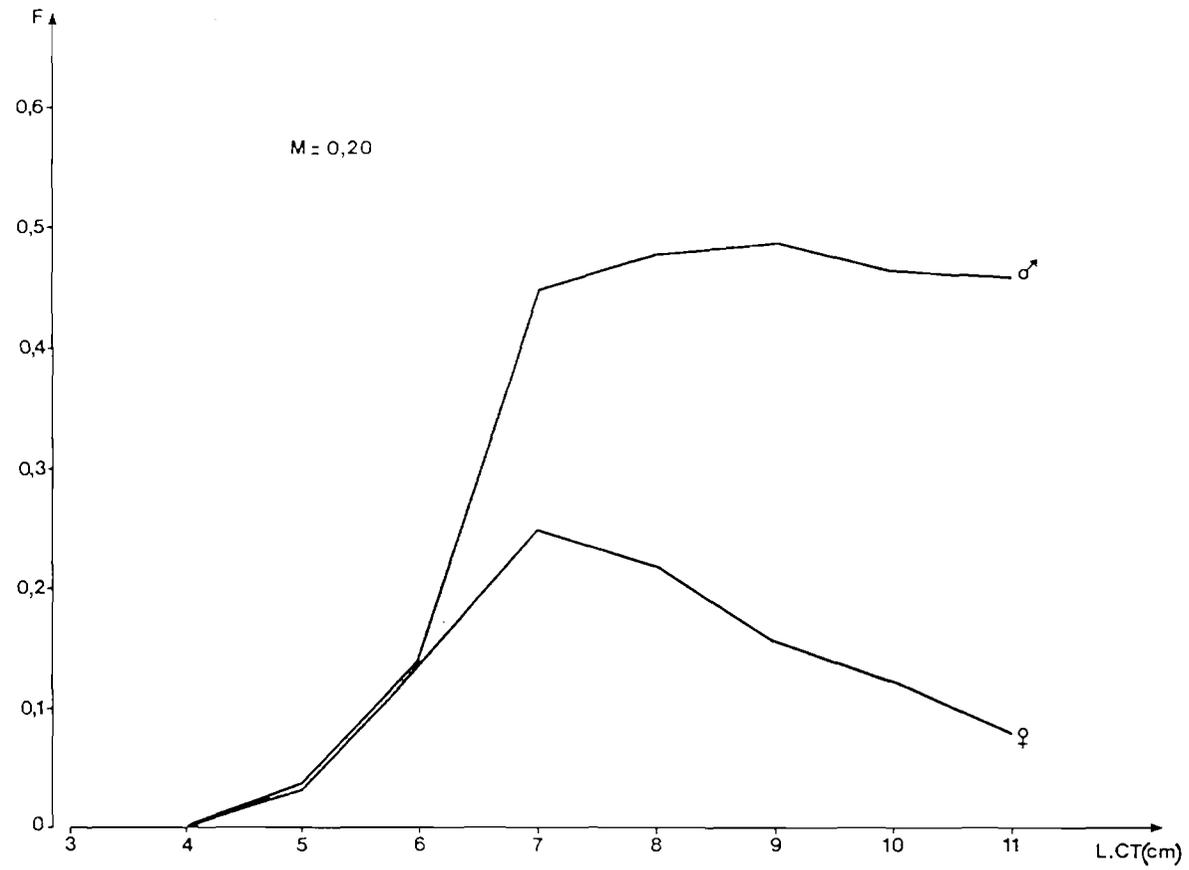


FIGURE 40. - DIFFERENCES DE MORTALITE PAR PECHE ENTRE MALES ET FEMELLES, AVEC $M = 0,20$.

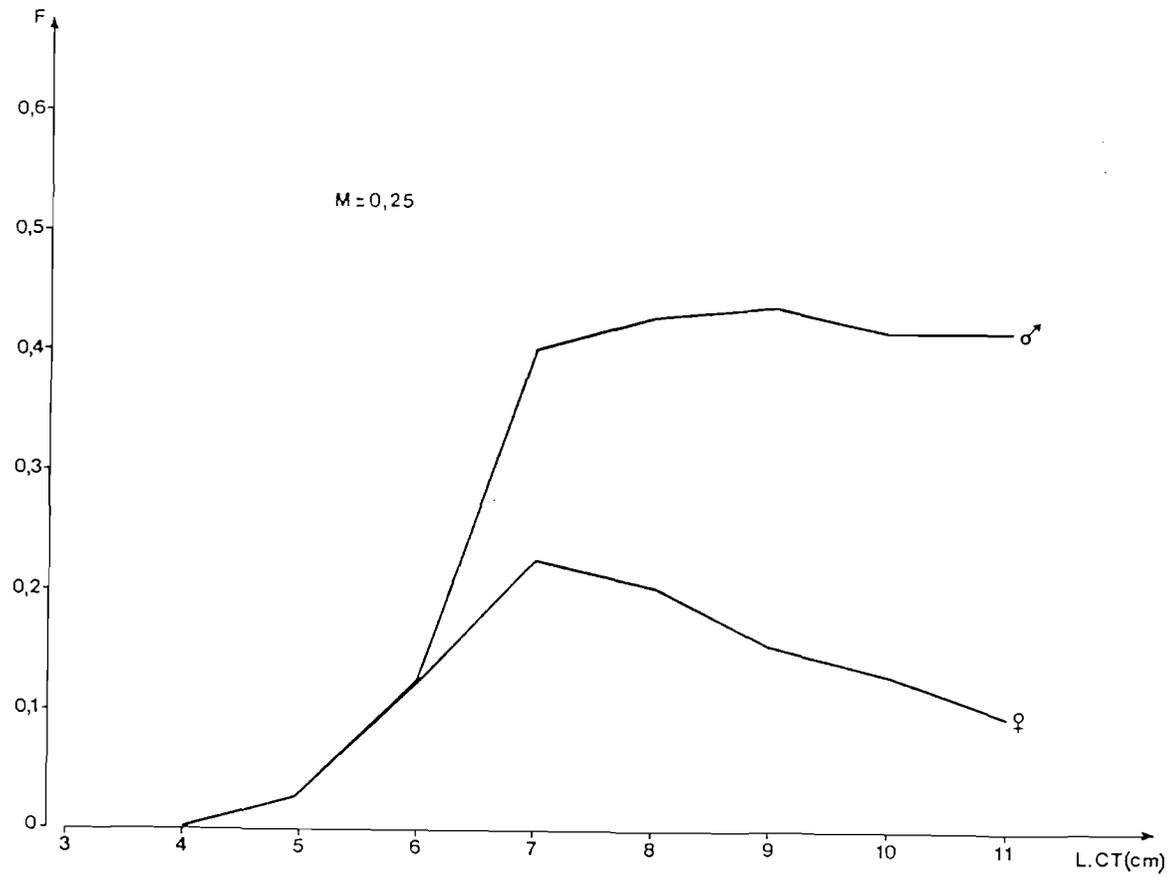


FIGURE 47. - DIFFERENCES DE MORTALITE. PAR PECHE ENTRE MALES ET FEMELLES, AVEC $M = 0,25$.

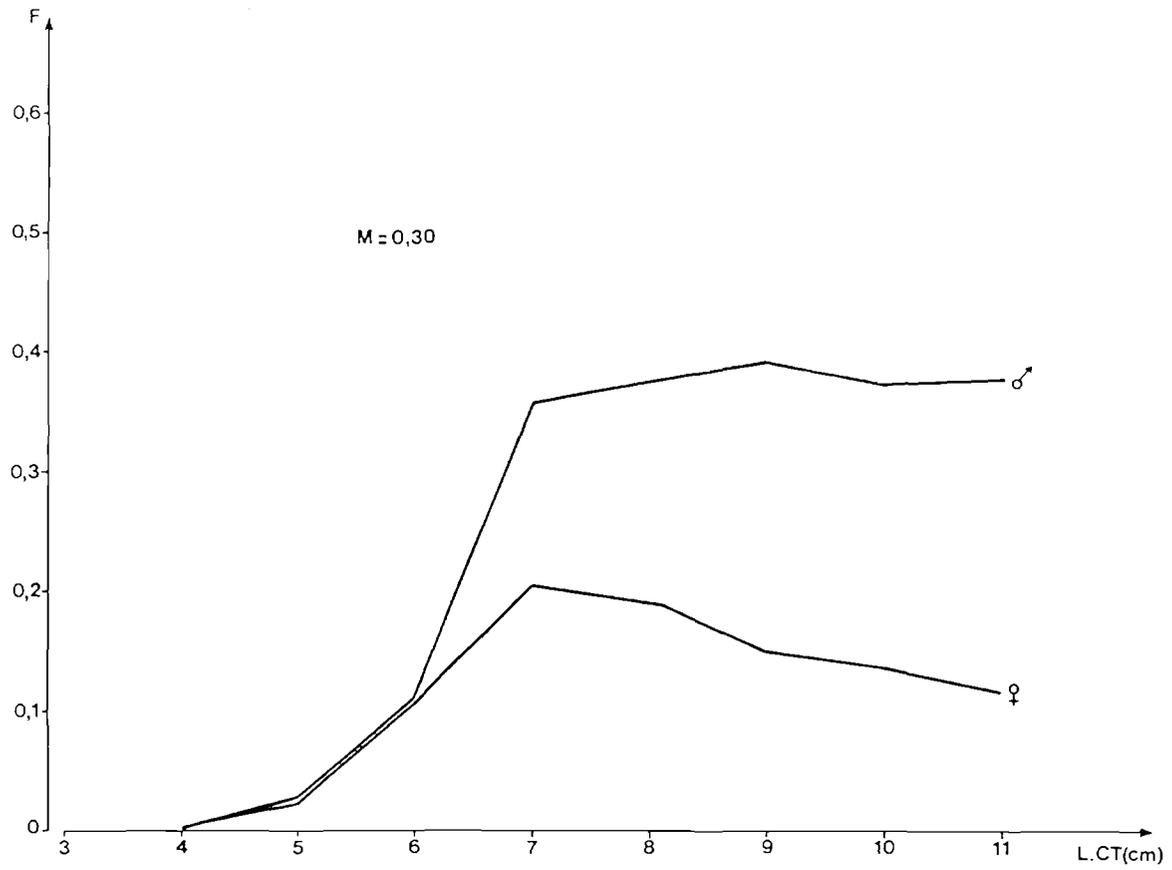


FIGURE 42. - DIFFERENCES DE MORTALITE PAR PECHE ENTRE MALES ET FEMELLES, AVEC M = 0,30.

femelles à la biomasse féconde.

Pour chaque classe de taille, le rapport des coefficients de mortalité par pêche de chacun des sexes est une estimation du rapport des capturabilités correspondantes.

Les variations de ce rapport, q mâles / q femelles, en fonction de la longueur céphalothoracique sont représentées sur la figure 43. Celle-ci illustre que l'écart de capturabilité entre mâles et femelles s'accroît avec l'augmentation de la taille, et souligne que la différence est d'autant plus marquée que le coefficient de mortalité naturelle, supposé égal pour les deux sexes, est faible.

6.2.11. CONCLUSION

La méthode d'analyse des cohortes de JONES a été appliquée au traitement des structures en tailles des captures des langoustes mâles et femelles, pour la période 1983-1984.

L'analyse en séquence ascendante du vecteur de prise mâle a révélé une bonne convergence, en-deçà d'une longueur céphalothoracique de 11 cm.

Les données concernant les femelles, du fait de la mauvaise convergence obtenue par rétrocalcul, ont été traitées en mode direct, en admettant l'hypothèse d'un sex-ratio équilibré au moment du recrutement, et en initialisant les calculs avec l'estimation du nombre de recrues, obtenue chez les mâles grâce à la convergence.

Le coefficient de mortalité naturelle a été supposé identique pour les deux sexes, invariant en fonction de la taille, et compris entre 0,15 et 0,30.

Le recrutement dans la pêcherie commence à une taille de 4 cm de LCT. A partir de 7 cm, les langoustes sont pleinement recrutées. Avant cette taille, la valeur de F augmente brutalement. Cette accroissement rapide de la mortalité par pêche reflète le processus de recrutement, dans la pêcherie au trémail, d'animaux mâles et femelles approchant de la maturité sexuelle.

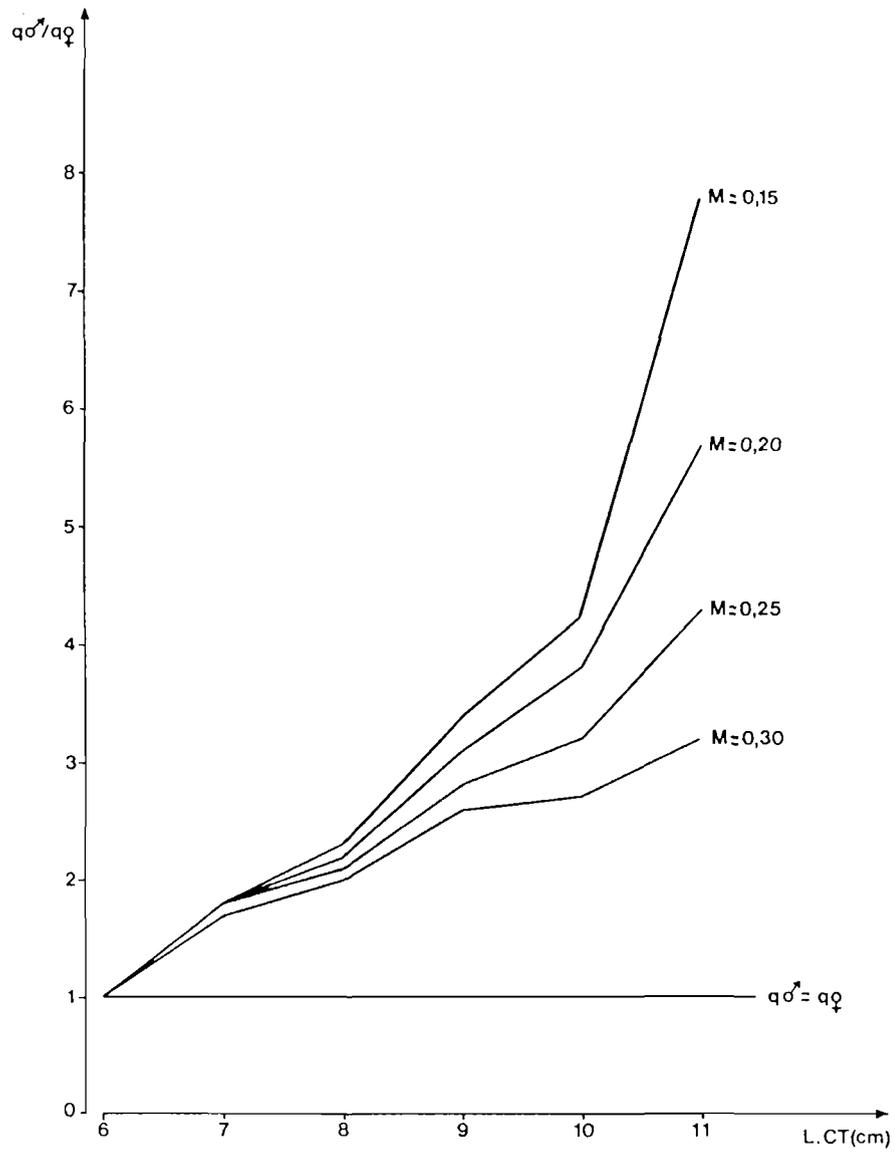


FIGURE 43. - DIFFERENCES DE CAPTURABILITE LIEE AU SEXE, EN FONCTION DE LA TAILLE.

Pour la gamme de valeurs de M simulées, l'estimation du nombre de recrues de chaque sexe s'étend de 458 000 à 801 900 ; le coefficient "moyen" de mortalité par pêche est compris entre 0,15 et 0,22 pour les mâles, et entre 0,08 et 0,12 pour les femelles. Ces valeurs de F laissent supposer que le stock corse de langouste rouge est modérément exploité.

Les femelles sont moins capturables que les mâles à partir de 6 cm de longueur céphalothoracique. Chez les mâles totalement vulnérables à partir de 7 cm de LCT, la capturabilité suit grossièrement la sélectivité physique du filet-trémail. Chez les femelles, la baisse régulière de capturabilité à partir de 7 cm de LCT semble étroitement dépendante du cycle de reproduction.

6.3. RENDEMENT PAR RECRUE

6.3.1. PRINCIPE DE LA METHODE

Si les conditions d'exploitation d'un stock sont stables, et si celui-ci peut être considéré comme étant en équilibre, on admet que la production annuelle de toutes les cohortes présentes dans la pêcherie est équivalente à la production d'une cohorte pendant son passage dans cette pêcherie, du recrutement à la réforme.

La production d'une cohorte pendant la totalité de sa phase recrutée dépend d'un certain nombre de facteurs :

- nombre de recrues entrant dans la pêcherie,
- schémas de croissance linéaire (paramètres K , L_{∞} du modèle de Von BERTALANFFY), et pondérale (paramètres a , b de la relation longueur - poids),
- âge à la première capture,
- taux de mortalité naturelle,
- taux de mortalité par pêche.

Comme il est très difficile d'établir la relation stock - recrutement, et donc de connaître le nombre de recrues, on considère que leur effectif est indépendant de la taille du stock, et sensiblement le même d'une année sur l'autre.

Avec cette hypothèse, on peut ignorer le volume de recrutement et raisonner au niveau d'une recrue, pour connaître son rendement à différents niveaux d'effort de pêche. Les conditions d'exploitation qui "optimiseront" la production moyenne par recrue seront également celles qui assureront la production optimale du stock, même si le recrutement fluctue d'une année sur l'autre.

Il existe plusieurs modèles de rendement par recrue dont les caractéristiques sont présentées et analysées par LAUREC et LE GUEN (1981).

Il apparaît qu'entre les deux modèles de référence : celui de BEVERTON et HOLT, et celui de RICKER, existent un certain nombre de variantes.

Ires sommairement, les particularités de ces modèles de base sont les suivantes : le modèle originel de BEVERTON et HOLT suppose que les coefficients de mortalité, M et F , sont constants à partir de l'âge de première capture, et que la croissance pondérale est isométrique (de la forme : $W = aL^3$) ; le modèle de RICKER opère une discrétisation de l'échelle des temps pour représenter la survie, et décrit la croissance pondérale par des arcs d'exponentielles.

6.3.2. MODELE UTILISE

Le modèle que nous avons utilisé est celui de THOMPSON et BELL (1934, in LAUREC et LE GUEN, 1981), tel qu'il a été adapté par LAUREC et MESNIL (1985(b)).

La phase recrutée est structurée en classes de longueur ; la discrétisation des longueurs est réalisée selon un pas de DL , créant un intervalle (l_i, l_{i+1}) .

L'équation de rendement par recrue est la suivante :

$$YR = \frac{I-1}{R} \left(\sum_{i=1}^{I-1} S_i W_i \left(\frac{m F_i}{m F_i + M} \right) \left(1 - e^{-\left(\frac{m F_i + M}{W_i} \right) D t_{i+1}} \right) + S_i W_i \left(\frac{m F_i}{m F_i + M} \right) \right).$$

- R est le nombre de recrues.

- S_i est le nombre de survivants au début de l'intervalle (l_i, l_{i+1}) :

$$S_i = R e^{-\sum_{j=1}^{i-1} \left(\frac{m F_j + M}{W_j} \right) D t_{j+1}}.$$

- W_i est le poids de l'individu qui "traverse" l'intervalle de taille (l_x, l_{x+1}) . La croissance pondérale dans cet intervalle est négligée ; et on admet que :

$$W_i = (a(l_x + l_{x+1})^b) / 2 \quad .$$

Les paramètres a et b sont considérés comme constants.

- F_i est le coefficient de mortalité par pêche dans l'intervalle (l_x, l_{x+1}) , correspondant au régime d'exploitation de référence. Les valeurs de F_i sont celles calculées par analyse de cohortes.

- m est un facteur multiplicateur de l'effort de pêche, qui conduit à un nouveau coefficient de mortalité par pêche :

$$F_i' = m.F_i \quad .$$

- M , le coefficient de mortalité naturelle est supposé constant pendant toute la "vie" de la cohorte.

- D_{ti} est le temps nécessaire pour grandir de la longueur l_x à la longueur l_{x+1} .

$$D_{ti} = 1/K (\text{Log}((l_\infty - l_x)/(l_\infty - l_{x+1}))) \quad .$$

Pour le dernier intervalle (l_x, l_∞) , on suppose que

$$\bar{l}_x = l_x \quad .$$

On a alors, notamment :

$$W_i = a l_x^b \quad .$$

6.3.3. TRAITEMENT DES DONNEES

Les calculs de rendement par recrue ont été réalisés à l'aide du programme "JONYFEC".

Les estimations pour diverses valeurs du coefficient multiplicateur de l'effort de pêche ont été effectuées, chez les mâles comme chez les femelles, en combinant trois valeurs du coefficient de mortalité naturelle et les vecteurs de mortalité par pêche correspondant à deux taux d'exploitation terminaux ($EI = FI / (M + FI)$).

6.3.3.1. RENDEMENT PAR RECRUE DES MALES

Les estimations ont été faites pour plusieurs valeurs du coefficient multiplicateur de l'effort de pêche, variant de 0,1 à 2,5. M a été successivement supposé égal à 0,15, 0,20, et 0,25. Chacune de ces valeurs du coefficient de mortalité naturelle a été respectivement associée aux vecteurs de mortalité par pêche, calculés par l'analyse de cohortes, correspondant aux taux d'exploitation terminaux de 0,5 et 0,7.

Les résultats sont présentés au tableau 43 et illustrés à la figure 44.

L'estimation du rendement par recrue apparaît surtout sensible à l'indétermination du coefficient de mortalité naturelle ; et l'utilisation, dans le modèle, d'une valeur de M trop élevée conduit à une sous-estimation non négligeable de Y/R (et inversement).

Par contre l'effet d'une incertitude sur la valeur de E terminal pour l'évaluation de la production par recrue est faible, et seulement appréciable pour des régimes d'exploitation plus légers que le régime de référence (m inférieur à 1,0). Ceci est dû, en grande partie, à la bonne convergence des estimations de F_i révélée par l'analyse de cohortes pour les longueurs céphalothoraciques inférieures ou égales à 11 cm.

Coefficient multiplicateur de l'effort (m)	M = 0,15		M = 0,20		M = 0,25	
	EI = 0,5	EI = 0,7	EI = 0,5	EI = 0,7	EI = 0,5	EI = 0,7
0,1	157	195	107	130	73,2	87,5
0,3	281	308	204	223	149	161
0,5	305	317	234	244	179	187
0,7	300	305	240	245	191	195
1,0	281	282	235	237	195	196
1,3	263	263	226	227	193	194
1,5	252	252	221	220	191	191
1,7	244	243	215	215	188	188
2,0	233	232	208	208	184	184
2,5	219	218	198	198	178	178

TABLERAU 43. - Mâles. Rendement par recrue (en g) pour différentes valeurs du coefficient de mortalité naturelle (M), et du taux d'exploitation terminal (EI).

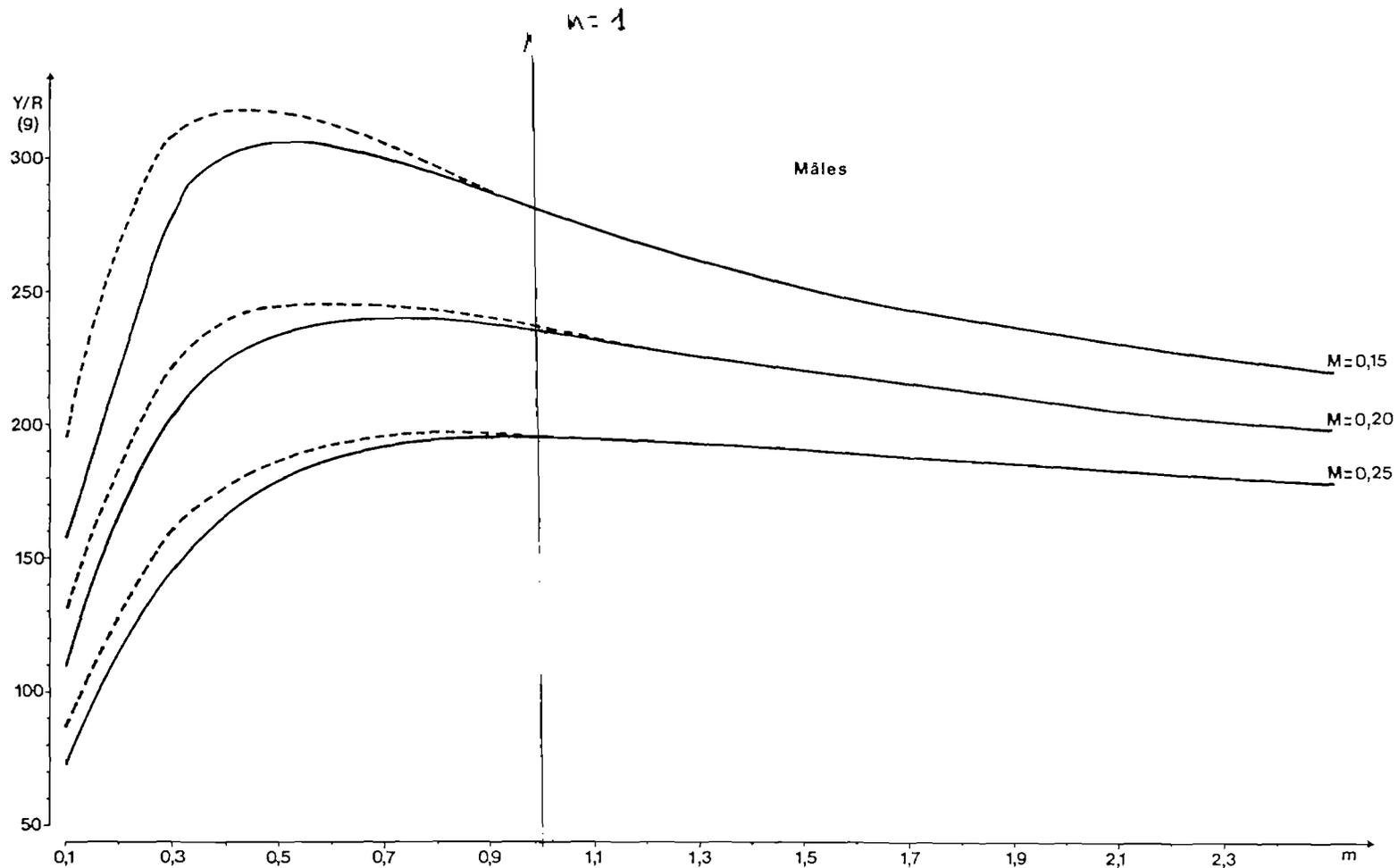


FIGURE 44. - MALES. COURBES DE RENDEMENT PAR RECRUE.
 m est le coefficient multiplicateur de l'effort de pêche ; $m = 1$ correspond à l'effort de pêche en vigueur.
 pointillés : Y/R obtenu avec un taux d'exploitation terminal égal à 0,7.

Quand la valeur du coefficient de mortalité naturelle croît, le rendement par recrue maximum est atteint pour des valeurs du coefficient de mortalité par pêche de plus en plus élevées (valeurs de m croissantes). Apparaissent ainsi les correspondances suivantes : avec $M = 0,15$, Y/R est maximum pour $m = 0,5$ (soit une réduction de 50 % de la mortalité par pêche actuelle) ; avec $M = 0,20$, Y/R maximum est atteint pour $m = 0,7$ (soit une réduction de 30 % de la mortalité par pêche actuelle) ; enfin avec $M = 0,25$, Y/R est maximum dans le régime d'exploitation actuel ($m = 1,0$).

La courbe de rendement par recrue correspondant au plus faible coefficient de mortalité naturelle testé ($M = 0,15$) présente une convexité marquée. Avec une mortalité naturelle du même ordre de grandeur, ou plus faible, une réduction de l'effort de pêche semble susceptible d'induire un gain sensible de la production par recrue. Dans le cas présent, avec $M = 0,15$, une diminution de 50 % de l'effort de pêche pourrait permettre un accroissement du rendement par recrue compris entre 8,5 et 12 % (selon la valeur de E terminal).

Avec des valeurs de M plus élevées (0,20 et 0,25), les courbes de rendement par recrue sont faiblement convexes. Après une partie ascendante où Y/R augmente avec l'effort de pêche, la courbe atteint son maximum, et se poursuit par un palier de pente très faible. Dans ces conditions, une baisse de l'effort de pêche n'induirait qu'une augmentation minimale du rendement par recrue. Ainsi, avec $M = 0,2$, la réduction de 30 % de l'effort de pêche pour atteindre le maximum de Y/R n'entraînerait qu'un gain de rendement par recrue de 2 à 3 %.

Corrélativement, un accroissement, même sensible, de l'effort de pêche ne semble pas pouvoir provoquer un effondrement de la production par recrue.

6.3.3.2. RENDEMENT PAR RECRUE DES FEMELLES

Les valeurs du coefficient de mortalité naturelle utilisées

chez les femelles, pour les estimations du rendement par recrue à différents niveaux de l'effort de pêche, sont les mêmes que celles déjà employées chez les mâles.

Les vecteurs de mortalité par pêche des femelles, qui ont été obtenues par l'analyse des cohortes en séquence descendante (par calcul direct) grâce à l'utilisation du niveau de recrutement obtenu chez les mâles, sont sensibles aux erreurs faites dans l'estimation du nombre de recrues mâles, et peuvent induire des biais dans l'évaluation de la production par recrue chez les femelles.

Deux vecteurs de F ont été combinés à chaque valeur de M ; ils correspondent à des taux d'exploitation terminaux de 0,5 et de 0,7, chez les mâles.

Les remarques générales faites lors de l'analyse des rendements par recrue chez les mâles sont, bien évidemment, valables chez les femelles, et notamment celle concernant la sensibilité de Y/R à M (tableau 44, figure 45).

Quelque soit le régime d'exploitation, les rendements par recrue des femelles sont inférieurs à ceux des mâles. Ceci est dû, à la fois, au taux de croissance et à la capturabilité plus élevés de ces derniers.

La faible capturabilité relative des femelles explique sans doute la forme particulière des courbes de rendement par recrue.

Celles-ci, en effet, ne présentent pas de maximum pour des valeurs de m variant de 0,1 à 2,5. Dans l'intervalle des valeurs de m testées, Y/R apparaît comme une fonction croissante tendant de manière "asymptotique" vers un maximum qui semble ne devoir être atteint qu'en multipliant l'effort de pêche actuel par un coefficient de 2,5 à 3,0.

6.3.3.3. RENDEMENT PAR RECRUE MOYEN

Afin de formuler un diagnostic sur la situation de la pêcherie, il nous faut estimer les rendements moyens par recrue pour différents niveaux de l'effort de pêche.

Coefficient multiplicateur de l'effort (m)	M = 0,15		M = 0,20		M = 0,25	
	EI = 0,067 (EIm = 0,5)	EI = 0,068 (EIm = 0,7)	EI = 0,092 (EIm = 0,5)	EI = 0,093 (EIm = 0,7)	EI = 0,123 (EIm = 0,5)	EI = 0,126 (EIm = 0,7)
0,1	30,4	30,6	24,9	25,1	20,1	20,4
0,3	79,7	80,2	65,6	66,1	53,3	53,9
0,5	117	117	96,5	97,2	78,9	79,7
0,7	144	145	120	121	98,6	99,4
1,0	173	173	145	145	120	121
1,3	190	190	160	161	134	135
1,5	197	197	167	168	141	141
1,7	202	202	172	173	146	146
2,0	206	206	177	177	151	151
2,5	206	206	180	180	155	155

TABLERAU 44. - Femelles. Rendement par recrue (en g) pour différentes valeurs du coefficient de mortalité naturelle (M), et du taux d'exploitation terminal (EI).
(entre parenthèses, taux d'exploitation terminal EIm correspondant, chez les mâles).

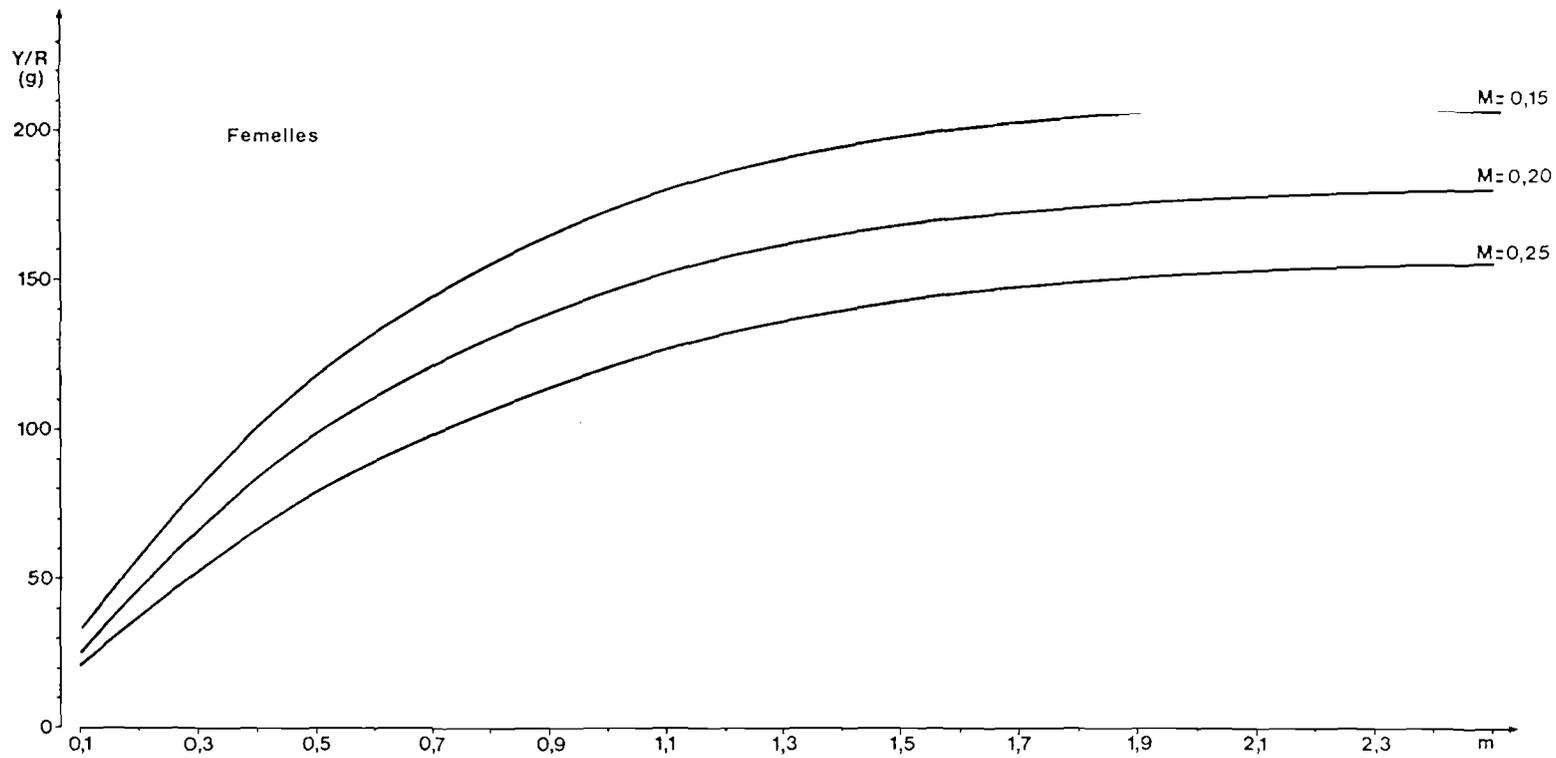


FIGURE 45. - FEMELLES. COURBES DE RENDEMENT PAR RECRUE.

Nous avons admis que le sex-ratio était équilibré au moment du recrutement, et donc qu'il y avait autant de recrues mâles que de recrues femelles.

Avec cette hypothèse, pour chaque valeur du coefficient multiplicateur de l'effort de pêche (m), la production moyenne par recrue est la moyenne arithmétique des rendements par recrue, estimés pour le m concerné, chez les mâles (Y/R_m) et chez les femelles (Y/R_f) :

$$\overline{Y/R} = (Y/R_m + Y/R_f) / 2$$

Les rendements moyens par recrue sont représentés aux tableaux 45 et 46. Les courbes correspondantes (figure 46) indiquent qu'avec l'effort de pêche en vigueur ($m = 1,0$), la production moyenne par recrue se situe sur un "plateau", quel que soit le coefficient de mortalité naturelle.

Cette situation ne plaide pas en faveur d'une modification du régime d'exploitation actuel. La réduction de l'effort de pêche entraînerait une diminution du rendement par recrue ; son augmentation ne provoquerait qu'un gain infime ou nul.

6.3.4. CONCLUSION

La variation du rendement moyen par recrue en fonction de l'effort de pêche (figure 46) révèle qu'avec le régime d'exploitation en vigueur, on est très près du rendement par recrue maximum.

Des modifications sensibles de l'effort de pêche actuel (par exemple, plus ou moins 50 %) ne devraient avoir pour conséquences que des gains ou des pertes négligeables en terme de rendement par recrue.

Il semble difficile, même au prix d'une augmentation spectaculaire de l'effort de pêche (m égal 2,0 ou 3,0), d'aboutir à une chute de la production par recrue, et donc à une surexploitation biologique du stock.

Coefficient multiplicateur de l'effort (m)	M = 0,15			M = 0,20			M = 0,25		
	Y/Rm	Y/Rf	(Y/Rm+Y/Rf)/2	Y/Rm	Y/Rf	(Y/Rm+Y/Rf)/2	Y/Rm	Y/Rf	(Y/Rm+Y/Rf)/2
0,1	157	30,4	93,7	107	24,9	66	73,2	20,1	46,7
0,3	281	79,7	180,4	204	65,6	135	149	53,3	101
0,5	305	117	211	234	96,5	165	179	78,9	129
0,7	300	144	222	240	120	180	191	98,6	145
1,0	281	173	227	235	145	190	195	120	158
1,3	263	190	227	226	160	193	193	134	164
1,5	252	197	225	221	167	194	191	141	166
1,7	244	202	223	215	172	194	188	146	167
2,0	233	206	220	208	177	193	184	151	168
2,5	219	206	213	198	180	189	178	155	167

TABLEAU 45. - Rendement par recrue moyen (en g), pour différentes valeurs du coefficient de mortalité naturelle (M). (Le taux d'exploitation terminal chez le mâle (EI) est de 0,5).

Coefficient multiplicateur de l'effort (m)	M = 0,15			M = 0,20			M = 0,25		
	Y/Rm	Y/Rf	(Y/Rm+Y/Rf)/2	Y/Rm	Y/Rf	(Y/Rm+Y/Rf)/2	Y/Rm	Y/Rf	(Y/Rm+Y/Rf)/2
0,1	195	30,6	113	130	25,1	77,6	87,5	20,4	54
0,3	308	80,2	194	223	66,1	145	161	53,9	107
0,5	317	117	217	244	97,2	171	187	79,7	133
0,7	305	145	225	245	121	183	195	99,4	147
1,0	282	173	228	237	145	191	196	121	159
1,3	263	190	227	227	161	194	194	135	165
1,5	252	197	225	220	168	194	191	141	166
1,7	243	202	223	215	173	194	188	146	167
2,0	232	206	219	208	177	193	184	151	168
2,7	218	206	212	198	180	189	178	155	167

TABLEAU 46. - Rendement par recrue moyen (en g), pour différentes valeurs du coefficient de mortalité naturelle (M). (Le taux d'exploitation terminal chez le mâle (EI) est de 0,7).

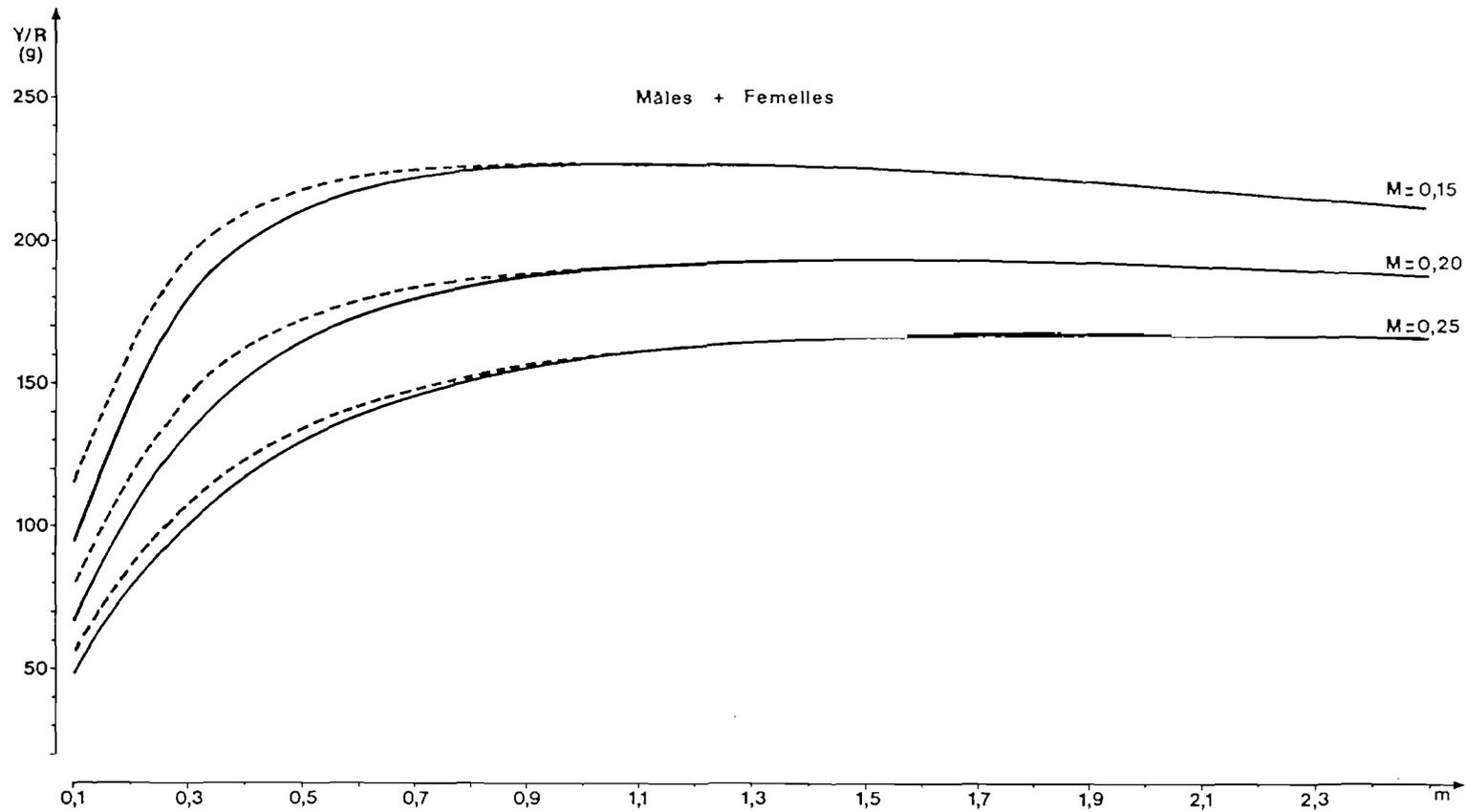


FIGURE 46. - COURBES DE RENDEMENT PAR RECRUE MOYEN.

Si une augmentation de l'effort de pêche ne peut déboucher sur une surexploitation biologique, elle peut toutefois entraîner un effondrement des p.u.e. et affecter la rentabilité des bateaux. Ceux-ci se trouveraient alors confrontés à une situation de surexploitation économique.

Corrélativement, une réduction modérée de l'effort de pêche devrait entraîner une baisse modérée des captures totales, et une augmentation également modérée des productions par bateau. En termes économiques, il y aurait donc une rente à dégager en diminuant l'effort de pêche.

A recrutement constant, il est difficile d'expliquer les fluctuations importantes qui peuvent se produire au niveau de la production.

Si on évoque les fortes productions historiques, elles peuvent avoir eu lieu à la suite de recrutements abondants. Elles peuvent également avoir été la conséquence immédiate, mais très temporaire, d'un accroissement sensible de l'effort de pêche. Elles auraient représenté alors un "retrait de stock accumulé" ("fishing-up effect", in RICKER, 1980).

6.4. PRISE EN CONSIDERATION DU TYPE DE DISTRIBUTION SPATIALE DE LA POPULATION DE LANGOUSTE ROUGE, POUR L'ESTIMATION DES PARAMETRES F ET N, ET POUR L'EVALUATION DES RENDEMENTS PAR RECRUE.

6.4.1. INTRODUCTION

Les langoustes ne sont pas réparties sur une zone de manière homogène. Leur distribution spatiale dépend, entre autres facteurs, de l'existence de gîtes et de la disponibilité des proies.

Certains types de "fonds durs" (faciès coralligène, faciès rocheux "caverneux") semblent présenter les qualités requises, et sont des aires de concentrations, recherchées par les pêcheurs.

Au sein d'un même secteur, les langoustes sont distribuées "en taches" (distribution "sur-dispersée", ou "contagieuse") ; et d'un secteur à l'autre, les échanges semblent limités. En effet, à quelques exceptions près, les individus marqués-recapturés ont tous été repris dans le secteur où ils avaient été libérés, parfois plusieurs années auparavant (au maximum 4 ans).

Le cloisonnement du stock en sous-stocks, résultant du grégarisme et de la sédentarité relative des langoustes rouges, pose le problème de la légitimité du traitement "en commun" des vecteurs de prises des différents secteurs.

En d'autres termes, les estimations qui ont été faites, pour l'ensemble de la Corse, à partir du vecteur des prises agrégées, sont-elles du même ordre de grandeur que celles qui auraient été obtenues à partir des vecteurs de prises des différents secteurs ?

Cela revient à vérifier les relations suivantes, quelque soit le nombre de secteurs (n) :

$$F \approx \left(\sum_{i=1}^n F_i \right) / n ,$$

ou en pondérant par l'abondance :

$$F \approx \left(\frac{\sum_{i=1}^n F_i N_i}{\sum_{i=1}^n N_i} \right) ,$$

ainsi que :

$$N \approx \sum_{i=1}^n N_i ,$$

et :

$$Y/R \approx \left(\frac{\sum_{i=1}^n Y/R_i}{n} \right) .$$

F , N , Y/R , sont les estimations obtenues à partir du vecteur des prises agrégées ; F_i , N_i , Y/R_i , sont celles qui ont été faites par secteurs.

La comparaison des deux types d'estimation (avec données séparées par secteurs, et avec données agrégées) a été faite en considérant deux secteurs ($n = 2$) : la côte orientale (A), et les Bouches-de-Bonifacio (B).

Les vecteurs des captures par classes de taille, de (A), de (B), et de leur ensemble (A,B), sont représentés pour chacun des sexes sur la figure 47.

Les valeurs des coefficients de mortalité par pêche et de l'abondance pour chaque classe de longueur céphalothoracique, ainsi que les rendements par recrue correspondant à différents niveaux de l'effort de pêche, ont été estimés par les méthodes décrites précédemment. On a supposé que les valeurs du coefficient de mortalité naturelle, et du taux d'exploitation terminal chez les mâles, étaient respectivement égales à 0,2 et 0,5.

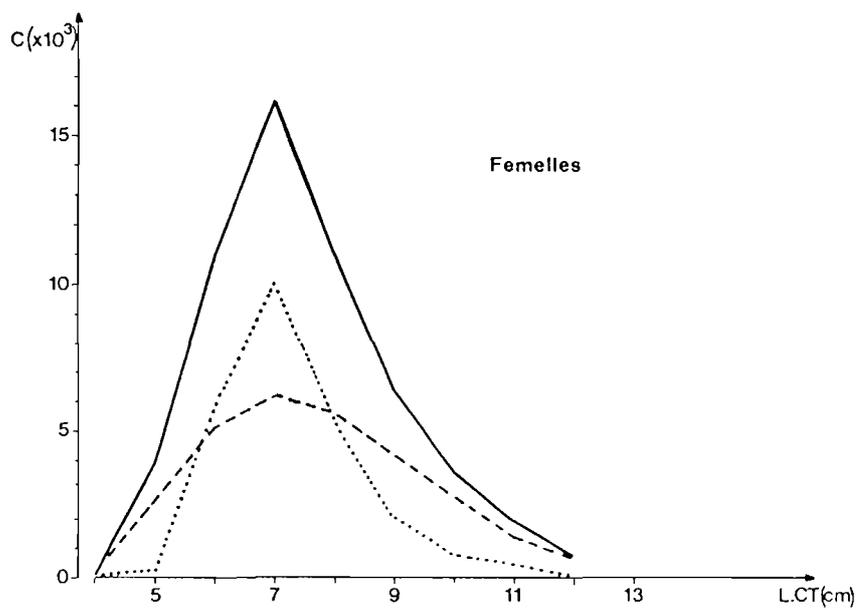
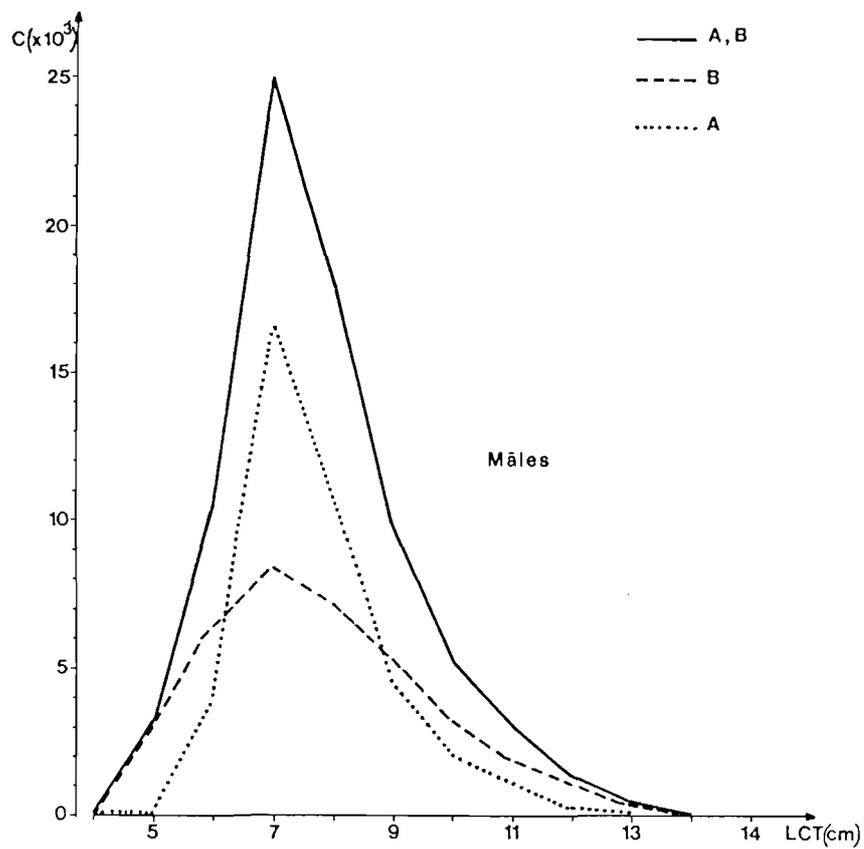


FIGURE 47. - STRUCTURE EN CLASSES DE TAILLE DES CAPTURES MOYENNES ANNUELLES (ANNEES 1983 ET 1984) DANS LES SECTEURS, A (COTE ORIENTALE), B (BOUCHES-DE-BONIFACIO), ET LEUR ENSEMBLE (A,B).

6.4.2. ESTIMATION DU COEFFICIENT DE MORTALITE PAR PECHE POUR LE SECTEUR (A,B)

Les valeurs du coefficient instantané de mortalité par pêche, des mâles et des femelles, ont été estimées, pour l'ensemble "côte orientale + Bouches-de-Bonifacio", selon les trois méthodes suivantes :

- par l'analyse des données de (A) et de (B) regroupées :

$$F(A,B) = F(A + B) \quad .$$

- à partir des valeurs de F estimées dans chacun des deux secteurs (A) et (B), en calculant un coefficient F moyen, indépendant de l'abondance :

$$F(A,B) = (FA + FB) / 2 \quad .$$

- à partir de FA et de FB, en pondérant par l'abondance :

$$F(A,B) = (FANA + FB NB) / (NA + NB) \quad .$$

Ces trois séries d'estimations de F(A,B) en fonction de la longueur céphalothoracique sont données aux tableaux 47A et 47B, et représentées à la figure 48.

Chez les mâles, la concordance entre les 3 séries de F(A,B) est satisfaisante pour les individus de tailles inférieures ou égales à 11 cm de longueur céphalothoracique.

Pour les femelles, la correspondance est presque parfaite.

L'harmonie des résultats des 3 modes de calcul de F(A,B) est encore soulignée si l'on considère, pour chacune des séries, le coefficient de mortalité par pêche moyen, $\bar{F}(A,B)$, estimé selon la formule (4).

Quelque soit la méthode utilisée, les estimations sont identiques, en arrondissant à la deuxième décimale (tableau 48).

LCT cm	F(A+B)	(FA+FB)/2	(FANA+FBNB)/(NA+NB)
5	0,046	0,046	0,046
6	0,164	0,163	0,162
7	0,504	0,499	0,506
8	0,570	0,590	0,574
9	0,514	0,528	0,501
10	0,481	0,483	0,456
11	0,539	0,553	0,494
12	0,585	0,444	0,468
13	0,693	0,280	0,240

TABLEAU 47A. - Mâles. Estimation de F(A,B) en fonction de LCT.
 Comparaison de 3 modes de calcul.
 (M = 0,2 ; EI = 0,5)

LCT cm	F(A+B)	(FA+FB)/2	(FANA+FBNB)/(NA+NB)
4	0,005	0,005	0,005
5	0,038	0,038	0,038
6	0,154	0,153	0,153
7	0,273	0,271	0,271
8	0,237	0,233	0,232
9	0,176	0,170	0,173
10	0,127	0,128	0,128
11	0,086	0,095	0,087
12	0,030	0,047	0,035

TABLEAU 47B. - Femelles. Estimation de F(A,B) en fonction de LCT.
 Comparaison de 3 modes de calcul.
 (M = 0,2 ; EIm = 0,5).

$\hat{F}(A,B)$	MALES	FEMELLES
F(A+B)	0,287	0,115
(FA+FB)/2	0,290	0,115
(FANA + FBNB)/(NA + NB)	0,286	0,115

TABLEAU 48. - Coefficients moyens de mortalité par pêche pour un
 secteur (A,B). Comparaison des résultats de 3 modes
 de calcul. (M = 0,2 ; EIm = 0,5).

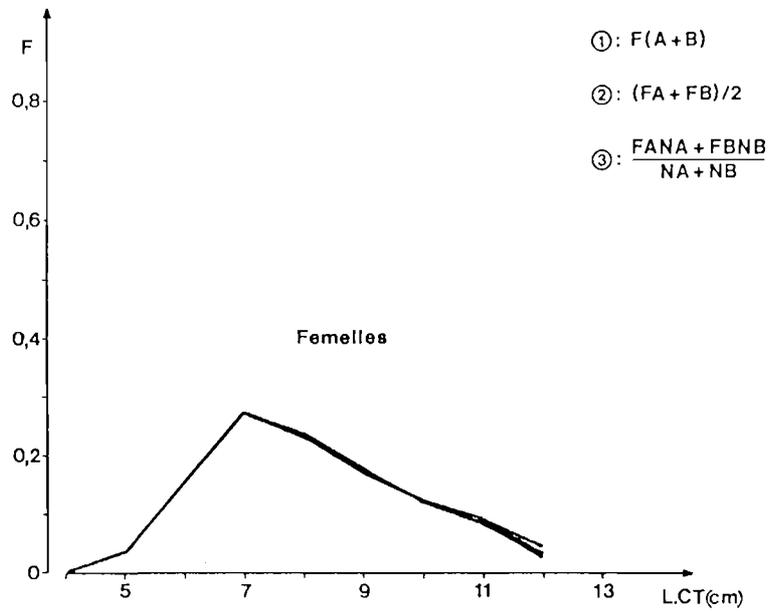
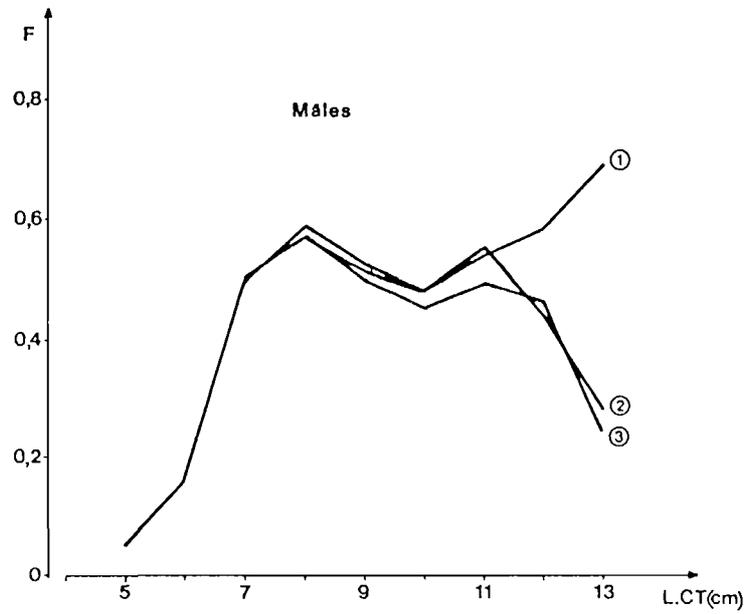


FIGURE 48. - ESTIMATION DE F DANS UN SUPER-SECTEUR (A,B) SELON LES TROIS METHODES (1, 2, 3).

6.4.3. ESTIMATION DE L'ABONDANCE POUR LE SECTEUR (A,B)

Le nombre d'individus par classes de taille, dans le secteur (A,B) a été estimé :

- par le traitement des données agrégées :

$$N(A,B) = N(A + B) \quad .$$

- en sommant les effectifs obtenus séparément pour (A) et pour (B) :

$$N(A,B) = N_A + N_B \quad .$$

Les résultats de ces deux modes de calcul sont présentés au tableau 49.

Le regroupement des données de (A) et de (B), et leur traitement en commun, conduisent à une légère sous-estimation des effectifs. Au niveau du recrutement, cette sous-estimation n'est que de 1 % .

6.4.4. ESTIMATION DES RENDEMENTS PAR RECRUE DANS LE SECTEUR (A,B)

Les rendements par recrue pour différents régimes d'exploitation ont été estimés, pour les mâles et pour les femelles, selon les deux méthodes suivantes :

- à partir des données agrégées :

$$Y/R (A,B) = Y/R (A + B) \quad .$$

- en calculant un rendement par recrue moyen, à partir des productions par recrue estimées par secteur :

LCT cm	MALES		FEMELLES	
	N(A + B)	NA + NB	N(A + B)	NA + NB
4	143 336,2	144 871,3	143 336,2	144 871,3
5	128 259,2	129 634,9	127 240,1	128 606,4
6	110 759,6	111 981,3	108 864,1	110 064,4
7	87 237,8	88 309,8	83 581,8	84 610,6
8	52 255,7	53 192,3	55 420,0	56 285,9
9	27 832,0	28 638,3	35 183,1	35 885,6
10	14 285,6	14 955,0	21 612,3	22 155,7
11	6 809,8	7 346,9	12 302,2	12 694,3
12	2 601,4	3 013,7	5 899,6	6 139,7
13	727,0	1 019,5	-	-

TABLEAU 49. - Estimation de N(A,B), en fonction de LCT. Comparaison des résultats des 2 modes de calcul.

$$Y/R (A,B) = (Y/RA + Y/RB) / 2 \quad .$$

Les deux méthodes d'estimation donnent des résultats du même ordre de grandeur (tableaux 50A et 50B, figure 49).

On note toutefois que, pour des coefficients multiplicateurs de l'effort inférieurs à 1,0, les valeurs de $Y/R (A + B)$ sont légèrement plus élevées chez les mâles.

Par ailleurs, le schéma de variation du rendement par recrue en fonction de l'effort de pêche pour le secteur (A,B), est conforme à celui qui a été trouvé pour l'ensemble de la Corse.

Ceci suggérerait qu'il n'y aurait pas d'un secteur à l'autre de l'Ile, des différences sensibles dans les compositions en classes de taille des captures, ainsi que dans les valeurs des coefficients de mortalité par pêche.

6.4.5. DISCUSSION DES RESULTATS

Les résultats obtenus à partir des deux secteurs, la côte orientale et les Bouches-de-Bonifacio, peuvent être théoriquement extrapolés à l'ensemble des secteurs de la Corse.

En principe, le rassemblement des données de captures estompe les effets possibles de la distribution sur-dispersée des langoustes dans le milieu, et ne permet pas de faire ressortir, au niveau des rendements par recrue, des différences qui existeraient, entre secteurs, dans la structure démographique et (ou) la densité.

Les biais induits dans les estimations des paramètres F et N apparaissent cependant négligeables ; et les valeurs du rendement par recrue pour différents niveaux de l'effort de pêche sont pratiquement analogues quelque soit la méthode de traitement utilisée (à partir du vecteur de prises agrégées, (A + B), ou à partir des vecteurs de prises de chacun des deux secteurs, (A) et (B)).

Il semble que le mode de dispersion spatiale particulier des individus du stock n'impose pas un traitement séparé des vecteurs

Coefficient multiplicateur (m)	Y/R (A)	Y/R (B)	$[Y/R(A)+Y/R(B)]/2$	Y/R(A+B)
0,1	117	94,1	106	122
0,3	212	188	200	219
0,5	235	223	229	241
0,7	236	233	235	241
1,0	228	231	230	231
1,3	219	223	221	221
1,5	213	216	215	214
1,7	209	210	210	209
2,0	203	202	203	201
2,5	196	190	194	192

TABLERAU 50A. - Mâles. Rendements par recrue dans un supersecteur (A,B).
 Estimations moyennes à partir des résultats obtenus dans les secteurs (A) et (B) et estimations directes à partir des données agrégées de (A) et de (B). (Les calculs ont été faits avec $M = 0,2$ et $EI = 0,5$).

Coefficient multiplicateur (m)	Y/R (A)	Y/R (B)	[Y/R(A)+Y/R(B)]/2	Y/R(A+B)
0,1	19,8	38,5	29,2	27,8
0,3	53,4	94,5	74	72,2
0,5	80,3	131	106	105
0,7	102	154	128	128
1,0	126	174	150	152
1,3	142	184	163	166
1,5	151	186	169	172
1,7	157	187	172	175
2,0	164	187	176	178
2,5	170	184	177	179

TABLERAU 50B. - Femelles. Rendements par recrue dans un supersecteur (A,B). Estimations moyennes à partir des résultats obtenus dans les secteurs (A) et (B) et estimations directes à partir des données agrégées de (A) et de (B). (Les calculs ont été faits avec $M = 0,2$ et $E_{Im} = 0,5$).

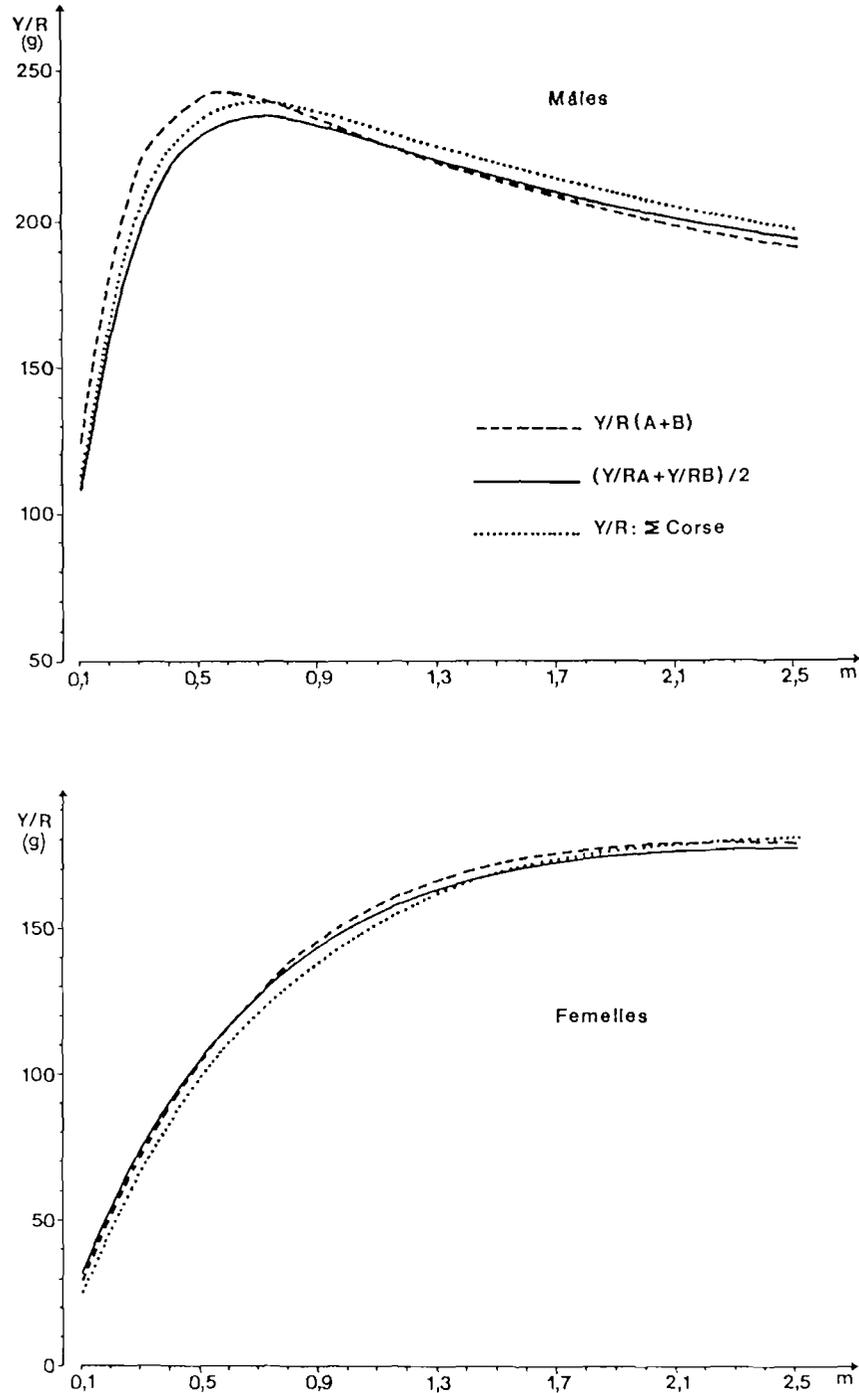


FIGURE 49. - COURBES DE RENDEMENT PAR RECRUE DANS UN SUPER-SECTEUR (A,B) OBTENUES SELON DEUX METHODES (TRAIT CONTINU ET TIRETS). Les courbes de Y/R pour l'ensemble de la Corse sont en pointillés.

de prises par secteurs.

On peut admettre que le regroupement des captures sectorielles, et leur traitement en commun sont légitimes.

6.5. FECONDITE PAR RECRUE

6.5.1. INTRODUCTION

La fécondité individuelle, exprimée chez les langoustes en nombre d'oeufs, augmente avec la taille.

Chez Palinurus elephas de Corse, le nombre d'oeufs, NBO, serait, d'après CAMPILLO et AMADEI (1978), lié à la longueur céphalothoracique, LCT (exprimée en mm), par la relation linéaire :

$$NBO = 3\ 033\ LCT - 229\ 809$$

La fécondité absolue d'une cohorte est la somme des fécondités individuelles théoriques. Bien que toutes les femelles adultes ne participent pas régulièrement au processus de reproduction, l'expression la plus commune de la fécondité absolue de la cohorte est la biomasse de l'ensemble de ses femelles matures. Cette valeur de la biomasse féconde est une mesure du potentiel reproducteur de la cohorte, sous le régime d'exploitation en vigueur.

L'augmentation de la proportion de femelles matures avec la taille est décrite par une courbe logistique. La fécondité absolue de la cohorte, qui est proportionnelle à l'évolution de sa maturité et à son poids, est calculée à partir de cette expression de l'évolution de la maturité sexuelle, ainsi que de la relation taille - poids.

En suivant le même raisonnement que pour la production, la fécondité absolue est généralement ramenée à une recrue.

Une estimation intéressante est la fécondité par recrue relative ; elle permet d'exprimer la fécondité par recrue par rapport à la fécondité du "stock vierge", qui est celle qui existait théoriquement à l'origine, en l'absence de toute forme d'exploitation.

6.5.2. METHODE DE TRAITEMENT DES DONNEES

La formule de base est donnée par LAUREC et LEGUEN (1981). Elle est établie d'après les premiers calculs de SUDA (cités par LAUREC et LE GUEN).

Dans l'intervalle (t_x, t_{x+1}) , la fécondité absolue, Fec_x , est l'intégrale de la biomasse des individus féconds. Si le coefficient O_x est la proportion moyenne de femelles matures dans l'intervalle de temps, on a la relation :

$$Fec_x = O_x \int_{t_x}^{t_{x+1}} N(t) W(t) dt$$

La fécondité absolue de la cohorte est alors :

$$BF = \sum_x Fec_x$$

et la fécondité par recrue est :

$$FR = BF/R$$

Les calculs de fécondité par recrue ont été réalisés à l'aide du programme "JONYFEC". Dans ce programme, la phase recrutée est découpée en classes de taille (l_x, l_{x+1}) , de pas DL , et donc en intervalles de temps (t_x, t_{x+1}) croissant avec la taille.

A partir de la relation "proportion de femelles matures - tailles" et de la relation "taille - poids", le programme calcule l'intégrale de la biomasse féconde pour les intervalles (t_x, t_{x+1}) successifs, correspondant aux classes de tailles (l_x, l_{x+1}) croissantes.

Trois valeurs du coefficient de mortalité naturelle ont été essayées ($M = 0,15 ; 0,20 ; 0,25$) ; et les valeurs, par classe de taille, de l'effectif, N_x , et du coefficient de mortalité par pêche, F_x , sont celles calculées par analyse de cohortes en mode

direct, grâce aux nombres de recrues estimés chez les mâles avec les mêmes valeurs de M et E terminal égal à 0,5.

6.5.3. ANALYSE DES RESULTATS

Les estimations de la fécondité par recrue absolue pour différentes valeurs du coefficient multiplicateur de l'effort de pêche (m) sont données au tableau 51. Elles permettent de calculer, pour chaque valeur de m, la fécondité par recrue relative :

$$FR/FR_v$$

où FR_v est la fécondité par recrue du stock "vierge" ($m = 0$).

Les fécondités par recrue relatives varient entre 0 et 1 ; elles ont été exprimées en pourcentages de la fécondité du stock vierge (tableau 52).

La diminution des fécondités par recrue avec l'augmentation de l'effort de pêche est présentée à la figure 50.

Alors que les fécondités par recrue absolues sont largement dépendantes de la mortalité naturelle, les fécondités par recrue relatives sont peu sensibles aux variations des valeurs de M, et restent du même ordre de grandeur quelle que soit la valeur du coefficient de mortalité naturelle testée.

Ainsi sous le régime d'exploitation actuellement en vigueur ($m = 1,0$), la biomasse féconde du stock représenterait de 34 à 38 % du stock "vierge".

Avec une réduction de moitié de l'effort de pêche ($m = 0,5$), la fécondité par recrue relative s'élèverait alors aux environs de 60 %.

L'intérêt de la notion de fécondité par recrue relative réside dans la référence qui est faite au stock vierge, et dans la possibilité de mesurer les effets de l'exploitation sur la biomasse féconde.

Toutefois, chez Palinurus elephas de Corse, on ne connaît

m	M = 0,15	M = 0,20	M = 0,25
0,0	4 100	2 380	1 490
0,3	2 950	1 740	1 110
0,5	2 380	1 410	913
0,8	1 730	1 040	689
1,0	1 400	857	573
1,5	837	530	369
2,0	508	335	243
2,5	313	216	164

TABLEAU 51. - Femelles. Fécondité par recrue absolue (en g) pour différentes valeurs du coefficient multiplicateur de l'effort de pêche (m), avec trois valeurs possibles du coefficient de mortalité naturelle (M).

m	M = 0,15	M = 0,20	M = 0,25
0,0	100	100	100
0,3	72	73	75
0,5	58	59	61
0,8	42	44	46
1,0	34	36	38
1,5	20	22	25
2,0	12	14	16
2,5	8	9	11

TABLEAU 52. - Femelles. Fécondité par recrue relative (en pourcentages), pour différentes valeurs du coefficient multiplicateur de l'effort de pêche (m), avec trois valeurs possibles du coefficient de mortalité naturelle (M).

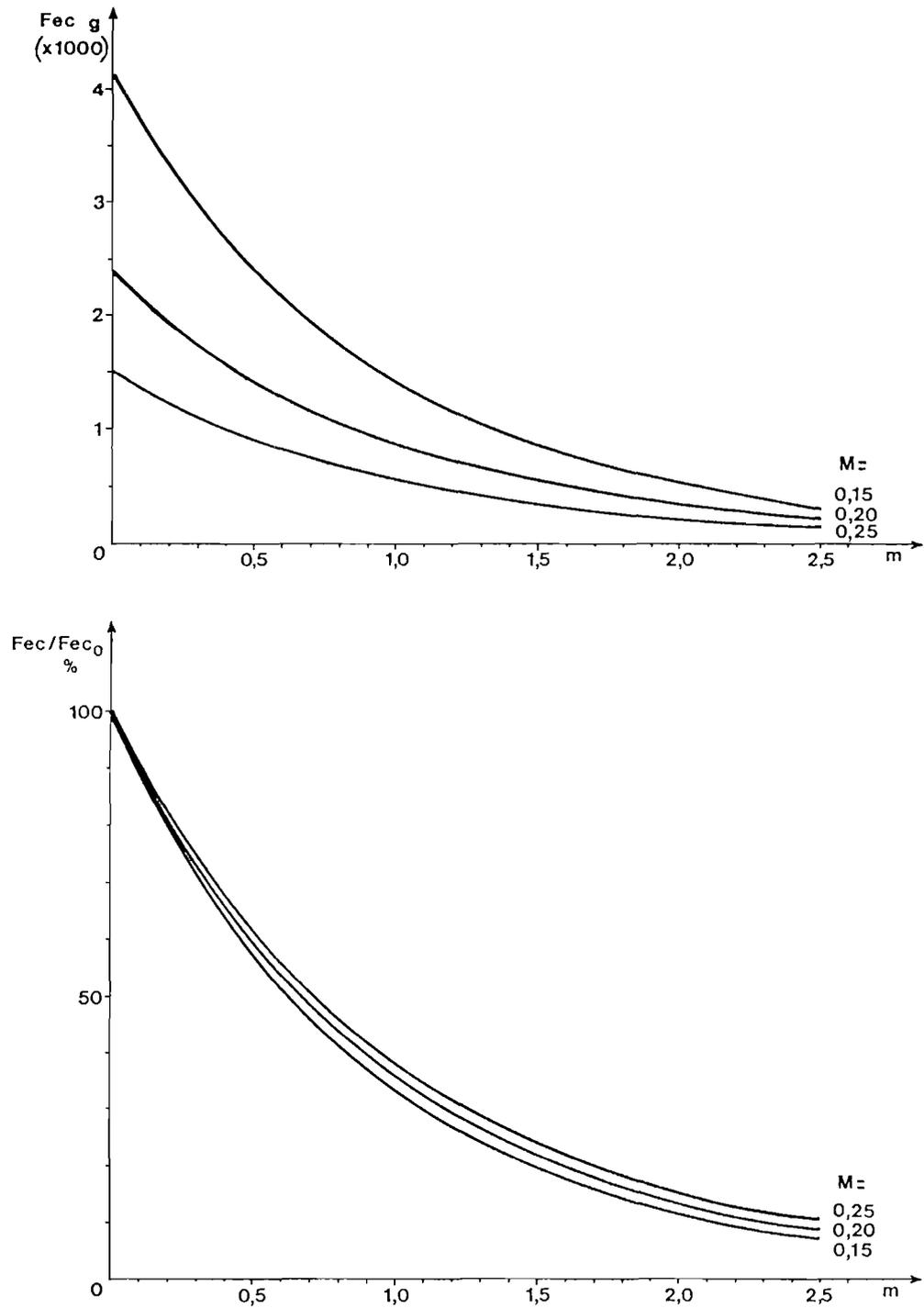


FIGURE 50. - VARIATION DE LA FECONDITE PAR RECRUE (Fec) ET DE LA FECONDITE PAR RECRUE RELATIVE (Fec / Fec0) EN FONCTION DU COEFFICIENT MULTIPLICATEUR DE L'EFFORT DE PECHE (m), POUR DIFFERENTES VALEURS DE M.

pas la relation stock - recrutement, et on ignore par conséquent le seuil critique de la biomasse féconde, au-delà duquel le recrutement est affecté par la taille du stock parental.

Ce qui semble cependant vraisemblable, eu égard à la forme des courbes de rendement par recrue, c'est que l'état actuel de la biomasse féconde (34 - 38 % de celle du stock "vierge") apparaît satisfaisant pour préserver le pouvoir reproducteur du stock.

Par ailleurs, étant donnée la capturabilité réduite des femelles matures, et compte tenu de la durée de la vie larvaire pélagique, il ne semble pas probable que la taille du stock de géniteurs soit l'élément primordial dans le déterminisme du recrutement.

6.5.4. CONCLUSION

Même dans l'ignorance de la relation stock - recrutement, une amélioration de la fécondité par recrue peut être une sécurité pour garantir la conservation de la ressource.

Compte tenu du profil de la courbe de rendement par recrue, une réduction d'effort modéré, qui entraînerait peu de pertes, voire quelques gains, en terme de Y/R , pourrait augmenter la fécondité par recrue, en même temps qu'elle produirait une rente économique.

Une amélioration de la biomasse féconde pourrait également être, en principe, obtenue en relevant de quelques centimètres la taille "marchande" (taille légale minimale).

Pour la langouste de Méditerranée, celle-ci est actuellement fixée à 18 cm de longueur totale (67 mm de LCT ; 210 g). Alors que nous avons établi que, chez la femelle, la taille moyenne de 1ère ponte était de 86 mm de LCT (24 cm de longueur totale).

On sait qu'une mesure sur la taille "marchande" exige, pour être efficace, un contrôle assidu aux points de débarquement et de vente. Ce qui est la plupart du temps difficile à réaliser et très coûteux.

Même si ce type de mesure ne peut avoir toute l'efficacité souhaitée, tendre progressivement, pour la langouste rouge de Méditerranée, vers une taille "marchande" de 24 cm (longueur totale) peut être un objectif qui aurait au moins l'avantage de faire reposer un règlement de pêche sur un argument biologique.

7. ETUDE DE LA SENSIBILITE

LAUREC et MESNIL (1985a, 1985b), LAUREC (1986) proposent l'utilisation des procédés d'approximation par développements limités de TAYLOR pour étudier la sensibilité et la précision statistique des mortalités par pêche, des effectifs, et des rendements par recrue, calculés après une analyse des cohortes de JONES.

La méthode a été appliquée à l'étude du stock de langouste corse pour apprécier la fiabilité des résultats obtenus.

7.1. PRINCIPE DE LA METHODE

7.1.1. RAPPEL THEORIQUE

On envisage le cas simple d'une fonction à une seule variable, $g(x)$, définie au voisinage de $x = x_0$.

Cette fonction peut être approchée, quand x tend vers x_0 , grâce aux développements limités.

Le développement limité d'ordre 1 de $g(x)$ en x_0 permet d'exprimer la fonction par l'équation :

$$g(x) = g(x_0) + \frac{dg}{dx}(x_0) (x - x_0) + e_1(x)$$

où $dg/dx(x_0)$ est la dérivée première de la fonction par rapport à x en x_0 , et $e_1(x)$ est un infiniment petit d'ordre 1, qui tend vers 0 quand x tend vers x_0 .

Au voisinage de x_0 , comme $e_1(x)$ est négligeable, la fonction peut être approchée par une droite d'équation :

$$g(x) \approx g(x_0) + \frac{dg}{dx}(x_0)(x - x_0)$$

De même, le développement limité d'ordre 2 de $g(x)$ en x_0 permet d'exprimer la fonction par l'équation :

$$g(x) = g(x_0) + \frac{dg}{dx}(x_0)(x - x_0) + \frac{1}{2} \frac{d^2g}{dx^2}(x_0)(x - x_0)^2 + e_2(x)$$

où d^2g/dx^2 est la dérivée seconde de la fonction par rapport à x en x_0 , et $e_2(x)$ est un infiniment petit d'ordre 2 qui tend vers 0 quand x tend vers x_0 .

Au voisinage de x_0 , $e_2(x)$ est négligeable et la fonction peut être approchée par une parabole d'équation :

$$g(x) \approx g(x_0) + \frac{dg}{dx}(x_0)(x - x_0) + \frac{1}{2} \frac{d^2g}{dx^2}(x_0)(x - x_0)^2$$

7.1.2. CALCUL DES COEFFICIENTS DE SENSIBILITE RELATIVE

Si on considère un incrément Dx de x_0 , la valeur correspondante de la fonction peut être calculée par développements limités :

- développement limité d'ordre 1 :

$$g(x_0 + Dx) = g(x_0) + \frac{dg}{dx}(x_0)Dx + e'_1(x)$$

- développement limité d'ordre 2 :

$$g(x_0 + Dx) = g(x_0) + \frac{dg}{dx}(x_0)Dx + \frac{1}{2} \frac{d^2g}{dx^2}(x_0)Dx^2 + e'_2(x)$$

7.1.2.1. COEFFICIENT DE SENSIBILITE RELATIVE D'ORDRE 1

Si $Dg(x) = g(x_0 + Dx) - g(x_0)$,

on a : $Dg(x) \approx \frac{dg}{dx}(x_0)Dx$.

La variation relative de la fonction peut être notée :

$$\frac{Dg(x)}{g(x_0)} \approx \frac{x_0}{g(x_0)} \frac{dg}{dx}(x_0) \frac{Dx}{x_0}$$

Le coefficient de sensibilité relative d'ordre 1 est :

$$Ax(x_0) = \frac{x_0}{g(x_0)} \frac{dg}{dx}$$

7.1.2.2. COEFFICIENT DE SENSIBILITE RELATIVE D'ORDRE 2

En suivant la même démarche que précédemment, on obtient :

$$Axx(x_0) = \frac{1}{2} \frac{x_0^2}{g(x_0)} \frac{d^2g}{dx^2}(x_0)$$

7.1.3. CALCUL DES ERREURS RELATIVES

L'effet sur la fonction $g(x)$ d'une erreur relative en x est estimé après un développement limité d'ordre 2. En introduisant les coefficients de sensibilité de la fonction par rapport à x , on a la relation :

$$\frac{Dg(x)}{g(x_0)} \approx Ax(x_0) \frac{Dx}{x_0} + Axx(x_0) \left[\frac{Dx}{x_0} \right]^2$$

7.1.4. CALCUL DES VARIANCES

En approchant $g(x)$ par son développement limité d'ordre 1, on obtient une fonction polynôme de degré 1, de la forme :

$$g(x) = ax + b .$$

La variance de cette fonction est :

$$\text{Var}(g) = a^2 \text{Var}(x) .$$

Ainsi, grâce aux développements limités, il est possible, quand on dispose des dérivées premières, d'avoir une première approximation des variances.

L'expression de la variance est :

$$\text{Var}(g) \approx \left[\frac{dg}{dx} (x_0) \right]^2 \text{Var}(x) .$$

En introduisant $Ax(x_0)$, elle devient :

$$\text{Var}(g) \approx \frac{g^2(x_0)}{x_0^2} Ax^2(x_0) \text{Var}(x) .$$

Enfin, la variance relative est donnée par la formule :

$$\frac{\text{Var}(g)}{g(x_0)} \approx Ax(x_0)^2 \frac{\text{Var}(x)}{x_0^2} .$$

7.1.5. CALCUL DES BIAIS

Le développement limité d'ordre 2 de $g(x)$ par rapport à x en x_0 est :

$$g(x) = g(x_0) + \frac{dg}{dx}(x_0)(x - x_0) + \frac{1}{2} \frac{d^2g}{dx^2}(x_0)(x - x_0)^2 + e_2(x) .$$

L'espérance de $g(x)$ est :

$$E(g) \approx g(x_0) + 0 + \frac{1}{2} \frac{d^2g}{dx^2}(x_0) \text{Var}(x) .$$

Le biais est donné par la formule :

$$E(g) - g(x_0) \approx \frac{1}{2} \frac{d^2g}{dx^2}(x_0) \text{Var}(x) .$$

En introduisant le coefficient de sensibilité d'ordre 2, l'expression du biais est :

$$E(g) - g(x_0) \approx \frac{g(x_0)}{x_0^2} A_{xx}(x_0) \text{Var}(x) .$$

Le biais relatif est :

$$\frac{E(g) - g(x_0)}{g(x_0)} \approx A_{xx}(x_0) \frac{\text{Var}(x)}{x_0^2} .$$

On note que l'estimation du biais exige un développement limité d'ordre 2. En effet, quand x tend vers x_0 , le terme d'ordre 1 du développement limité s'annule ; et si on néglige le terme d'ordre 2, on obtient une estimation fautive du biais, qui se limite à la valeur de l'infiniment petit d'ordre 1.

7.1.6. GENERALISATION AUX FONCTIONS A PLUSIEURS VARIABLES

Les expressions précédentes peuvent être étendues aux fonctions dépendant de plusieurs paramètres, $G(x, w, v, u, \dots)$, qui sont des cas fréquents en dynamique des populations.

En plus des coefficients de sensibilité relative, d'ordres 1 et 2, de la fonction par rapport à chacun des paramètres, on

utilise un coefficient de cosensibilité relative, associé à un couple de paramètres.

Ainsi, par exemple, le coefficient de cosensibilité relative de G par rapport à x et v , en x_0 et v_0 , est :

$$A_{x,v}(x_0, v_0) = \frac{x_0 v_0}{G(x_0, v_0)} \frac{d^2 G}{dx dv} (x_0, v_0) .$$

Dans ces conditions, l'effet sur la fonction d'incrémentés simultanés sur x et sur v est estimé par l'expression :

$$\begin{aligned} \frac{DG(x, v)}{G(x_0, v_0)} &\approx A_x(x_0) \frac{Dx}{x_0} + A_v(v_0) \frac{Dv}{v_0} + A_{xx}(x_0) \left[\frac{Dx}{x_0} \right]^2 + A_{vv}(v_0) \left[\frac{Dv}{v_0} \right]^2 \\ &+ A_{x,v}(x_0, v_0) \frac{DxDv}{x_0 v_0} . \end{aligned}$$

La variance relative, liée aux paramètres, peut être approchée par l'expression :

$$\frac{\text{Var}(G)}{G^2} \approx A_x(x_0)^2 \frac{\text{Var}(x)}{x_0^2} + A_v(v_0)^2 \frac{\text{Var}(v)}{v_0^2} + A_x(x_0)A_v(v_0) \frac{2\text{Cov}(x, v)}{x_0 v_0}$$

Enfin, l'expression du biais relatif, lié à x et v , est :

$$\begin{aligned} \frac{E(G) - G(x_0, v_0)}{G(x_0, v_0)} &\approx A_{xx}(x_0) \frac{\text{Var}(x)}{x_0^2} + A_{vv}(v_0) \frac{\text{Var}(v)}{v_0^2} \\ &+ A_{x,v}(x_0, v_0) \frac{\text{Cov}(x, v)}{x_0 v_0} . \end{aligned}$$

7.2. UTILISATION DE LA METHODE

Les formules nécessaires à la réalisation des analyses de sensibilité, et notamment les calculs des dérivées, premières et secondes, sont explicitées dans le détail par LAUREC et MESNIL (1985a, 1985b).

Ces formules, relativement complexes, sont programmées dans le programme "SENSIBJO" de LAUREC (1985, communication

personnelle).

"SENSIBJO" permet de réaliser des études de sensibilité après une analyse des cohortes de JONES, effectuée par rétrocalcul.

7.2.1. APPLICATION A L'ETUDE DU STOCK DE LANGOUSTE

Le programme "SENSIBJO" n'a donc pu être appliqué qu'au traitement des données obtenues chez les langoustes mâles. Ceci est un inconvénient mineur, puisque les mâles représentent plus de 58 % des captures en poids de Palinurus elephas.

L'étude a été conduite en supposant les paramètres M et E terminal respectivement égaux à 0,2 et 0,5.

7.2.2. SENSIBILITE DES MORTALITES PAR PECHE ET DES EFFECTIFS

Les coefficients des sensibilités relatives d'ordres 1 et 2 par rapport aux paramètres K, L_{∞} , M, E terminal, ainsi que les coefficients de cosensibilité relative par rapport aux couples (K, L_{∞}) et (K,M), sont calculés par "SENSIBJO" sur les effectifs et sur les mortalités par pêche. Les résultats sont présentés en annexe (XXVII et XXVIII).

Les coefficients de sensibilité relative du 1er ordre des effectifs par rapport à K et à M sont égaux en valeur absolue, et de signes contraires (annexe XXVII) ; ceci parce que ces deux paramètres apparaissent dans les formules sous la forme du rapport M/K.

On remarque, par ailleurs, que les coefficients de sensibilité d'ordre 1 et de cosensibilité de F, par rapport à L_{∞} et à (K, L_{∞}) augmentent de manière appréciable à partir de 9 cm de LCT, quand on approche de la taille asymptotique de 16,6 cm (annexe XXVIII).

7.2.2.1. EFFETS DES ERREURS RELATIVES DE K , L_{∞} , M , E_T , SUR LES EFFECTIFS (N) ET LES MORTALITES PAR PECHE (F)

On a choisi comme effectif et mortalité par pêche de référence, ceux correspondant à la classe de taille de 10 cm de LCT.

Les réponses de N et F aux variations des paramètres K , L_{∞} , M et E_T ont été estimées après développements limités d'ordre 2. Les résultats sont présentés aux tableaux 53 et 54.

Les effectifs sont surtout sensibles aux erreurs sur L_{∞} (figure 51), quand les variations de ce paramètre sont négatives. Ainsi, un incrément de L_{∞} de - 20 % entraîne une augmentation de l'effectif de référence de près de 44 % ; alors qu'une variation de L_{∞} de même valeur absolue mais de signe contraire (+ 20 %) conduit à un effectif pratiquement inchangé (+ 0,44 %). On retrouve la même tendance avec des incréments relatifs de L_{∞} plus faibles (- 10 % et + 10 %).

Les mortalités par pêche sont surtout sensibles aux erreurs sur l'estimation des paramètres de croissance, K et L_{∞} (figure 51). Quant à leur sensibilité aux erreurs sur le coefficient de mortalité naturelle, M , elle est faible pour des variations modérées de ce paramètre.

On note, par ailleurs, que les modifications de la valeur de F correspondant à des incréments relatifs de K , L_{∞} , et M , de même valeur absolue et de signes contraires, sont pratiquement "symétriques".

Enfin, les mortalités par pêche comme les effectifs sont peu sensibles à des erreurs sur le taux d'exploitation terminal (E_T).

7.2.2.2. EFFETS DES INCERTITUDES SUR LES PARAMETRES DE CROISSANCE. INFERENCES SUR LES MORTALITES PAR PECHE

Les valeurs de K et L_{∞} , obtenues à partir du programme BGC4, sont des estimations des valeurs moyennes des paramètres de

	K	L_{ω}	M	E_T	N	$\left[\frac{N_{z2}}{N_{z1}} - 1 \right] 100$
Référence	0,1510	16,60	0,20	0,50	63 372,31	0
K - 30 %	0,1057	16,60	0,20	0,50	71 413,96	12,69
K - 20 %	0,1208	"	"	"	68 222,36	7,65
K - 10 %	0,1359	"	"	"	65 541,81	3,42
K + 10 %	0,1661	"	"	"	61 713,87	- 2,62
K + 20 %	0,1812	"	"	"	60 566,47	- 4,43
K + 30 %	0,1963	"	"	"	59 930,13	- 5,43
L_{ω} - 20 %	0,1510	13,28	0,20	0,50	91 044,91	43,67
L_{ω} - 10 %	"	14,94	"	"	73 714,64	16,32
L_{ω} + 10 %	"	18,26	"	"	60 017,92	- 5,29
L_{ω} + 20 %	"	19,92	"	"	63 651,46	0,44
M - 50 %	0,1510	16,60	0,10	0,50	55 405,68	- 12,57
M - 25 %	"	"	0,15	"	58 988,19	- 6,92
M - 10 %	"	"	0,18	"	61 522,47	- 2,92
M + 10 %	"	"	0,22	"	65 350,41	3,12
M + 25 %	"	"	0,25	"	68 558,05	8,18
M + 50 %	"	"	0,30	"	74 545,38	17,63
E_T - 20 %	0,1510	16,60	0,20	0,40	64 581,70	1,91
E_T - 10 %	"	"	"	0,45	63 926,61	0,88
E_T + 10 %	"	"	"	0,55	62 918,79	- 0,72
E_T + 20 %	"	"	"	0,60	62 566,05	- 1,27

TABLEAU 53. - Effets des erreurs relatives de K, L_{ω} , M et E_T , sur les effectifs estimés après développements limite d'ordre 2 au voisinage de l'effectif de référence correspondant à la classe de taille 10 cm. N_{z1} es l'effectif de référence, N_{z2} celui obtenu après incremen d'un paramètre.

	K	L_{∞}	M	E_T	F	$\left[\frac{F_2}{F_1} - 1 \right] 100$
Référence	0,1510	16,60	0,20	0,50	0,47	0
K - 30 %	0,1057	16,60	0,20	0,50	0,28	- 40,43
K - 20 %	0,1208	"	"	"	0,34	- 27,66
K - 10 %	0,1359	"	"	"	0,41	- 12,77
K + 10 %	0,1661	"	"	"	0,53	12,77
K + 20 %	0,1812	"	"	"	0,59	25,53
K + 30 %	0,1963	"	"	"	0,65	38,30
L_{∞} - 20 %	0,1510	13,28	0,20	0,50	0,09	- 80,85
L_{∞} - 10 %	"	14,94	"	"	0,28	- 40,43
L_{∞} + 10 %	"	18,25	"	"	0,64	36,17
L_{∞} + 20 %	"	19,92	"	"	0,80	70,21
M - 50 %	0,1510	16,60	0,10	0,50	0,54	14,89
M - 25 %	"	"	0,15	"	0,50	6,38
M - 10 %	"	"	0,18	"	0,48	2,13
M + 10 %	"	"	0,22	"	0,45	- 4,26
M + 25 %	"	"	0,25	"	0,43	- 8,51
M + 50 %	"	"	0,30	"	0,39	- 17,02
E_T - 20 %	0,1510	16,60	0,20	0,40	0,46	- 2,13
E_T - 10 %	"	"	"	0,45	0,46	- 2,13
E_T + 10 %	"	"	"	0,55	0,47	0
E_T + 20 %	"	"	"	0,60	0,47	0

TABLEAU 54. - Effets des erreurs relatives de K, L_{∞} , M et E_T , sur les mortalités par pêche, estimés après développement limités d'ordre 2 au voisinage de la mortalité par pêche de référence, correspondant à la classe de taille 10 cm. F_1 est la mortalité par pêche de référence, F_2 celle obtenue après incrément d'un paramètre.

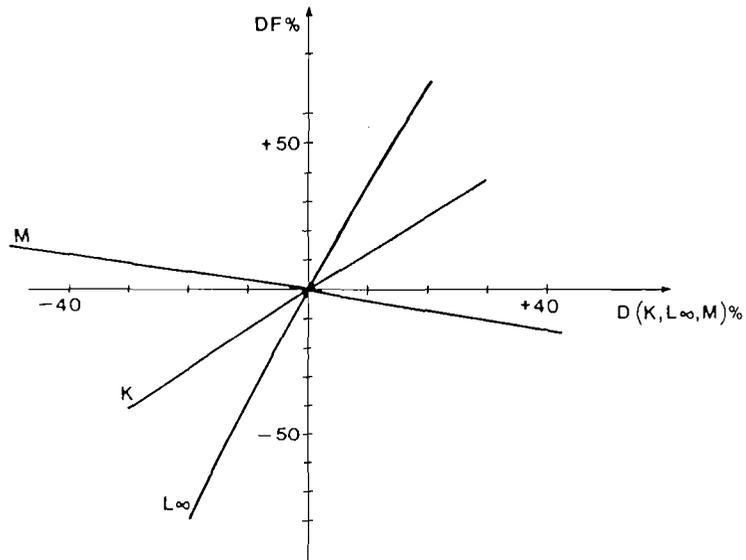
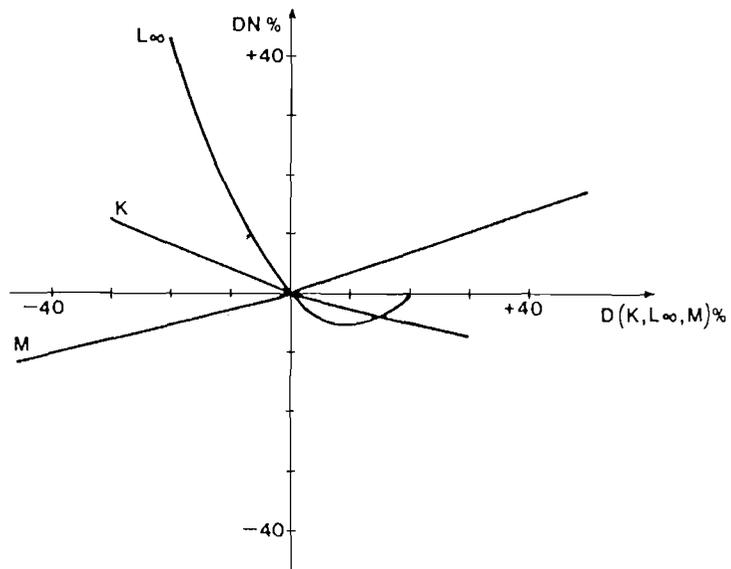


FIGURE 51. - MALES. VARIATIONS RELATIVES DES EFFECTIFS ET DES MORTALITES PAR PECHE, EN REPONSE A DES ERREURS RELATIVES DE K , L_{∞} , ET M .

croissance, pour la fraction exploitée de la population.

En utilisant ces estimateurs pour l'analyse des cohortes, on procède comme si tous les animaux avaient un schéma de croissance commun, et on néglige la variabilité individuelle de croissance, ainsi que celle liée aux erreurs d'estimation dues à l'échantillonnage.

La dispersion des estimations de K et L_{∞} autour de leurs valeurs "moyennes" (0,151 et 16,6 cm) a pu être appréciée grâce à la méthode du "Jack-knife". Cette technique a permis de disposer d'estimations des variances et covariance de K et L_{∞} .

Parmi celles-ci, nous avons retenu :

$$\text{Var}(K) = 0,00093 ; \text{Var}(L_{\infty}) = 2,4649 ;$$

$$\text{Cov}(K, L_{\infty}) = -0,230 ; \text{corrélation} = -0,480.$$

Le programme "SENSIBJO" calcule, pour chacune des classes de longueur, les variances, écarts-types, bornes de l'intervalle de confiance à 5 %, et biais, de l'estimation de F faite par analyse des cohortes (annexe XXXI).

Les variances et les biais estimés augmentent régulièrement en progressant vers les grandes tailles.

Les biais varient de -0,001 à -0,033 pour des longueurs céphalothoraciques comprises entre 5 et 13 cm. Ils sont faibles ; et les valeurs des F corrigées sont tout à fait comparables à celles des F de référence.

Par contre, en se déplaçant vers les tailles croissantes, les bornes de l'intervalle de confiance de F à 5 % s'éloignent de plus en plus, et de manière importante, des estimations de base (figure 52). Ainsi, par exemple, pour la classe de longueur 7 cm la valeur de F est de $0,449 \pm 53,5 \%$; pour la classe 11 cm, elle est de $0,466 \pm 71,7 \%$.

Cette incertitude sur les valeurs de F confirme la sensibilité de ce paramètre aux erreurs d'estimation de K et L_{∞} .

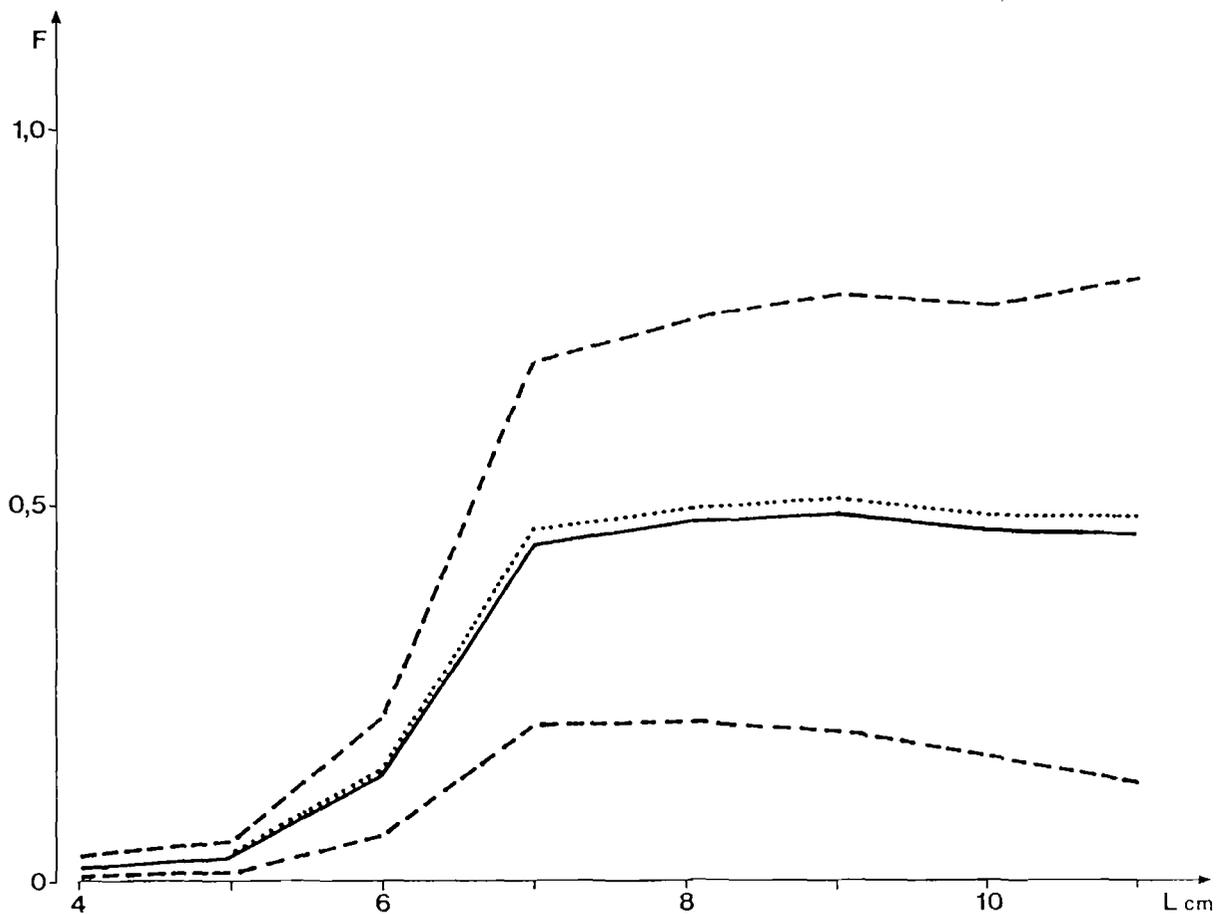


FIGURE 52. - INFERENCE SUR LES MORTALITES PAR PECHE LIEES AUX INCERTITUDES SUR LE COUPLE $(K, L\infty)$.
Tirets : limites de l'intervalle de confiance à 5 %,
pointillés : valeurs de F corrigées du biais.

7.2.2.3. EFFETS SUR LES EFFECTIFS ET LES MORTALITES PAR PECHE DES INCERTITUDES SUR LE VECTEUR DES CAPTURES

L'étude a été réalisée en considérant l'effectif total de l'échantillon de langoustes mâles ($n = 6004$), et en supposant que les contraintes de l'échantillonnage aléatoire simple avaient été respectées.

Le programme "SENSIBJD" a permis de calculer les composantes des variances sur les effectifs et sur les mortalités par pêche (variance, écart-type, coefficient de variation), ainsi que les bornes des intervalles de confiance des estimations au seuil de risque de 5 % (annexes XXIX et XXX).

Pour les effectifs, les bornes des intervalles de confiance sont celles correspondant aux effectifs médians des classes de taille (4,5 ; 5,5 ; ... 13,5 cm).

Les coefficients de variation des effectifs augmentent avec la classe de taille, et sont faibles sauf pour les dernières classes.

Cette faible variabilité des effectifs est soulignée par l'étroitesse des intervalles de confiance des effectifs médians jusqu'aux classes de taille 9 - 10 cm.

Les coefficients de variation des mortalités par pêche sont également bas, à l'exception de ceux correspondant aux deux classes de taille extrêmes (4 et 13 cm) pour lesquelles les effectifs échantillonnés sont peu importants.

La variabilité des mortalités par pêche apparaît particulièrement faible pour les classes de taille 6 à 10 cm qui englobent la majorité des captures.

Par ailleurs, des inférences sur le F moyen dans différentes plages du spectre de tailles conduisent à des intervalles de confiance étroits (tableau 55), et confirment la faible variabilité de F .

Ces résultats suggèrent que les incertitudes probables sur l'histogramme des captures n'induisent pas de grand biais dans les estimations des effectifs et des mortalités par pêche.

intervalle de LCF (cm)	F moyen	variance de F	écart-type de F	borne inf.	borne sup.
4,0 - 6,0	0,06	0,379. 10 ⁻³	0,0019	0,06	0,06
7,0 - 9,0	0,47	0,580. 10 ⁻³	0,0076	0,46	0,49
10,0 - 12,0	0,48	0,376. 10 ⁻³	0,0192	0,44	0,52

TABLERAU 55. - Inférences sur la valeur moyenne de F, pour différents intervalles de taille.
 Estimation des variances, et des bornes des intervalles de confiance au seuil de risque de 5 %.
 (M = 0,2 ; E_T = 0,5).

7.2.3. SENSIBILITE DES RENDEMENTS PAR RECRUE

Les inférences ont été réalisées sur des rendements par recrue relatifs, qui sont les rapports des rendements par recrue obtenus sous deux régimes d'exploitation, YR_2/YR_1 .

YR_1 est le rendement par recrue correspondant au régime d'exploitation actuel (coefficient multiplicateur de l'effort, m_1 , égal à 1,0). YR_2 est le rendement par recrue obtenu en modifiant l'effort de pêche ; il a été calculé avec des coefficients multiplicateurs de l'effort, m_2 , égaux à 0,5 , 0,8 , 1,2 et 1,5.

7.2.3.1. Effets des erreurs relatives de K , L_∞ , M , et E_T

On a évalué la sensibilité de YR_2/YR_1 à chacun des paramètres K , L_∞ , M et E_T , pris isolément.

Les variations des rendements par recrue relatifs, induites par des incréments de ces paramètres peuvent être approchées par développements limités d'ordre 2.

Les résultats, pour chacun des quatre rendements par recrue relatifs testés, sont présentés dans les tableaux 56 à 59.

L'analyse de ces résultats, ainsi que l'examen de la figure 53, conduisent à faire un certain nombre de remarques d'ordre général.

- Pour des mêmes erreurs relatives de K , L_∞ , M , et E_T , les variations de YR_2/YR_1 sont d'autant plus importantes que le changement de régime d'exploitation, par référence au régime actuel, est important, c'est à dire que la valeur du coefficient multiplicateur de l'effort correspondant, m_2 , s'éloigne de 1,0.

- La sensibilité des rendements par recrue relatifs aux paramètres K , L_∞ , M et E_T , est plus forte avec des simulations de réduction de l'effort de pêche (m_2 inférieur à 1,0) qu'avec des

	K	L_{∞}	M	E_T	$\frac{YR(0,5)}{YR(1,0)}$	D %
Référence	0,1510	16,60	0,20	0,50	1,011	
K - 30 %	0,1057	16,60	0,20	0,50	0,897	-11,28
K - 20 %	0,1208	"	"	"	0,940	- 7,02
K - 10 %	0,1359	"	"	"	0,978	- 3,26
K + 10 %	0,1661	"	"	"	1,041	2,97
K + 20 %	0,1812	"	"	"	1,065	5,34
K + 30 %	0,1963	"	"	"	1,086	7,41
L_{∞} - 20 %	0,1510	13,28	0,20	0,50	0,702	-30,56
L_{∞} - 10 %	"	14,94	"	"	0,883	-12,66
L_{∞} + 10 %	"	18,26	"	"	1,088	7,61
L_{∞} + 20 %	"	19,92	"	"	1,112	9,99
M - 50 %	0,1510	16,60	0,10	0,50	1,192	17,90
M - 25 %	"	"	0,15	"	1,096	8,41
M - 10 %	"	"	0,18	"	1,044	3,26
M + 10 %	"	"	0,22	"	0,981	- 2,97
M + 25 %	"	"	0,25	"	0,939	- 7,12
M + 50 %	"	"	0,30	"	0,877	-13,25
E_T - 20 %	0,1510	16,60	0,20	0,40	0,993	- 1,78
E_T - 10 %	"	"	"	0,45	1,002	- 0,89
E_T + 10 %	"	"	"	0,55	1,020	0,89
E_T + 20 %	"	"	"	0,60	1,027	1,58

TABLEAU 56. - Effets des erreurs relatives de K, L_{∞} , M, et E_T , sur les rendements par recrue relatifs.

	K	L_{ω}	M	E_{τ}	$\frac{YR(0,8)}{YR(1,0)}$	D %
Référence	0,1510	16,60	0,20	0,50	1,023	
K - 30 %	0,1057	16,60	0,20	0,50	0,984	- 3,81
K - 20 %	0,1208	"	"	"	0,999	- 2,35
K - 10 %	0,1359	"	"	"	1,012	- 1,08
K + 10 %	0,1661	"	"	"	1,032	0,88
K + 20 %	0,1812	"	"	"	1,039	1,56
K + 30 %	0,1963	"	"	"	1,045	2,15
L_{ω} - 20 %	0,1510	13,28	0,20	0,50	0,923	- 9,78
L_{ω} - 10 %	"	14,94	"	"	0,982	- 4,01
L_{ω} + 10 %	"	18,26	"	"	1,045	2,15
L_{ω} + 20 %	"	19,92	"	"	1,049	2,54
M - 50 %	0,1510	16,60	0,10	0,50	1,078	5,38
M - 25 %	"	"	0,15	"	1,049	2,54
M - 10 %	"	"	0,18	"	1,033	0,98
M + 10 %	"	"	0,22	"	1,013	- 0,98
M + 25 %	"	"	0,25	"	0,998	- 2,44
M + 50 %	"	"	0,30	"	0,976	- 4,59
E_{τ} - 20 %	0,1510	16,60	0,20	0,40	1,018	- 0,49
E_{τ} - 10 %	"	"	"	0,45	1,021	- 0,20
E_{τ} + 10 %	"	"	"	0,55	1,024	0,10
E_{τ} + 20 %	"	"	"	0,60	1,026	0,29

TABLEAU 57. - Effets des erreurs relatives de K, L_{ω} , M, et E_{τ} , sur les rendements par recrue relatifs.

	K	L_{∞}	M	E_T	$\frac{YR(1,2)}{YR(1,0)}$	D %
Référence	0,1510	16,60	0,20	0,50	0,973	
K - 30 %	0,1057	16,60	0,20	0,50	1,002	2,98
K - 20 %	0,1208	"	"	"	0,991	1,85
K - 10 %	0,1359	"	"	"	0,981	0,82
K + 10 %	0,1661	"	"	"	0,966	- 0,72
K + 20 %	0,1812	"	"	"	0,961	- 1,23
K + 30 %	0,1963	"	"	"	0,957	- 1,64
L_{∞} - 20 %	0,1510	13,28	0,20	0,50	1,044	7,30
L_{∞} - 10 %	"	14,94	"	"	1,002	2,98
L_{∞} + 10 %	"	18,26	"	"	0,958	- 1,54
L_{∞} + 20 %	"	19,92	"	"	0,957	- 1,64
M - 50 %	0,1510	16,60	0,10	0,50	0,935	- 3,91
M - 25 %	"	"	0,15	"	0,954	- 1,95
M - 10 %	"	"	0,18	"	0,966	- 0,72
M + 10 %	"	"	0,22	"	0,980	0,72
M + 25 %	"	"	0,25	"	0,991	1,85
M + 50 %	"	"	0,30	"	1,009	3,70
E_T - 20 %	0,1510	16,60	0,20	0,40	0,975	0,21
E_T - 10 %	"	"	"	0,45	0,974	0,10
E_T + 10 %	"	"	"	0,55	0,972	- 0,10
E_T + 20 %	"	"	"	0,60	0,972	- 0,10

TABLERU 58. - Effets des erreurs relatives de K, L_{∞} , M, et E_T , sur les rendements par recrue relatifs.

	K	L_{ω}	M	E_T	$\frac{YR(1,5)}{YR(1,0)}$	D %
Référence	0,1510	16,60	0,20	0,50	0,934	
K - 30 %	0,1057	16,60	0,20	0,50	0,992	6,21
K - 20 %	0,1208	"	"	"	0,970	3,85
K - 10 %	0,1359	"	"	"	0,950	1,71
K + 10 %	0,1661	"	"	"	0,920	- 1,50
K + 20 %	0,1812	"	"	"	0,910	- 2,57
K + 30 %	0,1963	"	"	"	0,903	- 3,32
L_{ω} - 20 %	0,1510	13,28	0,20	0,50	1,074	14,99
L_{ω} - 10 %	"	14,94	"	"	0,990	6,00
L_{ω} + 10 %	"	18,26	"	"	0,906	- 3,00
L_{ω} + 20 %	"	19,92	"	"	0,905	- 3,10
M - 50 %	0,1510	16,60	0,10	0,50	0,860	- 7,92
M - 25 %	"	"	0,15	"	0,897	- 3,96
M - 10 %	"	"	0,18	"	0,919	- 1,61
M + 10 %	"	"	0,22	"	0,949	1,61
M + 25 %	"	"	0,25	"	0,971	3,96
M + 50 %	"	"	0,30	"	1,009	8,03
E_T - 20 %	0,1510	16,60	0,20	0,40	0,937	0,32
E_T - 10 %	"	"	"	0,45	0,935	0,11
E_T + 10 %	"	"	"	0,55	0,932	- 0,21
E_T + 20 %	"	"	"	0,60	0,932	- 0,21

TABLEAU 59.- Effets des erreurs relatives de K, L_{ω} , M, et E_T , sur les rendements par recrue relatifs.

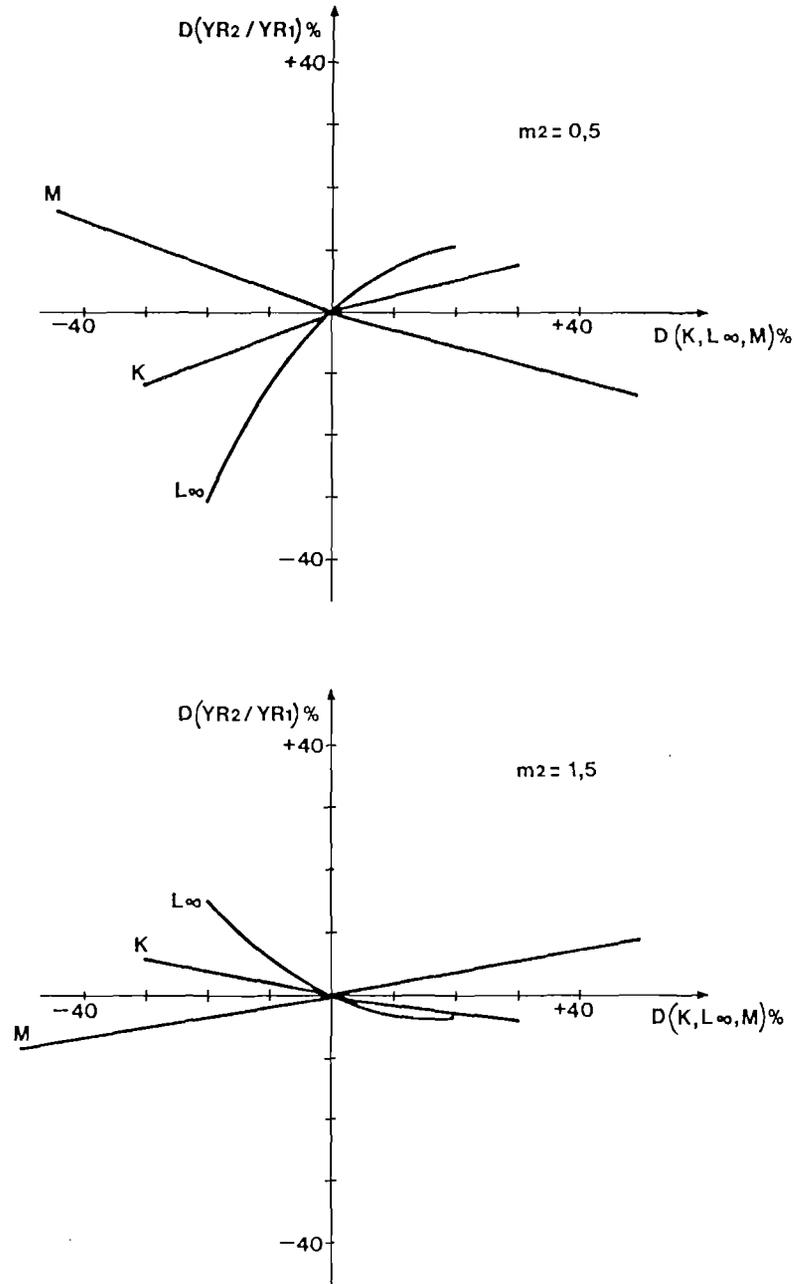


FIGURE 53. - MALES. VARIATIONS DES RENDEMENTS PAR RECRUE RELATIFS EN REPONSE A DES ERREURS RELATIVES DE K, L_∞ , ET M. YR1 est le rendement par recrue correspondant au regime de référence ($m = 1$) ; YR2 a été calculé successivement pour un coefficient m_2 égal à 0,5 et 1,5.
 $K = 0,151$; $L_\infty = 16,6$ cm ; $M = 0,2$; $ET = 0,5$.

simulations d'augmentation de celui-ci (m_2 supérieur à 1,0).

Ainsi, avec $m_2 = 0,5$, c'est à dire avec une diminution de 50 % de l'effort de pêche actuel, une erreur sur L_∞ de -20% entraîne une modification de YR_2/YR_1 de -30,6% ; par contre, avec un accroissement de l'effort de 50% ($m_2 = 1,5$), la même erreur engendre une variation YR_2/YR_1 de seulement 15,0%.

- Les rendements par recrue relatifs sont plus sensibles aux erreurs négatives qu'aux erreurs positives de K , L_∞ , M , et E_T ; ceci est surtout net pour les deux paramètres de croissance, K et L_∞ .

Ainsi, pour $m_2 = 0,8$, la valeur de YR_2/YR_1 est de 1,023. Si l'on suppose une erreur de L_∞ de - 20%, la variation de YR_2/YR_1 est de - 9,8% et sa valeur résultante de 0,923. Avec une erreur de L_∞ de même valeur absolue mais de signe contraire (+ 20%), la variation de YR_2/YR_1 n'est que de 2,5% et sa nouvelle valeur devient 1,049.

- Des mêmes erreurs de l'un des paramètres considérés (même valeur absolue, même signe) induisent des variations de signes contraires sur des rendements par recrue relatifs obtenus avec des valeurs de m_2 "symétriques" par rapport à m_1 (ainsi 0,8 et 1,2 ; 0,5 et 1,5).

Ainsi, un incrément de M de + 25% entraîne une variation de YR_2/YR_1 de - 2,4% quand $m_2 = 0,8$, et de + 1,9% quand $m_2 = 1,2$.

- Sur un rendement par recrue déterminé, des mêmes erreurs relatives de K et M engendrent des variations comparables en valeur absolue, mais de signes contraires. Ceci, sans doute, en raison de l'"intervention" de ces deux paramètres sous la forme du rapport M/K , dans bon nombre de calculs préalables à celui des rendements par recrue.

Si l'on considère les effets de chacun des paramètres considérés, on note que les rendements par recrue relatifs sont très peu sensibles à E_T , et surtout sensibles à L_∞ . La sensibilité à K et M apparaît modérée, voire faible.

Quoiqu'il en soit, en dehors de quelques cas extrêmes, les

erreurs relatives des paramètres K , L_{∞} , M , et E_T , pris individuellement, ne semblent pas pouvoir provoquer des "distorsions" importantes dans les estimations des rendements par recrue relatifs. Il faut souligner, en effet, que les estimations de Y/R sont moins sensibles que celles de F et N ; et qu'en définitive, la fragilité des produits intermédiaires ne compromet pas la robustesse du diagnostic final.

7.2.3.2. EFFETS DES INCERTITUDES SUR LES PARAMETRES DE CROISSANCE

Les estimations, par la méthode du "Jack-knife", des variances de K et de L_{∞} , et de leur covariance, permet de réaliser des inférences sur les variations des rendements par recrue relatifs :

$$D(YR_2/YR_1) = ((YR_2/YR_1) - 1) 100 \quad .$$

Les variances de ces variations sont approchées par développements limités d'ordre 1, leurs biais par développements limités d'ordre 2. Les calculs sont effectués par SENSIBJO.

Le programme estime également les bornes des intervalles de confiance de $D(YR_2/YR_1)$, au seuil de risque de 5 %.

Les résultats pour différentes modifications du régime d'exploitation de référence (différentes valeurs de m_2) sont donnés au tableau 60, et représentés sur la figure 54.

Les variances et donc l'amplitude des intervalles de confiance de $D(YR_2/YR_1)$ augmentent rapidement quand on s'écarte du régime d'exploitation de référence ; et au-delà de certaines valeurs de m_2 , proches de 1,0, les approximations deviennent mauvaises.

Ce schéma est plus marqué pour les simulations de réduction que pour celles d'augmentation de l'effort de pêche.

L'application de la correction des biais n'engendre pas de grand changement dans les valeurs de $D(YR_2/YR_1)$ et leurs variances.

Les bornes des intervalles de confiance de $D(YR_2/YR_1)$ correspondant aux valeurs de m_2 égales à 0,8 et 1,2, suggèrent que, sous le régime d'exploitation actuel, le stock se trouverait

m_{22}	0,2	0,5	0,8	1,0	1,2	1,5	1,8
$D(YR_2/YR_1) \%$	- 25,215	1,135	2,251	0,000	- 2,707	- 6,645	- 10,090
<u>d.l. 1</u>							
variance	181,900	75,190	7,226		3,492	13,440	22,500
ecart-type	13,490	8,671	2,688		1,869	3,666	4,743
borne inferieure	- 51,651	- 15,851	- 3,018		- 6,370	- 13,831	- 19,387
borne superieure	1,221	18,131	7,519		0,955	0,541	- 0,793
<u>d.l. 2</u>							
biais	- 3,991	- 2,891	- 0,975		0,724	1,460	1,922
$D(YR_2/YR_1)$ corrigé	- 21,224	4,027	3,225		- 3,431	- 8,105	- 12,012
variance	204,200	85,760	8,365		4,098	15,860	26,640
écart-type	14,290	9,260	2,892		2,024	3,983	5,162
borne inférieure	- 49,233	- 14,124	- 2,444		- 7,399	- 15,912	- 22,129
borne supérieure	6,784	22,177	8,894		0,536	- 0,298	- 1,895

TABLEAU 60. - Estimation des bornes des intervalles de confiance ($p = 0,05$) des variations de rendement par recrue relatif (en %), pour différentes valeurs du coefficient multiplicateur de l'effort (m_{22}), après développements limités d'ordre 1 (d.l.1) et d'ordre 2 (d.l.2).

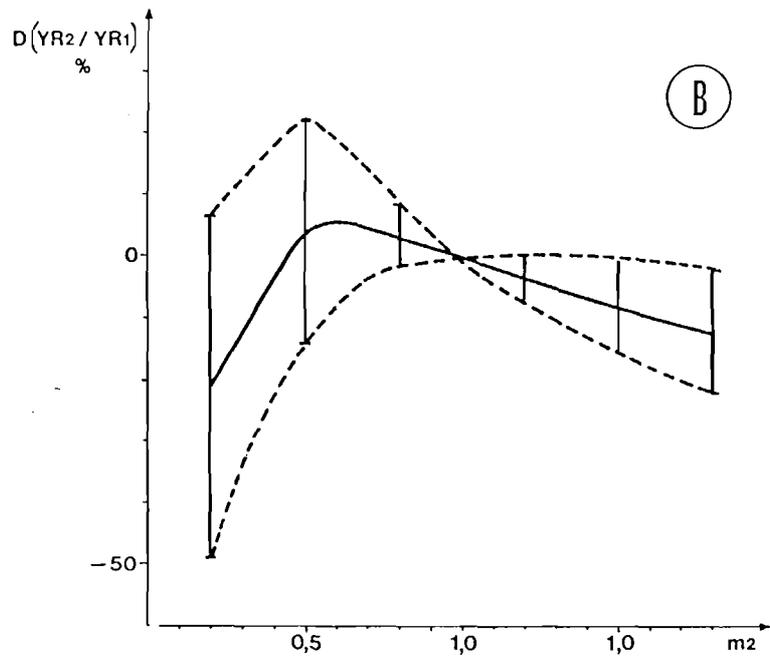
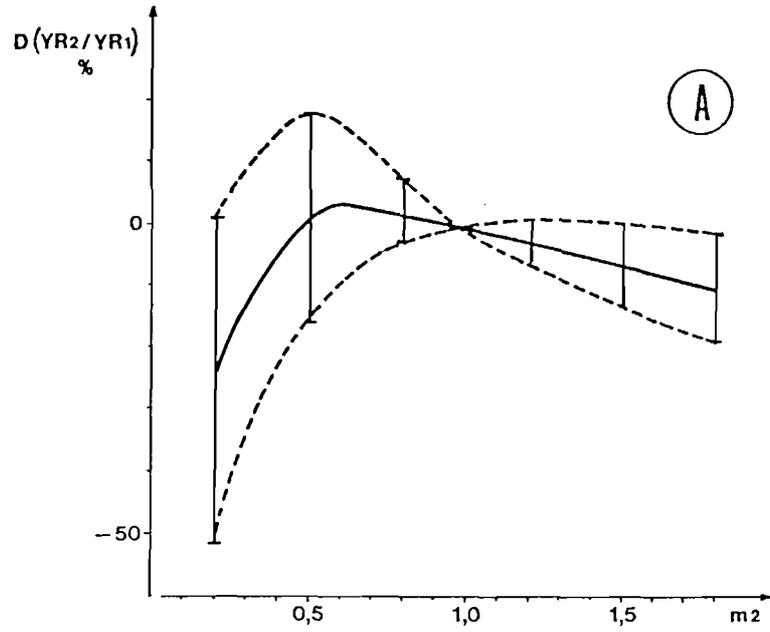


FIGURE 54. - INTERVALLES DE CONFIANCE ($p = 0,05$) DES VARIATIONS DE RENDEMENT PAR RECRUE RELATIF, POUR DIFFERENTES VALEURS DU COEFFICIENT MULTIPLIPLICATEUR DE L'EFFORT DE PECHE (m_2).

A : sans correction des biais,

B : avec correction des biais.

"au voisinage" de la pleine exploitation.

7.3. DISCUSSION

La méthode d'analyse des sensibilités est un outil original et performant qui possède toutefois ses limites d'utilisation. L'une d'entre elles résulte des particularités de la technique d'approximation par développements limités.

Soit une fonction d'une variable, $g = f(x)$; la valeur de la fonction pour une valeur \tilde{x} de la variable peut être approchée, par le procédé des développements limités, si on possède une estimation \hat{x} , proche de \tilde{x} . Tant que \hat{x} est voisin de \tilde{x} , les approximations correspondantes de la vraie valeur de g sont satisfaisantes. Si \hat{x} s'écarte de \tilde{x} , il apparaît un risque d'erreur de plus en plus important.

Ce risque d'erreur est surtout élevé quand la valeur de g est approchée après un développement limité d'ordre 1, c'est à dire quand au voisinage de \tilde{x} la courbe représentative de $g = f(x)$ est approchée par une droite tangente en \hat{x} ; et quand le rayon de courbure de $f(x)$ en \hat{x} est faible.

Il est bien sûr possible d'améliorer la qualité des approximations en poursuivant le développement limité jusqu'à l'ordre 2, et en approchant la courbe $f(x)$ au voisinage de \tilde{x} par une parabole.

Toutefois ces particularités de la technique d'approximation par les développements limités suggèrent que les résultats des simulations réalisées avec des incréments importants de certaines variables (K , L_ω , et M , notamment) pourraient être douteux. Elles indiquent, par ailleurs, que l'approximation, issue des termes d'ordre 1, de la variance d'une fonction est mauvaise quand, en raison de la variabilité d'un paramètre, la valeur de cette variance est élevée.

7.4. CONCLUSION

Les biais probables au niveau de l'échantillonnage, et donc les incertitudes répercutées sur le vecteur des captures, les erreurs d'estimation (ou de choix) des paramètres K , L_{∞} , M , et E_T , la variabilité du schéma individuel de croissance, et donc celle des paramètres K et L_{∞} , sont autant d'éléments qui compromettent la fiabilité des estimations (effectifs, coefficients de mortalités par pêche, rendements par recrue) faites à partir d'une analyse des cohortes.

Dans ces conditions, l'étude de sensibilité reposant sur le procédé des développements limités de TAYLOR, devient le complément précieux, voire indispensable, de toute étude de dynamique de population.

L'analyse de l'impact des différents biais potentiels sur les estimations obtenues par l'analyse des cohortes de JONES, pour les langoustes mâles, a permis de dégager un certain nombre d'enseignements intéressants.

Pour les effectifs et les mortalités par pêche, les risques de biais associés aux erreurs d'échantillonnage sont limités.

Des différences dans le taux d'exploitation terminal ne modifient pratiquement pas les estimations ; et les incertitudes qui existent dans le choix du coefficient de mortalité naturelle n'induisent généralement que des biais modérés.

Les erreurs d'estimation sur les paramètres de croissance peuvent avoir, par contre, des effets non négligeables. Les effectifs sont particulièrement sensibles aux erreurs négatives de L_{∞} , et les mortalités par pêche le sont à celles de K comme de L_{∞} . Cette sensibilité aux paramètres de croissance augmente, par ailleurs, au fur et à mesure que l'on progresse dans les grandes tailles et que l'on se rapproche de L_{∞} .

En effet, en raison de la variabilité individuelle de K et de L_{∞} , et à cause également de la diminution sensible du taux de croissance, les classes de longueur renferment, en progressant vers les grandes tailles, de plus en plus d'animaux d'âges différents, dont le comportement, la distribution spatiale, et en

définitive la capturabilité, peuvent être variables. La coexistence dans les classes de taille supérieures d'animaux âgés, et peut être d'individus à croissance exceptionnelle peut conduire à des erreurs importantes dans l'estimation de F . Ainsi, par exemple, si au sein d'une classe de longueur se trouvent des animaux à croissance anormalement élevée, le coefficient de mortalité par pêche sera sous-estimé.

Les rendements par recrue sont plus sensibles aux incertitudes sur L_{∞} , qu'à celles sur K , M , ou E_{τ} . Cependant, les erreurs sur l'un quelconque de ces paramètres ne semblent pas devoir provoquer des "distorsions" graves dans les estimations des rendements par recrue.

Enfin, les inférences réalisées sur les variations de rendement par recrue relatif, en tenant compte des variances et covariance des estimations de K et de L_{∞} , indiquent que le stock de langouste rouge de Corse se trouve aux environs de la pleine exploitation.

8. RESUME ET CONCLUSION GENERALE

En Corse, la pêche à la langouste rouge, Palinurus elephas, est une activité traditionnelle qui se pratique sur des fonds durs, généralement compris entre les isobathes de 50 et 100 m, à partir de petites unités (165 en 1983) équipées de moteurs "in-board", roues remonte-filets, et sondeurs à ultra-sons.

L'engin de capture est le filet-trémail, de 160 à 125 mm de maille étirée dans le voile, mouillé habituellement pendant 48 heures.

La pêche est ouverte du 1er mars au 30 septembre. L'effort de pêche à la langouste est inégalement réparti dans les différents secteurs. L'intensité de pêche, ramenée à la surface totale des fonds durs potentiellement exploitables, semble toutefois modérée.

La production de P. elephas devrait se situer normalement entre 100 et 150 tonnes pour l'ensemble de l'Ile. Elle pourrait exceptionnellement dépasser les 200 tonnes, soit du fait de forts recrutements, soit en bénéficiant d'un effet de biomasse accumulée.

Le schéma de croissance de la langouste rouge a été supposé conforme au modèle de VON BERTALANFFY.

Les estimations, pour les mâles et les femelles, des paramètres de croissance, K et L_{∞} , reposent sur le traitement de données de marquages - recaptures. Les variances de ces estimations, obtenues par la méthode du "Jack-knife", sont faibles ; et on peut admettre que la précision de K et de L_{∞} est satisfaisante, sous la réserve toutefois que leurs estimations n'ont pas été biaisées par la perte de marques à la mue.

Ce phénomène qui affecte préférentiellement les individus à fréquence de mue élevée, et donc à croissance rapide, induit une sous-estimation des paramètres de croissance. L'éventualité de pertes de marques à la mue est une difficulté sérieuse pour l'interprétation des résultats de la méthode par marquages - recaptures, la seule qui soit actuellement adaptée aux études de la croissance des grands crustacés. Pour surmonter cet handicap,

de telles études devraient également aborder l'analyse de la variation du taux de rétention des marques avec la durée de liberté.

Signalons, cependant, que des recherches sont poursuivies actuellement pour déterminer l'âge des grands crustacés à partir de la mesure, par radiométrie, de certains radio-éléments dans la carapace. Si elles aboutissent, il deviendra possible d'identifier et de suivre des cohortes, et d'entamer l'étude de la variabilité individuelle de la croissance.

Le processus de la mue, qui affecte le stock de manière périodique, est un élément important de la variation "instantanée" de sa biomasse. L'accroissement de celle-ci serait maximale au printemps, minimale en automne et (sans doute) en hiver. Toutefois, les estimations de K et de L_0 , obtenues avec ou sans modulation saisonnière, ne présentent pas entre elles de différence majeure.

Quoiqu'il en soit, le modèle de VON BERTALANFFY apparaît peu satisfaisant pour décrire la croissance individuelle, par paliers successifs, d'un grand crustacé comme la langouste ; il peut cependant représenter convenablement la croissance moyenne de l'ensemble de la population.

La croissance des mâles est statistiquement supérieure à celle des femelles. La différence dans le taux de croissance apparaîtrait quand surviendrait la maturité sexuelle. Le ralentissement du rythme de mue chez la femelle adulte pourrait être lié au processus d'incubation des oeufs. L'absence de mue chez la femelle oeuvée est en effet une stratégie vitale de l'espèce pour sa survie.

Comme l'éclosion des larves a lieu à la fin de l'hiver, la mue de printemps intéresse également les adultes des deux sexes. En revanche, l'incubation des oeufs commence en août-septembre, et les mues de "fin de saison" (septembre-octobre) concernent essentiellement les adultes mâles.

La maturité sexuelle physiologique serait atteinte, pour les deux sexes, à une même taille moyenne, correspondant à un âge de 4 ans.

Chez la femelle, on est conduit à distinguer cette maturité

physiologique, déterminée à partir de l'évolution saisonnière du rapport gonado-somatique et du cycle de développement ovarien, et survenant à une longueur céphalothoracique moyenne de 76-80 mm (selon le critère d'évaluation), d'une maturité sexuelle fonctionnelle, caractérisée par la présence externe d'oeufs sous l'abdomen, et impliquant la participation effective au processus de reproduction (accouplement, ponte, incubation). En effet, la taille moyenne de "1ère ponte" a été estimée à 86 mm de longueur céphalothoracique. La maturité sexuelle fonctionnelle surviendrait donc à l'âge de 5 ans. C'est cette taille critique de 86 mm qui devrait servir de critère de distinction entre "immatures" et biomasse féconde. Le décalage entre maturité sexuelle physiologique et maturité sexuelle fonctionnelle trouve une explication dans le déphasage entre le cycle de reproduction (accouplement en août, ponte en septembre, incubation jusqu'en janvier-février de l'année suivante), et le premier cycle de maturation des ovaires chez les jeunes femelles qui accomplissent, au printemps, leur mue de puberté (démarrage du cycle après la mue, et stade 6 atteint seulement en automne).

Chez le mâle, l'analyse du rapport gonado-somatique suggère également une taille moyenne de puberté de 76 mm. La sexualité mâle semble cependant se distinguer par l'absence de cycle saisonnier de maturation des gonades. Celles-ci se reconstitueraient rapidement après l'accouplement ; et les mâles adultes seraient féconds toute l'année.

L'étude a permis, par ailleurs, de confirmer ou de révéler d'autres caractéristiques de la biologie de la reproduction chez les palinuridae.

A la différence des nephropsidae (homard, langoustine), il n'y a pas chez les langoustes rouges de correspondance directe entre mue des femelles et accouplement, et il n'est pas nécessaire qu'une femelle soit "molle" pour être fécondée. Toutefois, après l'éclosion des larves, une mue semble cependant indispensable pour reconstituer la couronne de soies ovigères au niveau des endopodites des pléopodes.

Chez les femelles adultes, l'ovogénèse commence pendant la phase d'incubation ; et la maturité sexuelle est atteinte, après

l'éclosion des larves, d'autant plus tôt que les individus sont de plus grande taille.

Enfin, l'insertion du cycle de reproduction de la femelle entre deux mues est une nécessité pour la survie de l'espèce.

Les données de distributions de fréquences de taille des captures des différents secteurs "échantillonnés" ont été regroupées. Il est apparu, en effet, que le mode "surdispersé" de la distribution spatiale des langoustes n'imposait pas un traitement des données secteur par secteur.

Le vecteur des prises moyennes a été reconstitué, pour les mâles et pour les femelles, pour la période 1983-1984. Les résultats du traitement des données sont évidemment sensibles au niveau de recrutement de ces deux années ; ils sont des indicateurs des conditions d'exploitation de la période concernée, et ne sont sans doute pas totalement extrapolables à d'autres époques. Il n'en demeure pas moins que ces estimations originales peuvent être des références utiles dans une réflexion pour l'aménagement de la pêcherie langoustière.

Le recrutement des animaux dans la pêcherie commence à une taille de 4 cm de longueur céphalothoracique ; et à 7 cm de LCT les langoustes sont pleinement recrutées.

L'analyse des cohortes a été conduite sur le vecteur des prises de chacun des deux sexes.

Chez les mâles, une bonne convergence est obtenue, par rétrocalcul, "en amont" d'une longueur céphalothoracique de 11 cm ; et de 7 à 11 cm la valeur du coefficient de mortalité par pêche est pratiquement constante. Avec un coefficient de mortalité naturelle supposé compris entre 0,15 et 0,30, la valeur moyenne de F apparaît modérée ; elle se situerait entre 0,22 et 0,15.

Chez les femelles, où les captures portent sur un nombre réduit de classes de longueur, et où les plus grands individus capturés ont des longueurs voisines de L_{∞} (dans ce cas, les conversions longueur - âge deviennent peu fiables), le rétrocalcul donne une mauvaise convergence et des résultats incohérents au niveau du recrutement. L'hypothèse d'un sex-ratio équilibré au moment du recrutement permet cependant de reprendre

L'analyse en mode direct, en utilisant l'effectif de recrues estimé chez les mâles. La valeur moyenne de F estimée est inférieure à celle des mâles ; elle est faible et comprise entre 0,12 et 0,08 (pour M variant de 0,15 à 0,30). Cette faiblesse du coefficient de mortalité par pêche, chez les femelles, trouve son explication dans une baisse progressive de leur capturabilité à partir de la taille de plein recrutement (7 cm). Une hypothèse raisonnable pourrait lier cette réduction de la capturabilité avec l'augmentation de la taille au comportement reproducteur des individus. Elle suit, en effet, l'apparition de la maturité sexuelle, et accompagne l'intégration de plus en plus effective des femelles à la biomasse féconde.

Les estimations de F sont sensibles aux incertitudes sur les paramètres de croissance estimés par BGC4, et leur intervalle de confiance s'élargit en progressant vers les grandes tailles. En principe, un marquage plus intense et un échantillon de triplets de données plus abondant auraient permis de réduire les variances de K et L_{∞} , ainsi que l'amplitude de l'intervalle de confiance des estimations de F .

Les risques de biais dans les estimations augmentent au fur et à mesure que l'on progresse vers L_{∞} . En effet, en se rapprochant de la taille asymptotique, la baisse du taux de croissance et la variabilité individuelle de K et L_{∞} font que les classes de longueur renferment de plus en plus d'animaux d'âges différents, et donc de mortalité par pêche variable.

Les estimations des rendements par recrue sont apparues, par contre, peu sensibles aux erreurs sur l'un quelconque des paramètres, K , L_{∞} , M , E terminal, et les tendances qu'elles révèlent semblent fiables. Ainsi, sous le régime d'exploitation en vigueur, les courbes de rendement par recrue moyen indiquent que le stock de langouste rouge de Corse se trouve à proximité de la pleine exploitation. Par ailleurs, la faible capturabilité des femelles après la maturité sexuelle confère à ces courbes une allure qui suggère qu'il est difficile d'aboutir à une chute des rendements par recrue, même sous l'effet d'un accroissement sensible de l'effort de pêche.

La faible capturabilité des femelles garantit, en outre, le

maintien d'une biomasse féconde assurant le renouvellement de la ressource, et préserve le stock parental contre tout risque d'effondrement. Avec l'effort de pêche en vigueur, la fécondité par recrue représente 34 à 38 % de celle du stock "vierge".

La robustesse du stock au type d'exploitation actuelle semble écarter toute possibilité de surexploitation biologique de la ressource. Elle n'en exclut pas pour autant le risque de surexploitation économique qui résulterait d'une chute des p.u.e. engendrée par une augmentation de l'effort de pêche.

Si la langouste rouge de Corse apparaît, dans sa phase recrutée, peu vulnérable à l'exploitation, elle présente toutefois pendant sa vie larvaire pélagique (du phyllosome au puerulus), et compte tenu de la durée de celle-ci (de 5 à 6 mois), une grande vulnérabilité aux conditions d'environnement.

BIBLIOGRAPHIE

A. DOCUMENTS CITES

- ABRAMSON (N.J.), 1970.
Computer programs for fish stock assessment. - F.A.O. Fish. Tech. pap., 101, pag. var.
- AIKEN (D.E.), 1973.
Proecdysis, setal development, and molt prediction in the american lobster (Homarus americanus). - J. Fish. Res. Board Can., 30, pp. 1337-1344.
- ANONYME (1949).
L'industrie de la pêche.. - Plan de mise en valeur de la Corse.
- BOUVIER (E.L.), 1914.
Recherches sur le développement post-embryonnaire de la langouste commune (Palinurus vulgaris). - J. Mar. Biol. Ass. U.K., 10 (2), pp. 179-193.
- CADIMA (E.L.), 1977.
L'analyse des cohortes. - In FAO, Circ. Pêches, 701, pp. 53-66.
- CAMPILLO (A.) et AMADEI (J.), 1978.
Premières données biologiques sur la langouste de Corse, Palinurus elephas FABRICIUS. - Rev. Trav. Inst. Pêches marit., 42 (4), pp. 347 - 373.
- CARAFFA (T. de), 1929.
Les poissons de mer et la pêche sur les côtes de la Corse. - Imprimerie L. FOURNIER, Paris, 336 p.
- CHITTLEBOROUGH (R.G.), 1976.
Growth of juvenile Panulirus longipes cygnus GEORGE on coastal reefs compared with those reared under optimal environmental conditions. - Aust. J. mar. Freshwater R., 27, pp. 279-295.
- CONAN (G.Y.), 1978(a).
Life history, growth, production and biomass modelling of Emerita analoga, Nephrops norvegicus, and Homarus vulgaris (Crustacea, Decapoda). - Ph. D., Université de Californie (San Diego), 349 p.
- CONAN (G.Y.), 1978(b).
Average growth curves and life history in a Nephrops norvegicus population from Northern Bay of Biscay. - CIEM, C.M. 1978/K : 21, 57 p., mimeo.

- CONAN (G.Y.) et GUNDERSEN (K.R.), 1979.
Growth curve of tagged lobsters (Homarus gammarus) in norwegian waters as inferred from the relative increase in size at moulting and frequency of moult. - Rapp. P.-v. Réun. Cons. int. Explor. Mer., 175, pp. 155-166.
- COOPER (R.A.), 1970.
Retention of marks and their effects on growth, behaviour and migration of the American lobster, Homarus americanus. - Trans. Am. Fish. Soc., 95, pp. 239 - 247.
- COUESPEL DU MESNIL (J.), 1958.
Audierne, port de la langouste rouge. - La Pêche Maritime, 20 sep. 1958, pp. 555-560.
- CUNNINGHAM (J.T.), 1891-92.
On the development of Palinurus vulgaris, the rock lobster or sea crayfish. - J. Mar. Biol. Ass., 2, pp. 141-150.
- DE VASCONCELLOS (G.M.), 1960.
On the size relation and fecundity of the stock of spiny lobster, Palinurus vulgaris LATR., at the coast of Portugal. - ICES C.M. 1960/219, 6 pp. (miméo).
- DRACH (P.), 1939.
Mue et cycle d'intermue chez les crustacés décapodes. - Ann. Inst. Océanogr., 19, pp. 103 - 391.
- DUNCAN (G.T.), 1978.
An empirical study of jackknife-constructed confidence regions in non linear regressions. - Technometrics, 20, pp. 123-129.
- ENNIS (G.P.), 1972.
Growth per moult of tagged lobsters (Homarus americanus) in Bonavista Bay, Newfoundland. - J. Fish. Res. Board Can., 29, 143-148.
- F.A.O., 1977.
Captures et quantités débarquées, 1976. - Annu. statist. Pêches, Vol. 42.
- FIELDER (D.R.), 1964.
The spiny lobster, Jasus lalandei (H. MILNE-EDWARDS), in south Australia. III. Reproduction. - Aust. J. Mar. Freshw. Res., 15, pp. 133-144.
- FOX (T.), HINCKLEY (D.) et LARNTZ (K.), 1979.
Jackknifing in nonlinear regression. - Technometrics, 22 (1), pp. 29-33.

- FRONTIER (S.), 1981.
Méthode statistique. Applications à la Biologie, la Médecine et l'Écologie. - MASSON, Paris, 246 pp.
- GARCIA (S.) et LE RESTE (L.), 1981.
Cycles vitaux, dynamique, exploitation et aménagement des stocks de crevettes penaeides côtières. - F.A.O., Doc. Techn. Pêches, 203, 210 p.
- GARCIA (F.), 1985.
Inférence statistique sur les paramètres K et L_{∞} à partir de données de marquage de la langouste rouge, Palinurus elephas. - Rapp. D.E.A. Océanologie, Univ. Aix-Marseille, 44 p.
- GARCIA (F.), FARRUGIO (H.) et MARIN (J.), 1985.
Estimation de la variance des paramètres de croissance K et L_{∞} , par la méthode du "Jack-knife", application à la langouste rouge de Corse, Palinurus elephas F. - Cons. int. Explor. Mer, 8 p. mimeo.
- GEORGE (R.W.), 1958.
The status of the "white" crayfish in western Australia. - Aust. J. Mar. Freshw. Res., 9 (4), pp. 537-545.
- GULLAND (J.A.) et HOLT (S.J.), 1959.
Estimation of growth parameters for data at unequal time intervals. - J. Cons. int. Explor. Mer, 25, (1), pp. 47 - 49.
- GULLAND (J.A.), 1964.
Catch per unit effort as a measure of abundance. - Rapp. P.-V. réunion C.I.E.M., 155, pp. 8-14.
- GULLAND (J.A.), 1965.
Estimation of mortality rates. C.I.E.M., C.M. 1965 / 3, 9 p., mimeo.
- HANCOCK (D.A.) et EDWARDS (E.), 1967.
Estimation of annual growth in the edible crab (Cancer pagurus L.). - J. Cons. perm. int. Explor. Mer, 31, (2), pp. 246-264.
- HEPPER (B.T.), 1963.
The fishery for crawfish, Palinurus vulgaris LATR., in Cornwall. - C.I.E.M., C.M. 1963, N°42, 4 p., mimeo.
- HEPPER (B.T.), 1965(a).
Notes on the breeding of crawfish Palinurus vulgaris in Cornish waters. - J. Cons. perm. int. Explor. Mer, 96, pp. 1-2.

- HEPPER (B.T.), 1965(b).
Pre-moult changes in the structure of the integument of the lobster, Homarus vulgaris. - Rapp. P.-v. Réun. Cons. Int. Explor. Mer, 156, pp. 1-14.
- HEPPER (B.T.), 1966(a).
Measurement of carapace length and total length in the crawfish, Palinurus vulgaris. - J. Cons. perm. int. Explor. Mer, 30, pp. 316-323.
- HEPPER (B.T.), 1966(b).
Crawfish investigations in Cornwall. Report of investigations made in 1965. - Shellfish Inf. Leaflet. Fish. Lab. Conway, N°5, 8p., mimeo.
- HEPPER (B.T.), 1967.
Observations on a crawfish (Palinurus vulgaris LATR.) tagging experiment off Cornwall in 1966. - C.I.E.M., C.M. 1967/K : 13, 4 p., mimeo.
- HEPPER (B.T.), 1968.
Cornish crawfish investigations 1966-67. - Shellfish Inf. Leaflet. Fish. Lab. Conway, N°9, 8 p., mimeo.
- HEPPER (B.T.), 1970.
Observations on the growth of crawfish, Palinurus vulgaris LATR., off the coast of Cornwall. - C.I.E.M., C.M. 1970/K : 9, 5 p., mimeo.
- HEPPER (B.T.), 1971.
Cornish crawfish investigations. - Lab. Leaflet. Conway (n.s.), N°22, 21 p., mimeo.
- HEPPER (B.T.), 1977.
The fishery for crawfish, Palinurus elephas off the coast of Cornwall. - J. Mar. Biol. Ass. U. K., 57, pp. 925-941.
- HIATT (R.W.), 1948.
The biology of the lined shore crab Pachygrapsus crassipes RANDALL. - Pacif. Sci., 2 (3), pp. 135 - 213.
- HINCKLEY (D.), 1977.
Jackknifing in unbalanced situations. - Technometrics, 19, pp. 285-293.
- HINCKLEY (D.), 1978.
Improving the jackknife with special reference to correlation estimation. - Biometrika, 65 (1), pp. 13-21.
- JONES (R.), 1979.
An analysis of a Nephrops stock using length

- composition data. - Rapp. P.-V. Réun. Cons. int. Explor. Mer, 175, pp. 259-269.
- JONES (R.), 1981.
The use of length composition data in fish stock assessments (with notes on VPA and cohort analysis). - FAO Fish. Circ., 734, 55 p.
- KARLOVAC (O.), 1962.
Contribution à la connaissance de la biologie de la langouste commune (Palinurus elephas FABR.). - Rap. P.-V. C.I.E.S.M., 18 (1), pp. 181-184.
- KURATA (H.), 1962.
Studies on the age and growth of crustacea. - Bull. Hokkaido Reg. Fish. Res. Lab., 24, 115 p.
- LAUREC (A.) et LE GUEN (J.-C.), 1981.
Dynamique des populations marines exploitées. Tome 1 : Concepts et Modèles. - CNEXO, Rapp. Scient et Techn. CNEXO, n° 45, 118 p.
- LAUREC (A.) et MESNIL (B.), 1985(a).
Analytical investigations of errors in mortality rates estimated from length distributions of catches. - International conference on the theory and application of length based methods of stock assessment. Mazzara del Vallo, Sicily, Italy. 51 p.
- LAUREC (A.) et MESNIL (B.), 1985(b).
Rendement par recrue et analyse des cohortes de JONES. Etude de la sensibilité. - Cons. Int. Explor. Mer, C.M. 1985 / G : 23, 15 p. mimeo.
- LAUREC (A.), 1986.
Les méthodes Delta en halieutique. Evaluation des sensibilités, approximation des biais et variances à l'aide de développements limités. - Rapp. Scient. et Techn. IFREMER, DRV-86 02, 64 p.
- LEGRAND (V.), VERON (G.), et NOEL (P.), 1985.
Proposition d'un schéma de croissance pour le homard à partir de marquages réalisés sur la côte ouest-Cotentin. - C.M. 1985/K : 21, C.I.E.M., 23 p., miméo.
- LISON (L.), 1958.
Statistique appliquée à la biologie expérimentale. La planification de l'expérience et l'analyse des résultats. - GAUTHIER-VILLARS, Paris, 346 pp.
- MAYRAT (A.), 1959.
Nouvelle méthode pour l'étude comparée d'une croissance relative dans deux échantillons. Application à la carapace de Penaeus kerathurus

- (FORSKAL). - Bull. de l'I.F.A.N., 21, série A, n° 1, pp. 21 - 59.
- MESNIL (B.), 1978.
Resolution of the catch equation by a simple iterative method. - Ann. Meet. int. Comm. Northw. Atlant. Fish., Res. Doc., 78 / VI / 19, n° 5173, 5 p.
- MESNIL (B.), 1980.
Théorie et pratique de l'analyse de cohortes. - Rapp. interne I.S.T.P.M., juillet 1980, 55 p.
- MORGAN (G.R.), 1980.
The biology and management of lobsters. II. Ecology and management. Population dynamics of spiny lobsters. - Academic Press, pp. 189-217.
- MUNRO (J.L.), 1974.
The biology, ecology, exploitation, and management of Caribbean reef fishes - Scientific Report of the ODA / UNI fisheries ecology research project, 1962-1973. Part VI. The biology, ecology, and bionomics of Caribbean reef fishes - Crustaceans (spiny lobsters and crabs). - Univ. West Indies Zool. Dep. Res. Rep., 3, pp. 1-57.
- PAULY (D.), 1985.
Quelques méthodes simples pour l'estimation des stocks de poissons tropicaux. - F.A.O., Doc. Tech. Pêches, 234, 56 p.
- PEREIRO (J.A.) et PALLARES (P.), 1984.
Consequences of introducing errors on the value of input parameter in the length distribution analysis (R. JONES), as applied to the northern stock of hake. - C.I.E.M., C.M. 1984/G : 61, 17 p., mimeo.
- POPE (J.G.), 1972.
An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. - Int. Comm.
- RAGUENES (G.) et LATROUITE (D.), 1985.
Etude de différents types de marques externes appliquées au homard Homarus gammarus (L.). - CIEM, C.M. 1985/K : 20, 9 p., mimeo.
- RICKER (W.E.), 1980.
Calcul et interprétation des statistiques biologiques des populations de poissons. - Bull. Fish. Res. Board Can., 191 F, 409 p.
- SAILA (S.B.), ANNALA (J.H.), MAC KOY (J.L.), et BOOTH (J.D.), 1979.
Application of yield models to the New Zealand rock

lobster fishery. - N.Z. J. Mar. Freshwat. Res., 13 (1), pp. 1-11.

SANTUCCI (R.), 1926.

Lo stadio natante e la prima forma postnatante dell'aragosta (Palinurus vulgaris LATR.) del Mediterraneo. - R. Com. Talas. Italiano, Mem., 127, pp. 3-11.

SARDA (F.), 1983.

Determinacion de los estados de intermuda en Nephrops norvegicus (L.), mediante la observacion de los pleopodos. - Inv. Pesq., 47 (1), pp. 95 - 112.

THOMAS (J.C.), 1973.

An analysis of the commercial lobster (Homarus americanus) fishery along the coast of Maine, august 1966 through december 1970. - NOAA Tech. Rep. NMFS SSRF, 667, pp. 1-57.

TOMLISON (P.K.) et ABRAMSON (N.J.), 1971.

Fitting a VON BERTALANFFY growth curve by least squares. - Calif. Dept. Fish. and Game, Fish. Bull., 116, 69 p.

B. DOCUMENTS CONSULTES (NON CITES)

ACHESON (J.M.) et REIDMAN (R.), 1982.

biological and economic effects of increasing the minimum legal size of american lobster in Maine. - Transactions of the American Fisheries Society, 3 (1), pp. 1-12.

AIKEN (D.E.), 1980.

The biology and management of lobsters. I. Physiology and Behavior. Molting and growth. - Academic Press, pp. 91-163.

AIKEN (D.E.) et WADDY (S.L.), 1980.

The Biology and Management of lobsters. I : Physiology and behavior. Reproductive biology. Academic Press, pp. 215-276.

ALDERMAN (D.J.), 1973.

Fungal infection of crawfish (Palinurus elephas) exoskeleton. - Trans. Br. mycol. Soc., 61 (3), pp. 595-597.

ANNALA (J.H.), 1977.

Effects of increases in the minimum legal size on the Otago rock lobster fishery. - Fisheries Research Division, N.Z. Ministry of Agriculture and Fisheries, occasional publication, N°13, 16 p.

ANNALA (J.H.), 1979.

Mortality estimates for the New Zealand rock lobster, Jasus edwardsii. - Fish. Bull., 77 (2), pp. 471-480.

ANNALA (J.H.), 1980.

Mortality estimates for the rock lobster, Jasus edwardsii near Gisborne, New Zealand. - N.Z. J. mar. Freshwat. Res., 14 (4), pp. 357-371.

ANONYME, 1980.

Spiny lobster management : ways to make it work. - Proc., 31 annual Gulf Carib. Fish. Inst., spiny lobster sessions, pp. 178-321.

ANONYME, 1980.

Spiny lobster series. - Fisheries, 5 (4), pp. 27-62.

ANONYME, 1980-81.

La pêche des crustacés en Bretagne. - Comité Régional des Pêches et Cultures Marines de Bretagne (CORPECUM), 12 p.

- ANONYME, 1985.
International workshop on lobster recruitment. St. Andrews, New Brunswick, Canada, 30 june - 5 july, 1985. - Department of fisheries and oceans government of Canada.
- ANSELL (A.D.) et ROBB (L.), 1977.
The spiny lobster Palinurus elephas in scottish waters. - Mar. Biol., 43, pp. 63-70.
- ATEMA (J.) et COBB (J.S.), 1980.
The biology and management of lobsters. Physiology and behavior. Social behavior. - Academic Press, pp. 409-450.
- AUSTER (P.J.), 1986.
The utility of computing CPUE et each level of effort in the lobster trap fishery. - NAFO Sci. Coun. Studies, 10, pp. 53-56.
- BAEZ (P.), 1979.
El puerulus de Jasus frontalis (H. MILNE-EDWARDS, 1837) (Crustacea : Decapoda : Palinuridae). - Rev. Biol. Mar. Dep. Oceanol. Univ. Chile, 16 (3), pp. 225-228.
- BAISRE (J.A.), 1964.
Sobre los estadios larvales de la langosta comun Panulirus argus. - Centro Inv. Pesq., Contribucion N° 19, 37 p.
- BELL (J.), 1976.
Skindiving for crayfish. - The Fisherman, 5 (2), pp.1-3 et 22-23.
- BENNETT (D.B.), 1974.
Growth of the edible crab (Cancer pagurus L.) off south-west England. - J. mar. biol. Ass. U. K., 54, pp. 803-823.
- BENNETT (D.B.) et LOVEWELL (S.R.J.), 1983.
Lobster (Homarus gammarus (L.)) tagging trials in England. - Fish. Res. Tech. Report Lowestoft, N°71, 7 p.
- BERRILL (M.), 1975.
Gregarious behavior of juveniles of the spiny lobster Panulirus argus (Crustacea : Decapoda). - Bull. Mar. Sci., 25 (4), pp. 515-522.
- BERRILL (M.), 1976.
Aggressive behaviour of post-puerulus larvae of the western rock lobster Panulirus longipes (MILNE-EDWARDS). - Aust.J.Mar.Freshwat.Res., 27, pp. 83-88.

- BERRY (P.F.), 1974.
A revision of the *Panulirus homarus* - group of spiny lobsters (Decapoda, Palinuridae). - *Crustaceana*, 27 (1), pp. 31-42.
- BEUROIS (J.), 1971 (1972).
Régime alimentaire de la langouste *Jasus paulensis* (HELLER, 1862) des Iles Saint-Paul et Amsterdam (Océan Indien). Résultats préliminaires. - *Tethys*, 3 (4), pp. 943-948.
- BEUROIS (J.), 1975.
Etude écologique et halieutique des fonds de pêche et des espèces d'intérêt commercial (langoustes et poissons) des Iles Saint-Paul et Amsterdam (Océan Indien). - C.N.F.R.A., Paris, 37, 91 p.
- BEVERTON (R.J.H.) et 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. - *Rap. P.-v. C.I.E.M.*, 140 (1), pp. 67-83.
- BHATTACHARYA (C.G.), 1967.
A simple method of resolution of a distribution into gaussian components. - *Biometrics*, pp. 115-135.
- BILL (R.G.) et HERRNKIND (W.F.), 1976.
Drag reduction by formation movement in spiny lobsters. - *Science*, 193, pp. 1146-1148.
- BOITARD (J.-F.), 1981.
La dynamique du stock de langouste rose, *Palinurus mauritanicus*, sur les côtes mauritaniennes. - Mémoire ENSAR, OAA Halieutique, 134 p.
- BOOTH (J.D.), 1979(a).
Settlement of the rock lobster, *Jasus edwardsii* (Decapoda : Palinuridae), at Castlepoint, New Zealand. - *N.Z. J. Mar. Freshwat. Res.*, 13 (3), pp. 395-406.
- BOOTH (J.D.), 1979(b).
North Cape - a "nursery area" for the packhorse rock lobster, *Jasus verreauxi* (Decapoda : Palinuridae). - *N.Z. J. Mar. Freshwat. Res.*, 13 (4), pp. 521-528.
- BORGES (G. de A.), 1965.
Parametros biometricos em *Panulirus Laevicauda* (LATREILLE). - *B. Est. Pesca*, 5 (6), pp. 7-16.
- BOUVIER (E.L.), 1940.
Les décapodes marcheurs. Partie Générale. - *Faune de France*, pp. 7-50.

- BOWEN (B.K.), 1980.
The biology and management of lobsters. II. Ecology and management. Spiny lobster fisheries management. - Academic Press, pp. 243-264.
- BRADSTOCK (C.A.), 1950.
A study of the marine Spiny crayfish Jasus lalandii (MILNE-EDWARDS). Including accounts of autotomy and autospasy. - Zool. Publ., Victoria Univ. Coll., 7, 38 p.
- BRITO PEREZ (R.) et DIAZ IGLESIA (E.), 1983.
Observaciones sobre el consumo de alimento y su efecto sobre el crecimiento en juveniles de langosta Panulirus argus en el laboratorio. - Rev. Invest.Mar., 4 (2), pp. 75-90.
- BROWN (R.S.) et BARKER (E.H.), 1985.
The western rock lobster fishery 1982-1983. - Dept. Fish. Wildl. West. Aust. Rept. N°70, 23 p.
- BUESA (R.J.), 1960.
Pesca exploratoria de la langosta con nasas al sur de Camagüey, Cuba. - Centro Inv. Pesq., Contribucion N°11, 30 p.
- BUESA (R.J.), 1961.
Segunda pesca exploratoria y datos biologicos de la langosta Panulirus argus en Cuba. - Centro Inv. Pesq., Contribucion N°12, 70 p.
- BUESA (R.J.), 1965.
Biologia de la langosta Panulirus argus (LATREILLE, 1804) (Crustacea, Decapoda, Reptantia) en Cuba. - Centro Inv. Pesq. Res. Invest., 230 p., 88 fig.
- CADDY (J.F.) et GARCIA (S.), 1982.
Production modelling without long data series. - FAO Fish. Rep. 278, Suppl., pp. 309-313.
- CAMPILLO (A.), AMADEI (J.) et DE REYNAL (L.), 1979(a).
Premières observations sur le régime alimentaire de la langouste rouge Palinurus elephas de la Corse. - Rapp. Comm. int. Mer Médit., 25/26 (4), pp. 235-236.
- CAMPILLO (A.), AMADEI (J.) et DE REYNAL (L.), 1979(b).
Croissance en captivité de la langouste rouge Palinurus elephas FABR. - Rapp. Comm. int. Mer Médit., 25/26 (4), pp. 237-238.
- CAMPILLO (A.), DE REYNAL (L.) et AMADEI (J.), 1979(c).
Premières observations sur la reproduction de la langouste rouge Palinurus elephas FABR. de

- Méditerranée. - Rapp. Comm. int. Mer Médit., 25/26, pp. 239-240.
- CAMPILLO (A.), 1979(a).
Contribution à l'étude de la crevette rose Palaemon serratus (PENNANT). Exploitation, biologie. - Rev. Trav. Inst. Pêches marit., 43 (4), pp. 293-352.
- CAMPILLO (A.), 1979(b).
Prospection aux filets trémails de la bordure du talus du Golfe du Lion. - Science et Pêche, Bull. Inst. Pêches Marit., N°291, pp. 1-8.
- CASTERLIN (M.E.) et REYNOLDS (W.W.), 1979.
Diel activity in the spiny lobster Panulirus argus (LATREILLE). - Mar. Sci., 22, pp. 173-177.
- CHACE (F.A.) et DUMONT (W.H.), 1949.
Spiny lobsters - Identification, world distribution, and U.S. trade. - Com. Fish. Review, 11 (5), pp. 1-12.
- CHARUAU (A.), 1973.
Le cycle d'intermue chez la langoustine. Essai d'application à l'étude de la croissance. - C.I.E.M., C.M.1973 / K : 9, mimeo, 9 p.
- CHARUAU (A.), 1975.
Croissance de la langoustine sur les fonds du Sud-Bretagne. - C.I.E.M., C.M. 1975 / K : 11, 17 p., mimeo.
- CHARUAU (A.), 1977.
Essai de détermination du taux d'accroissement à la mue de la langoustine dans le milieu naturel. - C.I.E.M., C.M. 1977 / K : 25, 6 p., mimeo.
- CHARUAU (A.) et CONAN (G.), 1977.
Croissance à la mue des langoustines : méthodes d'évaluation, dimorphisme sexuel et variabilité géographique. - CIEM, C.M. 1977/K : 34, 25 p., mimeo.
- CHITTLEBOROUGH (R.G.), 1970.
Studies on recruitment in the western australian rock lobster Panulirus longipes cygnus GEORGE : density and natural mortality of juveniles. - Aust. J. mar. Freshwat. Res., 21, pp. 131-148.
- CHITTLEBOROUGH (R.G.), 1974(a).
Western rock lobster reared to maturity. - Aust. J. mar. Freshwater R., 25, pp. 221-225.
- CHITTLEBOROUGH (R.G.), 1974(b).
Review of prospects for rearing rock lobsters. - Aust. Fish., 33 (4), 5 p.

- CHITTLEBOROUGH (R.G.), 1974(c).
Home range, homing and dominance in juvenile western rock lobsters. - Aust. J. mar. Freshwat. Res., 25 (2), pp. 227-234.
- CHITTLEBOROUGH (R.G.), 1975.
Environmental factors affecting growth and survival of juvenile western rock lobsters. - Aust. J. mar. Freshwater R., 26, pp. 177-196.
- CHITTLEBOROUGH (R.G.), 1976(a).
Breeding of Panulirus longipes cygnus (GEORGE) under natural and controlled conditions. - Aust. J. mar. Freshwater R., 27, pp. 499-516.
- CHITTLEBOROUGH (R.G.) et PHILLIPS (B.F.), 1975.
Fluctuations of year-class strength and recruitment in the western rock lobster Panulirus longipes (MILNE-EDWARDS). - Aust. J. mar. Freshwat. Res., 26, pp. 317-328.
- CLEMENT (J.-CL.), 1978.
Réalisation d'un modèle bioéconomique de la pêcherie de langoustines de la côte sud-Bretagne. - Mémoire ENSAR, DAA Halieutique, 85 p., tableaux, figures, annexes.
- COELHO (P.A.), 1962.
Sobre a biologia da lagosta Cabo-Verde Panulirus laevicauda (LATREILLE). - B. Est. Pesca 2(7), pp. 3-8.
- CONAN (G.Y.), DEPOIX (M.-N.) et CHARUAU (A.), 1977.
Relations entre la biomasse et la production du stock de langoustines de la région Sud Bretagne. - C.I.E.M., C.M. 1977 / K : 35, 28 p., mimeo.
- CONAN (G.Y.), 1978(c).
Molting rythms and time interval between molts in a Nephrops norvegicus population. - CIEM, C.M. 1978/K : 20, 35 p., mimeo.
- CONAN (G.Y.), 1978(d).
Changes in fishery production of the Nephrops population under simplified conditions of varying fishing effort and age structure. - C.I.E.M., C.M. 1978 / K : 19, 13 p., mimeo.
- COOPER (R.A.) et UZMANN (J.R.), 1970.
Migrations and growth of deep-sea lobsters, Homarus americanus. - Science, vol. 171, pp. 288-290.
- CORMACK (R.M.), 1968.
The statistics of capture-recapture methods. -

Oceanogr. Mar. Biol. Ann. Rev., 6, 455-506.

CRAIG (A.K.), 1973.

New developments in the spiny lobster fishery of Southeastern Florida. - Proc. Gulf Carib. Fish. Inst., 26, pp. 131-143.

CROSNIER (A.), 1971.

Ponte et développement de la langouste verte Panulirus regius DE BRITO CAPELLO dans le sud du golfe de Guinée. - Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr., 9 (3), pp. 339-361.

CROUS (H.B.), 1976.

A comparison of the efficiency of escape gaps and deck grid sorters for the selection of legal-sized rock lobsters Jasus lalandii. - Fish. Bull. S. Afr., 8, pp. 5-12.

CULLEY (M.) et DRIVER (P.), 1972.

The crawfish industry of Ireland. - Fish. News Int., pp. 32-36.

CVIIC (V.), 1960.

Contribution à la connaissance du rôle des bactéries dans l'alimentation des larves de langouste (Palinurus vulgaris LATR.). - Rap. P.-V. C.I.E.S.M., 15 (3), pp. 45-47.

DA FRANCA (P.), DA FRANCA (M.L.P.), et DA COSTA (F.C.), 1962.

Sur la biologie et la pêche des langoustes de l'archipel du Cabo Verde. - Mem. Junta Invest. Ultram., 2ème sér., 36, pp. 49-104.

DAGET (J.) et LE GUEN (J.-Cl.), 1975.

Dynamique des populations exploitées de poissons. - In LAMOTTE (M.) et BOURLIERE (F.), Problèmes d'écologie : la démographie des populations de vertébrés, MASSON, Paris, pp. 395-443.

DAGET (J.) et LE GUEN (J.-Cl.), 1975.

Les critères d'âge chez les poissons. - In LAMOTTE (M.) et BOURLIERE (F.), Problèmes d'écologie : la démographie des populations de vertébrés, MASSON, Paris, pp. 253-289.

DAVIS (G.E.), 1975.

Minimum size of mature spiny lobsters, Palinurus argus, at Dry Tortugas, Florida. - Trans. Am. Fish. Soc., 104 (4), pp. 675-676.

DESHMUKH (S.), 1965-66.

The puerulus of the spiny lobster Panulirus polyphagus (HERBST) and its metamorphosis into the post-puerulus.

- Crustaceana, 9-10, pp. 137-149.
- DEXTER (D.), 1972.
Molting and growth in laboratory reared phyllosomes of the California spiny lobster, Panulirus interruptus. - Calif. Fish and Game, 58 (2), pp. 107-115.
- DIEUZEIDE (R.), 1954.
Les langoustes de la Méditerranée. - F.A.O., Doc. Tech., 18, pp. 195-199.
- DRACH (P.) et TCHERNIGOVTZEFF (C.), 1967.
Sur la méthode de détermination des stades d'intermue et son application générale aux crustacés. - Vie et Milieu, 8 (3), pp. 595 - 610.
- DUHAMEL (G.), 1980.
Evolution de la pêcherie de langoustes (Jasus paulensis) aux îles Saint-Paul et Amsterdam. - La Pêche Maritime, N°1224, pp. 159-166.
- ELDRED (B.), FUTCH (C.R.) et INGLE (R.M.), 1972.
Studies of juvenile spiny lobsters, Panulirus argus, in Biscayne Bay, Florida. - Fla Dep. Nat. Resour. Mar. Res. Lab., Spec. Sci. Rep., N°35, 15 p.
- ENNIS (G.P.), 1980.
Size-maturity relationships and related observations in Newfoundland populations of the lobster (Homarus americanus). - Can. J. Fish. Aquat. Sci., 37, pp. 945-956.
- ENNIS (G.P.), 1983.
Variation in annual growth in two newfoundland lobster (Homarus americanus) populations in relation to temperature conditions. - C.I.E.M., C.M. 1983 / K : 24, 11 p., mimeo.
- F.A.O., 1977.
Les modèles d'évaluation des stocks halieutiques. - FAO, Circ. Pêches, 701, 164 p.
- F.A.O., 1982.
Memorias del grupo de trabajo sobre la langosta. - WECAF Reports, 36, 277 p.
- FARMER (A.S.D.), 1974.
Reproduction in Nephrops norvegicus (Decapoda : Nephropidae). - J. Zool. Lond., 174, pp. 161-183.
- FARMER (A.S.D.), 1975.
Synopsis of biological data on the norway lobster Nephrops norvegicus (LINNAEUS, 1758). - FAO Fish. Synop., 112, 97 p.

FARRUGIO (H.), 1975.

Observations sur deux langoustes de la Martinique Panulirus argus et Panulirus guttatus. Premières données biométriques et étude comparée de leurs croissances relatives. - Science et Pêche, Bull. Inst. Pêches Marit., n° 247, pp. 12 - 20.

FARRUGIO (H.), 1976.

Contribution à la connaissance de la sexualité des langoustes Panulirus guttatus et Panulirus argus dans les eaux martiniquaises. - Science et Pêche, Bull. Inst. Pêches Marit., n° 254, pp. 1-11.

FARRUGIO (H.), 1981.

Exploitation et dynamique des populations de thon rouge Thunnus thynnus (LINNE, 1758) atlanto méditerranéennes. - Thèse doctorat d'Etat, U.S.T.L., 325 p.

FARRUGIO (H.) et LE CORRE (G.), 1984.

Stratégie d'échantillonnage des pêches aux petits métiers en Méditerranée. - Rapport Convention CEE, XIV-B.1. 83/2/MD9 P1, 120 p., multcop.

FARRUGIO (H.) et LE CORRE (G.), 1985.

Les pêcheries de lagunes en Méditerranée. Définition d'une stratégie d'évaluation. - Rapport Convention CEE, XIV-B.1. 84/2/MD3 P1, 253 p., multcop.

FIELDER (D.R.), 1965.

The spiny lobster, Jasus lalandei (H. MILNE-EDWARDS), in south Australia. III. Food, feeding, and locomotion activity. - Aust. J. Mar. Freshw. Res., 16, pp. 351-367.

FOREST (J.) et POSTEL (E.), 1964.

Sur une espèce nouvelle de langouste des îles du Cap Vert, Palinurus charlestoni sp. nov.. - Bull. Mus. Hist. nat., 36 (1), pp. 100-121.

GAMULIN (T.), 1955.

Contribution à la connaissance de l'écologie de la langouste (Palinurus vulgaris LATR.) dans l'Adriatique. - Acta Adriatica, 7 (9), pp. 3-17.

GARCIA (S.), 1977(a).

Biologie et dynamique des populations de crevettes roses (Penaeus duorarum notialis PEREZ-FARFANTE, 1967) en Côte d'Ivoire. - Trav. Doc. de l'ORSTOM, 79, 271 p. et annexes.

GARCIA (S.), 1977(b).

L'utilisation des marquages en dynamique des

- populations. - In FAO, Circ. Pêches, 701, pp. 143-150.
- GARCIA (S.), LEMOINE (M.) et LEBRUN (E.), 1983.
Le recrutement de la crevette Penaeus subtilis en Guyane française. - Rapport technique ISTPM, 31 p.
- GARCIA (S.) et MASSUTI (M.), 1983.
Un exemple d'utilisation des modèles de production composites en Méditerranée espagnole. - FAO, Rapp. Pêches, 305, pp. 97-107.
- GARCIA (S.), 1983.
The stock-recruitment relationship in shrimps : reality or artefacts and misinterpretations ? - Océanogr. trop., 18 (1), pp. 25-48.
- GARCIA CABRERA (C.), 1967.
Estudio biológico-pesquero de la langosta verde (Panulirus regius CAP.), del litoral sahariano. - Publ. Tec. Junta Est. Pesca, 6, pp. 101-138.
- GIBSON (F.A.) et O'RIORDAN (C.E.), 1965.
Palinurus vulgaris (L.), the crawfish, in irish waters, 1962. - Rapp. et P.-V. C.I.E.M., 156, pp. 47-49.
- GIBSON (F.A.), 1967.
Irish investigation on the lobster (Homarus vulgaris Edw.). - Irish Fish. Inv., B (marine), 1, pp. 13-45.
- GIMENES (J.), 1969.
La langouste en France. Biologie - Pêche - Marché. - Thèse doctorat vétérinaire, E.N.V. Toulouse, 83 p.
- GIUDICELLI (M.), 1971.
La langouste, sa biologie et sa pêche, le stockage de la langouste tropicale vivante, son conditionnement et son exportation. - Thèse de doctorat d'université, Université de Bordeaux, 225 p., biblio., et planches.
- GRANDPERRIN (R.), HUREAU (J.C.), POSTEL (E.), LETACONNOUX (R.) et TROADEC (J.P.), 1976.
L'aménagement de la production marine. - In BOUGIS (P.) et coll., Océanographie biologique appliquée. L'exploitation de la vie marine, MASSON, Paris, pp. 115-157.
- GRIFFITHS (C.L.) et SEIDERER (J.L.), 1980.
Rock-lobsters and mussels - Limitations and preferences in a predator-prey interaction. - J. exp. mar. Biol. Ecol., 44, pp. 95-109.
- GRUA (P.), 1963.
Maturité, cycle sexuel, soies ovigères des langoustes

- australes femelles, Jasus paulensis HELLER 1863. Etude statistique. - CNFRA Instit. Géogr. Nat., Paris, 4, 35 pp.
- GRUVEL (A.), 1911.
Contribution à l'étude générale systématique et économique des palinuridae. - Ann. Inst. océanog., 3, pp. 5-56.
- GULLAND (J.A.), 1955.
On the estimation of population parameters from marked members. - Biometrika, 42, pp. 269-270.
- GULLAND (J.A.), 1966.
Manuel des méthodes d'échantillonnage et des méthodes statistiques applicables à la biologie halieutique. Première partie - Méthodes d'échantillonnage. - Manuels FAO de science halieutique N°3, 5 fascicules.
- GULLAND (J.A.), 1969.
Manuel des méthodes d'évaluation des stocks d'animaux aquatiques. Première partie - Analyse des populations. - Manuels FAO de science halieutique N°4, 160 p.
- GULLAND (J.A.), 1983.
World resources of fisheries and their management. - Marine Ecology, Vol. V, 2, pp. 839-1061.
- GULLAND (J.A.), 1983.
L'évaluation des stocks : à quelles fins ? - FAO, Circ. Pêches, 759, 21 p.
- HARADA (E.), 1957.
Ecological observations on the japanese spiny lobster, Panulirus japonicus (VON SIEBOLD), in its larval and adult life. - Publ. Seto Mar. Biol. Lab. 6 (1), pp. 99-116.
- HELDT (H.), 1926.
Sur un cas de trifurcation de l'antenne chez Palinurus vulgaris LATR., et sur la persistance de cette malformation après la mue. - St. Océan. de Salammbô, notes N°3, pp. 3-11.
- HELDT (H.), 1929.
Rapport sur la langouste vulgaire (Palinurus vulgaris LATREILLE). - Rapp. et P.-V., Comm. Int. Méditerranée, 3-5, pp. 113-126.
- HEPPER (B.T.), 1967.
On the growth at moulting of lobsters (Homarus vulgaris) in Cornwall and Yorkshire. - J. mar. biol. Ass. U.K., 47, pp. 629-643.

- HEPPER (B.T.), 1972.
The growth at moulting of lobsters, Homarus vulgaris MILNE-EDWARDS, in the Menai Straits, North Wales. - J. Cons. int. Explor. Mer, 34 (2), pp. 169-173.
- HEPPER (B.T.), 1978.
Population dynamics of the lobster Homarus Gammarus (L.) off the coasts of England. - Fish. Res. Tech. Report Lowestoft, N°41, 29 p.
- HERRNKIND (W.F.), 1970.
Migration of the spiny lobster. - Natural History, 79 (5), pp. 36-43.
- HERRNKIND (W.F.), 1980.
The biology and management of lobsters. I. Physiology and behavior. Spiny lobsters : patterns of movement. - Academic Press, pp. 349-407.
- HICKMAN (R.W.), 1972.
Rock lobsters feeding on oysters. - N.Z. Jl. Mar. Fresh. Res., 6 (4), 641-644.
- INGLE (R.M.) et WITHAM (R.), 1968.
Biological considerations in spiny lobster culture. - Proceed. Gulf Carib. Fish. Inst., 21, pp. 158-162.
- INOUE (M.) et NONAKA (M.), 1963.
Notes on the cultured larvae of the japanese spiny lobster, Panulirus japonicus (V. SIEBOLD). - Bull. Jap. Soc. Sci. Fish., 29 (3), pp. 211-218.
- INOUE (M.), 1964.
On the amount of food required by the japanese spiny lobster, Panulirus japonicus (V. SIEBOLD), kept in cage in relation to size and temperature. - Bull. Jap. Soc. Sci. Fish., 30 (5), pp. 407-412.
- INOUE (M.), 1965.
On the relation of amount of food taken to the density and size of food and water temperature in rearing the phyllosoma of the japanese spiny lobster, Panulirus japonicus (V. SIEBOLD). - Bull. Jap. Soc. Sci. Fish., 31 (11), pp. 902-906.
- INOUE (M.), 1978.
Studies on the cultured phyllosoma larvae of the japanese spiny lobster, Panulirus japonicus - Morphology of the phyllosoma. - Bull. Jap. Soc. Sci. Fish., 44 (5), 457-475.
- JOHNSON (M.W.), 1960(a).
The offshore drift of larvae of the California spiny lobster Panulirus interruptus. - Symposium on the

changing Pacific Ocean in 1957 and 1958. California Cooperative Oceanic Fisheries INvestigations Report, 7, pp. 527-541.

JOHNSON (M.W.), 1960(b).

Production and distribution of larvae of the spiny lobster Panulirus interruptus (RANDALL) with records on P. gracilis STREETS. - Bull. Scripps Instit. Oceanogr., 6, 413-461.

JOHNSON (M.W.), 1971.

The palinurid and scyllarid lobster larvae of the tropical eastern Pacific and their distribution as related to the prevailing hydrography. - Bull. Scripps Inst. Oceanogr., 19, pp. 1-22.

JOHNSON (M.W.) et KNIGHT (M.), 1965-66.

The phyllosoma larvae of the spiny lobster Panulirus inflatus (BOUVIER). - Crustaceana, 9-10, pp. 31-47.

JONES (R.), 1976.

The use of marking data in fish population analysis. - F.A.O. Fish. Tech. Pap., 153, 42 p.

JONES (R.), 1977.

Tagging : Theoretical methods and practical difficulties. - In Fish Population Dynamics, Ed. GULLAND (J.A.), JOHN WILEY & Sons, London, pp. 46-66.

KANCIRUK (P.) et HERRNKIND (W.F.), 1973.

Preliminary investigations of the daily and seasonal locomotor activity rhythms of the spiny lobster, Panulirus argus. - Mar. Behav. Physiol. Vol. 1, pp. 351-359.

KANCIRUK (P.) et HERRNKIND (W.F.), 1976(a).

Autumnal reproduction in Panulirus argus at Bimini, Bahamas. - Bull. Mar. Sci., 26 (4), pp. 417-432.

KANCIRUK (P.) et HERRNKIND (W.F.), 1978.

Mass migration of spiny lobster, Panulirus argus (Crustacea : Palinuridae) : behavior and environmental correlates. - Bull. Mar. Sci., 28 (4), pp. 601-623.

KANCIRUK (P.), 1980.

The biology and management of lobsters. II. Ecology and management. Ecology of juveniles and adult palinuridae (spiny lobsters). - Academic Press, pp. 59-96.

- KENSLER (C.B.), 1967.
Notes on laboratory rearing of juvenile spiny lobsters, Jasus edwardsii (HUTTON) (Crustacea : Decapoda : Palinuridae). - N.Z. Jl. Mar. Freshwat. Res., 1, pp. 71-75.
- KENSLER (C.B.), 1968.
Notes on fecundity in the marine spiny lobster Jasus edwardsii (HUTTON) (Crustacea : Decapoda : Palinuridae). - N.Z. Jl. mar. Freshwat. Res., 2, pp. 81-89.
- KROUSE (J.S.), 1981.
Movement, growth, and mortality of american lobsters, Homarus americanus, tagged along the coast of Maine. - NOAA, Tech. Rep., NMFS SSRF-747, 12 p.
- KUBO (I.) et MASUDA (T.), 1964.
On the feeding pattern of the japanese spiny lobster, Panulirus japonicus (V. SIEBOLD). - Bull. Jap. Soc. Sci. Fish., 30 (1), pp. 14-20.
- KUBO (I.) et ISHIWATA (N.), 1964.
On the relationship between activity of japanese spiny lobster and under water light intensity. - Bull. Jap. Soc. Sci. Fish., 30 (11), pp. 884-888.
- KUTHALINGAM (M.D.K.), LUTHER (G.) et LAZARUS (S.), 1980.
Rearing of early juveniles of spiny lobster Panulirus versicolor (LATREILLE) with notes on lobster fishery in Vizhinjam area. - Indian J. Fish., 27, pp. 17-23.
- LATROUITE (D.), MORIZUR (Y.), et RAGUENES (G.), 1984.
Fécondités individuelles et par recrue du homard européen Homarus gammarus (L.) des côtes françaises. - C.I.E.M. C.M. 1984 / K : 38, 10 pp. (miméo).
- LAZARUS (B.I.), 1967.
The occurrence of phyllosomata off the cape with particular reference to Jasus lalandii. - Investl Rep. Div. Sea Fish. S. Afr., 63, 38 p.
- LE GALL (J.Y.), JEZEQUEL (M.), LOREC (J.) et HENOCQUE (Y.), 1983.
Evaluation de la variabilité annuelle du recrutement d'une pêcherie littorale de homard (Homarus gammarus) en Bretagne (Ile d'Houat), 1973-1980. - La mer, 21, pp. 102-112, Société franco-japonaise d'océanographie, Tokyo.
- LESSER (J.H.R.), 1978.
Phyllosoma larvae of Jasus edwardsii (HUTTON) (Crustacea : Decapoda : Palinuridae) and their distribution off the east coast of the North Island,

New Zealand. - N.Z. Jl. Mar. Freshwat. Res., 12 (4), pp. 357-370.

LINDBERG (R.G.), 1955.

Growth, population dynamics, and field behavior in the spiny lobster, Panulirus interruptus (RANDALL). Univ. Calif., Publ. Zool., 59 (6), pp. 157-248.

LYONS (W.G.), BARBER (D.G.), FOSTER (S.M.), KENNEDY (F.S.) et MILANO (G.R.), 1981.

The spiny lobster, Panulirus argus, in the middle and upper Florida keys : population structure, seasonal dynamics, and reproduction. - Fla. Mar. Res. Publ., N°38, 38 p.

MAC KOY (J.L.), 1979.

Mating behaviour and egg laying in captive rock lobster, Jasus edwardsii (Crustacea : Decapoda : Palinuridae). - N.Z. Jl mar. Freshwat. Res., 13 (3), pp. 407-413.

MAC KOY (J.L.) et ESTERMAN (D.B.), 1981.

Growth of rock lobsters (Jasus edwardsii) in the Gisborne region, New Zealand. - N.Z. Jl mar. Freshwat. Res., 15, pp. 121-136

MAC LEESE (D.W.) et WILDER (D.G.), 1958.

The activity and catchability of the lobster (Homarus americanus) in relation to temperature. - J. Fish. Res. Bd. Canada, 15 (6), pp. 1345-1354.

MAIGRET (J.), 1974(a).

Contribution à l'étude de la croissance de la langouste verte (Panulirus regius BRITO CAPELLO 1864) sur les côtes du Sahara. - Bull. Labo. Pêches Nouadhibou, N°3, pp. 57-68.

MAIGRET (J.), 1974(b).

Aspect des populations de langouste verte Panulirus regius (BRITO CAPELLO 1864) sur les côtes du Sahara (Cap Barbas - Cap Vert) en 1972/73. - Bull. Labo. Pêches Nouadhibou, N°3, pp. 43-56.

MAIGRET (J.), 1976.

Contribution à l'étude des langoustes de la côte occidentale d'Afrique (Crustacés, Décapodes, Palinuridae). 2. Données historiques sur l'effort et la prise par unité d'effort dans la pêcherie langoustière sur les côtes du Sahara. - Bull. I.F.A.N., 38, sér. A, n° 3, pp. 643-659.

MAIGRET (J.), 1978(a).

Contribution à l'étude des langoustes de la côte occidentale d'Afrique (Crustacea, Decapoda,

- Palinuridae) Panulirus regius Brito Capello, 1864, Palinurus mauritanicus Gruvel, 1911. - Thèse de doctorat es Sciences Naturelles, Université d'Aix-Marseille, U.E.R. de la Mer et de l'Environnement, 264 p.
- MAIGRET (J.), 1978(b).
Contribution à l'étude des langoustes de la côte occidentale d'Afrique (Crustacés, Décapodes, Palinuridae). 5. Les larves phyllosomes de scyllaridae et de palinuridae recueillies au large des côtes du Sahara. - Bull. I.F.A.N., 40, sér. A, n°1, pp. 36-80.
- MAIGRET (J.), 1980.
Contribution à l'étude des langoustes de la côte occidentale d'Afrique (crustacés, décapodes, palinuridae). Etat des stocks sur les côtes du Sahara en 1979. - Bull. Cent. Nat. Rech. Océanogr. Pêches Nouadhibou, 9 (1), pp. 84-101.
- MALDURA (C.M.), 1938.
La pesca nelle isole italiane dell'Egeo. - Boll. Pesca Piscicol. Idrobiol., 14, pp. 460-481.
- MARCHAL (E.) et BARRO (M.), 1964.
Contribution à l'étude de la langouste verte africaine Panulirus rissoni DESMARET 1825 (= P. regius DE BRITO CAPELLO). - Cah. O.R.S.T.O.M., Océanogr. II, 3, pp. 57-69.
- MARCHESSAULT (G.D.) et SAILA (S.B.), 1976.
Delayed recruitment models and their application to the american lobster (Homarus americanus) fishery. - J. Fish. Res. Board Can., 33, pp. 1779-1787.
- MARFIN (J.-P.), 1978.
Biologie et pêche de la langouste Panulirus guttatus en Martinique. - Science et Pêche, Bull. Inst. Pêches marit., N°278, pp. 1-10.
- MARIN (J.), 1983.
Recherche de la taille de première maturité sexuelle de la langouste rouge, Palinurus elephas FABR., en Corse. - Rapp. P.-V. Réun. C.I.E.S.M., 28 (3), 285-286.
- MARIN (J.), 1985(a).
La langouste rouge : biologie et exploitation. - La Pêche maritime, n° 1283, pp. 105 - 113.
- MARIN (J.), 1985(b).
Etude de la croissance des crustacés à partir des données de marquages-recaptures. Application à la langouste rouge de Corse, Palinurus elephas FABRICIUS.

- CIEM, C.M. 1985/K : 26, 23 p., mimeo.
- MARTINS (H.R.), 1985(a).
Biological studies of the exploited stock of the mediterranean locust lobster Scyllarides latus (LATREILLE, 1803) (Decapoda : Scyllaridae) in the Azores. - J. Crustacean Biol., 5 (2), pp. 294-305.
- MARTINS (H.R.), 1985(b).
Some observations on the naupliosoma and phyllosoma larvae of the mediterranean locust lobster, Scyllarides latus (LATREILLE, 1803), from the Azores. - CIEM, C.M. 1985/K : 52, 13 p., mimeo.
- MARUYAMA (T.) et HIRAI (M.), 1964.
The japanese spiny lobster, Panulirus japonicus - Variation in its catch, migration, and effect of closed areas upon the local stocks off Manazuru. - Bull. Tokai Reg. Fish. Res. Lab., N°38, pp. 99-123.
- MASSUTI (M.), 1963.
The fishing of crustaceans in the balearic region (Occidental Mediterranean Sea) and in the Atlantic region south of Spain (Gulf of Cadiz). - Proc. gen. Fish. Coun. Medit., 7, pp. 191-202.
- MAUCLINE (J.), 1977.
Growth of shrimps, crabs and lobsters - An assessment. - J. Cons. int. Explor. Mer, 37 (2), pp. 162-169.
- MAYRAT (A.), 1964.
Croissance et développement chez les crustacés. Leur étude biométrique (avec quelques remarques sur les insectes). - Mém. IFAN, 77, pp. 500-648.
- MAYRAT (A.), 1970.
Allométrie et taxinomie. - Revue de statistique appliquée, 18 (4), pp.47-58.
- MERCER (J.P.), 1973(a).
Littoral and benthic investigations on the west coast of Ireland-II. (Section B : Shellfish investigations). The occurrence of Palinurus mauritanicus GRUVEL, 1911 on the west coast of Ireland (Decapoda, Palinuridae). - Proc. R.I.A., 73, sect. B, pp. 445-449.
- MERCER (J.P.), 1973(b).
Spiny lobster Palinurus vulgaris (LATREILLE) on the west coast of Ireland. - Proc. Challenger Soc., 4 (3), pp. 124-125.
- MILLER (R.G.), 1974.
The jackknife. A review. - Biometrika, 61 (1), pp. 1-15.

- MILLS (B.J.) et LAKE (P.S.), 1975.
Setal development and moult staging in the crayfish Parastacoides tasmanicus (Erichson), (Decapoda Parastacidae). - Aust. J. mar. Freshwat. Res., 26, pp. 103-107.
- MORAITOPOULOU-KASSIMATI (E.), 1972.
Distribution and fishing of the lobster Palinurus vulgaris and Homarus vulgaris in greek seas. - Hel. Ocean. Limn., Praktika Inst. Ocean. Fish. Res., 11, pp. 179-195.
- MORGAN (G.R.), 1972.
Fecundity in the western rock lobster Panulirus longipes cygnus (GEORGE) (Crustacea : Decapoda : Palinuridae). - Aust. J. mar. Freshwat. Res., 23, pp. 133-141.
- MORGAN (G.R.), 1974.
Aspects of the population dynamics of the Western Rock lobster, Panulirus cygnus GEORGE. I. Estimation of population density. - Aust. J. mar. Freshwat. Res., 25, pp. 235-248.
- MORGAN (G.R.), 1978.
Locomotor activity in the western rock lobster, Panulirus longipes cygnus. - Aust. J. Mar. Freshwat. Res., 29, pp. 169-174.
- MORINEAU (A.), 1978.
Régressions robustes. Méthodes d'ajustement et de validation. - Revue de statistique appliquée, 26 (3), pp. 5-28.
- MORIZUR (Y.), 1980.
Reproduction de la langoustine, Nephrops norvegicus, dans la Région Sud-Bretagne. - Thèse de doctorat de 3ème cycle, Université Pierre et Marie CURIE, Paris 6, 115 p.
- MORIZUR (Y.), 1981.
Evaluation de la perte d'oeufs lors de l'incubation chez Nephrops norvegicus (L.) dans la région sud-Bretagne, France. - Crustaceana, 41, (3), pp. 301-306.
- MORIZUR (Y.), CONAN (G.), GUENOLE (A.), et OMNES (M.H.), 1981.
Fécondité de Nephrops norvegicus dans le Golfe de Gascogne. - Mar. biol., 63 (3), pp. 319-324.
- MORIZUR (Y.), 1983.
Utilisation de critères fonctionnels (présence de spermatophore, maturation des ovaires) pour la détermination de la taille et de l'âge à maturité

- sexuelle de Nephrops norvegicus de la région sud-Bretagne. - J. Cons. int. Explor. Mer, 41, pp. 28 - 36.
- MOROVIC (D.), 1965.
Le problème de la pêche côtière d'après une analyse des captures au trémail. - Proc. gen. Fish. Coun. Medit., 8, pp. 351-360.
- MOTA ALVES (M.I.) et SOUSA TOME (G.), 1966.
Estudo sobre as gônadas de lagosta Panulirus laevicauda (LATR.). - Arq. Est. Biol. Mar. Univ. Fed. Ceará, 6 (1), pp. 1-9.
- MOULTON (J.M.), 1975.
Sound production in the spiny lobster Panulirus argus (LATREILLE). - Biol. Bull., 113 (2), pp. 286-295.
- MOURA (S.J.C. de), 1962.
Análise das variações estacionais da produção de lagosta na Paraíba. - B. Est. Pesca, 2 (8), pp. 3-6.
- MUNRO (J.L.), 1979.
Stock assessment models : Applicability and utility in tropical small scale fisheries. - In proceeding of the international workshop, University of Rhode Island, Sept. 1979. Kingstone, R.I. University of Rhode Island Press., pp. 35-47.
- MUNRO (J.L.), 1983.
The jamaican fishing industry. - Caribbean coral reef fishery resources. - ICLARM studies and reviews 7, pp. 10-14.
- NEWMAN (G.G.), et POLLOCK (D.E.), 1974(a).
Biological cycles, maturity and availability of rock lobster Jasus lalandii on two south african fishing grounds. - Investl. Rep. Sea Fish. Brch S. Afr., 107, 16 pp.
- NEWMAN (G.G.) et POLLOCK (D.E.), 1974(b).
Growth of the rock lobster Jasus lalandii and its relationship to benthos. - Marine Biology, 24, pp. 339-346.
- NIKOLSKY (G.), BOGDANOV (A.) et LAPIN (YU.), 1973.
On fecundity as a regulatory mechanism in fish population dynamics. - Rapp. P.-V. C.I.E.M., 164, pp. 174-177.
- NONAKA (M.), 1966.
Experiments on the habitat selection of the japanese spiny lobster. - Bull. Jap. Soc. Sci. Fish., 32 (8),

- pp. 630-638.
- PAIVA (M.P.), 1960-62.
Sobre a biologia e a pesca das lagostas em Pernambuco (Brasil). - Bol. Pesc., 69-75, pp. 11-21.
- PAIVA (M.P.), et DA SILVA (A.B.), 1962.
Sobre o numero de ovos da lagosta Panulirus laevicauda (LATR.). - Arq. Est. Biol. Mar. Univ. Ceara, 2 (1), pp. 17-19.
- PANAYOTOU (T.), 1983.
Concepts d'aménagement applicables à la petite pêche : considérations économiques et sociales. - FAO Doc. Tech. Pêches, 228, 61 p.
- PAULY (D.), 1980.
On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. - J. Cons. int. Explor. Mer, 39 (2), pp. 175-192.
- PAULY (D.), 1982.
Une sélection des méthodes simples pour l'estimation des stocks de poissons tropicaux. - FAO Circ. Pêches, 729, 63 p.
- PEACOCK (N.A.), 1974.
A study of the spiny lobster fishery of Antigua and Barbuda. - Proc. Gulf Carib. Fish. Inst., 26, pp. 117-130.
- PEREIRO (J.A.) et FERNANDEZ (A.), 1974.
Aplicacion de los modelos de produccion de SCHAEFER y FOX a las pequerias de Palinurus, Aristeus, Mullus, Pagellus y Solea de la plataforma balear. - Boll. Inst. Esp. Oceano., 181, 27 p.
- PERKINS (H.C.), 1971.
Egg loss during incubation from offshore northern lobsters (Decapoda : Homaridae). - Fish. Bull., 69 (2), pp. 451-453.
- PHILLIPS (B.F.), CAMPBELL (N.A.) et REA (W.A.), 1977.
Laboratory growth of early juveniles of the western rock lobster Panulirus longipes cygnus. - Mar. Biol., 39, pp. 31-39.
- PHILLIPS (B.F.), RIMMER (D.W.) et REID (D.D.), 1978.
Ecological investigations of the late-stage phyllosoma and puerulus larvae of the western rock lobster Panulirus longipes cygnus. - Mar. Biol., 45, pp. 347-357.

- PHILLIPS (B.F.), MORGAN (G.R.) et AUSTIN (C.M.), 1980.
Synopsis of biological data on the western rock lobster, Panulirus cygnus GEORGE, 1962. - FAO Fish. Synops., n° 128, 64 p.
- PHILLIPS (B.F.), COBB (J.S.) et GEORGE (R.W.), 1980.
The biology and management of lobsters. I. Physiology and behavior. General biology. - ACADEMIC PRESS, Inc., pp. 1-82.
- PHILIPPS (B.F.), 1972.
A semi-quantitative collector of the puerulus larvae of the western rock lobster Panulirus longipes cygnus GEORGES (Decapoda, Palinuridae). - Crustaceana, 22 (2), pp. 147-154.
- PHILLIPS (B.F.), 1981.
The circulation of the southeastern Indian Ocean and the planktonic life of the western rock lobster. - Oceanogr. Mar. Biol. Ann. Rev., 19, pp. 11-39.
- PICHON (M.), 1964.
Contribution à l'étude de l'écologie et des méthodes de pêche des palinuridae dans la région de Nosy-Bé (Madagascar). - Cah. O.R.S.T.O.M., Océanogr. II, 3, pp. 71-101.
- POLLOCK (D.E.) et ROSCOE (M.J.), 1977.
The growth at moulting of crawfish Jasus tristani at Tristan da Cunha, South Africa. - J. Cons. int. Explor. Mer, 37 (2), pp. 144-146.
- POLLOCK (D.E.) et BEYERS (C.J. de B.), 1979.
Trap selectivity and seasonal catchability of rock lobster Jasus lalandii at Robben Island sanctuary, near Cape Town. - Fish. Bull. S. Afr., 12, pp. 75-79.
- POLLOCK (D.E.), 1979.
Predator-prey relationships between the rock lobster Jasus lalandii and the mussel Aulacomya ater at Robben Island on the Cape west coast of Africa. - Mar. Biol., 52, 347-356.
- POLLOCK (D.E.), 1981.
Population dynamics of rock lobster Jasus tristani at the Tristan Da Cunha group of islands. - Fish. Bull. S. Afr., 15, pp. 49-66.
- POSTEL (E.), 1951.
Une légende : la langouste de Mauritanie. - La Pêche Maritime, N°878, pp. 229-230.
- POSTEL (E.), 1966.
Langoustes de la zone intertropicale africaine. - Mém.

IFAN, 77, pp. 396-474.

POSTEL (E.), 1973(a).

Théorie des pêches (dynamique des populations exploitées). Fasc. 1 : Généralités, âge, recrutement et sélection, croissance. - Université Rennes, U.E.R. Sciences Biologiques, 116 p.

POSTEL (E.), 1973(b).

Théorie des pêches (dynamique des populations exploitées). Fasc. 2 : Efforts de pêche et prise par unité d'effort. Mortalité. - Université Rennes, U.E.R. Sciences Biologiques, 84 p.

POSTEL (E.), 1973(c).

Théorie des pêches (dynamique des populations exploitées). Fasc. 3 : Evaluations. - Université Rennes, U.E.R. Sciences Biologiques, 121 p.

POSTEL (E.), 1973(d).

Théorie des pêches (dynamique des populations exploitées). Fasc. 4 : Méthode de SCHAEFER et méthodes dérivées. - Université Rennes, U.E.R. Sciences Biologiques, 84 p.

POSTEL (E.), 1973(e).

Théorie des pêches (dynamique des populations exploitées). Fasc. 5 : Echantillonnage et marquage. - Université Rennes, U.E.R. Sciences Biologiques, 61 p.

POSTEL (E.), 1976.

La théorie des pêches : dynamique des populations exploitées. In Océanographie biologique appliquée. L'exploitation de la vie marine. - Masson, Paris, pp. 116-157.

RAMADAN (M.), 1933-34.

John Murray Expedition. - Scientific Reports, 5-6, pp. 128-135.

RENAUD (L.), 1947.

Le cycle des réserves organiques chez les crustacés décapodes. - Ann. Inst. Océanogr., 24, pp. 259-357.

RICHIE (J.), 1912.

The thorny lobster, Palinurus vulgaris, in the outer Hebrides. - Scot. Nat., pp. 93 et 166.

RIMMER (D.W.) et PHILLIPS (B.F.), 1979.

Diurnal migration and vertical distribution of phyllosoma larvae of the western rock lobster Panulirus cygnus. - Mar. Biol., 54, pp. 109-124.

RITZ (D.A.), 1972.

- Factors affecting the distribution of rock-lobster larvae (Panulirus longipes cygnus), with reference to variability of plankton-net catches. - Mar. Biol., 13, pp. 309-317.
- ROBERT-MULLER (C.), 1944.
Pêches et pêcheurs de la Bretagne Atlantique. - ARMAND COLIN, Paris, pp. 265-283.
- ROBSON (D.S.) et REGIER (H.A.), 1964.
Sample size in Petersen mark-recapture experiments. - Trans. Amer. Fish. Soc., 93 (3), pp. 215-226.
- SANTOS (E.P.), COSTA (R.S.) et MOURA (S.J.C.), 1964.
Growth of the spiny lobster Panulirus argus (LATR.) : quantitative aspect. - Arq. Est. Biol. Mar. Univ. Ceara, 4 (2), pp. 41-44.
- SANTOS (E.P.), ALCANTARA FILHO (P.) et SOBREIRA ROCHA (C.A.), 1973.
Curvas de rendimento de lagostas no estado do ceara (Brasil). - Arq. Cien. Mar., 13 (1), pp. 9-12.
- SANTOS (E.P.) et CORREA IVO (C.T.), 1973(a).
Estimacao de medidas de mortalidade da lagosta Panulirus argus (LATREILLE), em aguas costeiras do estado do ceara. - Arq. Cien. Mar., 13 (1), pp. 57-60.
- SANTOS (E.P.) et CORREA IVO (C.T.), 1973(b).
Crescimento e idade da lagosta Panulirus laevicauda (LATREILLE), em aguas costeiras do estado do Ceara (Brasil). - Arq. Cien. Mar., 13 (1), pp. 19-23.
- SANTUCCI (R.), 1928(a).
La pesca dell'aragosta in Sardegna. - R. Com. Talas. Italiano, Mem., 136, pp. 3-21.
- SANTUCCI (R.), 1928(b).
Osservazioni sulla muta degli "Scyllaridea" ed in particolar modo su quella di Palinurus vulgaris LATR. - Boll. Musei Zool. Anat. Comp. R. Univ. Genova, 8 (20), 6 p.
- SANTUCCI (R.), 1928(c).
Notizie etologiche preliminari sugli "Scyllaridea" del Mediterraneo. - Boll. Musei Zool. Anat. Comp. R. Univ. Genova, 8 (24), 13 p.
- SCHAEFER (M.B.), 1951.
Estimation of size of animal populations by marking experiments. - Fish. Bull. fish and Wildlife Service, 52, pp. 191-203.

- SCHERRER (B.), 1983.
Techniques de sondage en écologie. - In Stratégie d'échantillonnage en écologie. - MASSON, Paris, pp. 63-162.
- SEAMAN (W.) et ASKA (D.Y.), 1974.
Research and information needs of the Florida spiny lobster fishery. - Proc. conference Miami, Florida, 12 march 1974, 64 p.
- SERFLING (S.A.) et FORD (R.F.), 1975(a).
Ecological studies of the puerulus larval stage of the California spiny lobster, Panulirus interruptus. - Fish. Bull., 73 (2), pp. 360-377.
- SERFLING (S.A.) et FORD (R.F.), 1975(b).
Laboratory culture of juvenile stages of the California spiny lobster Panulirus interruptus (RANDALL) at elevated temperatures. - Aquaculture, 6, pp. 377-387.
- SILAS (E.G.), 1983.
Major breakthrough in spiny lobster culture. - Mar. Fiszh. Inf. Serv. Tech. Ext. ser., 43, pp. 1-5.
- SILBERBAUER (B.I.), 1971.
The biology of the south african rock lobster. - S. Afr. Ship. News and Fish. Ind. Review, 5 p.
- SIMPSON (A.C.), 1976.
Size composition and related data on the spiny lobster (Panulirus argus) in the Bahamas in 1966. - Crustaceana, 31 (3), pp. 225-232.
- SIMS (H.W.), 1965.
Notes on the occurrence of prenaupliosoma larvae of spiny lobsters in the plankton. - Bull. Mar. Sci. Gulf & Carib., 15, pp. 223-227.
- SIMS (H.W.), 1966-67.
The phyllosoma larvae of the spiny lobster Palinurellus gundlachi VON MARTENS (Decapoda, Palinuridae) - Crustaceana, 11-12, pp. 205-215.
- SIMS (H.W.), 1968.
Notes on spiny lobster larvae in the North Atlantic. - Quart. Journ. Florida Acad. Sci., 29 (4), pp. 257-264.
- SIMS (H.W.) et INGLE (R.M.), 1966 (1967).
Caribbean recruitment of Florida's spiny lobster population. - Quart. Jour. Florida Acad. Sci., 29 (3), pp.207-242.

- SNEDECOR (G.W.) et COCHRAN (W.G.), 1971.
Méthodes statistiques. Traduction française, 6ème édition, ACTA, Paris, 649 p.
- STEWART (J.E.), 1968.
Adverse conditions as inhibitors of ecdysis in the lobster Homarus americanus. - J. Fish. Res. Bd. Canada, 25(9), pp. 1763-1774.
- STEWART (J.E.), 1980.
The biology and management of lobsters. I. Physiology and behavior. Diseases. - Academic Press, pp. 301-342.
- SWEAT (D.E.), 1968.
Growth and tagging studies on Panulirus argus (LATREILLE) in the Florida keys. - Fla. Bd. Conserv., Tech. Ser., N°57, 30 p.
- TCHERNIGOVTZEFF (C.), 1965.
Multiplication cellulaire et régénération au cours du cycle d'intermue des crustacés décapodes. - Archives Zool. Exp. et Gén., 106, pp. 377-497.
- TEGNER (M.J.) et DAYTON (P.K.), 1981.
Population structure, recruitment and mortality of two sea urchins (Strongylocentrotus franciscanus and S. purpuratus) in a kelp forest. - Mar. Ecol. Prog. Ser., 5, pp. 255-268.
- TEISSIER (G.), 1948.
La relation d'allométrie. Sa signification statistique et biologique. - Biometrics, pp. 14-53.
- THOMAS (H.J.), 1955.
Observations on the recaptures of tagged lobsters in Scotland. - Mar. Res., N°2, 12 p.
- THOMAS (H.J.), 1958(a).
Some seasonal variations in the catch and stock composition of the lobster. - J. Cons. int. Explor. Mer, 24 (1), pp. 147-154.
- THOMAS (H.J.), 1958(b).
Observations on the increase in size at moulting in the lobster (Homarus vulgaris M.-EDW.). - J. mar. biol. Ass. U.K., 37, pp. 603-606.
- THOMAS (M.M.), 1972.
Growth of the spiny lobster, Panulirus homarus (LINNAEUS), in captivity. - Indian J. Fish., 19, pp. 125-129.
- TOMASSONE (R.), LESQUOY (E.) et MILLIER (C.), 1983.
La régression. Nouveaux regards sur une ancienne

méthode statistique. - Actualités scientifiques et agronomiques de l'INRA, MASSON, Paris, 180 p.

TRAVIS (D.F.), 1954.

The molting cycle of the spiny lobster, Panulirus argus LATREILLE. I. Molting and growth in laboratory-maintained individuals. - Biol. Bull. Woods Hole, 107 (3), pp. 433-450.

TRAVIS (D.F.), 1955.

The molting cycle of the spiny lobster, Panulirus argus LATREILLE. II. Pre-ecdysial histological and histochemical changes in the hepato-pancreas and integumental tissues. - Biol. Bull. Woods Hole, 108, pp. 88-112.

TRAVIS (D.F.), 1957.

The molting cycle of the spiny lobster, Panulirus argus LATREILLE. IV. Post-ecdysial histological and histochemical changes in the hepato-pancreas and integumental tissues. - Biol. Bull., Woods Hole, 113, pp. 451-479.

TROADEC (J.-P.), 1976.

Développement de la pêche dans le monde. In Océanographie biologique appliquée. L'exploitation de la vie marine - Masson, Paris.

TROADEC (J.-P.), 1982.

Introduction à l'aménagement des pêcheries : intérêt, difficultés et principales méthodes. - FAO Doc. Tech. Pêches, 224, 64 p.

TROADEC (J.-P.), 1983.

Practices and prospects for fisheries development and management : The case of northwest african fisheries. In Global fisheries, perspectives for the 1980'S. - Rothschild, Springer Verlag, New York Inc., pp. 97-122.

TROADEC (J.-P.), 1985.

Aménagement des pêches et des cultures marines en zones littorales : perspectives et axes de recherche. - Quatrième colloque interdisciplinaire franco-japonais. Marseille (France), 16-21 septembre, 26 p.

TROADEC (J.-P.) et ALZIEU (Cl.), 1984.

Aménagement des zones côtières : problèmes et perspectives. Symposium sur les flux de contaminants en zones côtières. Nantes (France), 14-16 mai, 21 p.

VAN HERP (F.) et BELLON-HUMBERT (C.), 1978.

Setal development and molt prediction in the larvae and adults of the crayfish, Astacus leptodactylus

- (NORDMANN, 1842). - Aquaculture, 14, 289-301.
- VAN OLST (J.C.), CARLBERG (J.M.) et HUGHES (J.T.), 1980.
The biology and management of lobsters. II. Ecology and management. Aquaculture. - Academic Press, pp. 333-384.
- VASSEROT (J.), 1965.
Un prédateur d'échinodermes s'attaquant particulièrement aux ophiures : la langouste Palinurus vulgaris. - Bull. Soc. Zool. Fr., 90, pp. 365-384.
- VINCENT-CUAZ (L.), 1958.
La langouste rose de Mauritanie Palinurus mauritanicus GRUVEL. - Rev. Trav. Inst. Pêches Marit., 22 (3), pp. 345-352.
- WARNER (R.E.), COMBS (C.L.) et GREGORY (D.R.), 1977.
Biological studies of the spiny lobster, Panulirus argus (Decapoda ; Palinuridae), in south Florida. - Proc. Gulf Carib. Fish. Inst., pp. 166-183.
- WEINBORN (J.A.), 1977.
Estudio preliminar de la biología, ecología y semicultivo de los palinuridos de Zihuatanejo, Gro., Mexico. Panulirus gracilis STREETS y Panulirus inflatus BOUVIER. - An. Centro Cienc. del Mar y Limnol. Univ. Nat. Auton. Mexico, 4 (1), pp. 27-78.
- WENNER (A.M.), FUSARO (C.), et DATEN (A.), 1974.
Size at onset of sexual maturity and growth rate in crustacean populations. - Can. J. Zool., 52, pp. 1095-1106.
- WILDER (D.G.), 1963.
Movements, growth and survival of marked and tagged lobsters liberated in Egmont Bay, Prince Edward Island. - J. Fish. Res. Bd. Canada, 20 (2), pp. 305-318.
- WILSON (E.), 1952.
The spiny or thorny lobster, Palinurus vulgaris LATREILLE, in scottish waters. - Scot. Nat., 64 (3), pp. 151-157.
- WITHAM (R.), INGLE (R.M.), et SIMS (H.W.), 1964.
Notes on postlarvae of Panulirus argus. - Quart. Jour. Florida Acad. Sci., 27 (4), pp. 289-297.
- WITHAM (R.), INGLE (R.M.) et JOYCE (E.A.), 1968.
Physiological and ecological studies of Panulirus argus from the St. Lucie estuary. - Fla. Bd. Conserv., Tech. Ser., N°53, 30 p.

WITHAM (R.), 1973.

Preliminary thermal studies on young Panulirus argus -
Quart. Jour. Florida Acad. Sci., 36 (2-4), pp. 154-
158.

ZARIQUIEY ALVAREZ (R.), 1968.

Crustaceos decapodos ibericos. - Inv. Pesq., 32, pp.
212-216.

ANNEXE I

- LANGOUSTE ROUGE CORSE -

ANNEE :

SECTEUR :

BATEAU :

EQUIPAGE :

DATES DE LA CAMPAGNE : - DEBUT :

- FIN :

ZONE(S) DE PECHE :

SONDE(S) :

NOMBRE DE SORTIES = - MARS :

- AVRIL :

- MAI :

- JUIN :

- JUILLET :

- AOUT :

- SEPTEMBRE :

MATRIEL DE PECHE EMBARQUE : - TREMAILS A LANGOUSTE :

- NB :

- LM :

- MAILLE :

- TREMAILS A POISSON :

- NB :

- LM :

- MAILLE :

ENGINS RELEVES PAR SORTIE :

- TREMAILS A LANGOUSTE :

- TREMAILS A POISSON :

DUREE DE LA CALEE :

- TREMAILS A LANGOUSTE :

- TREMAILS A POISSON :

CAPTURES PAR SORTIE :

- LANGOUSTE :

- POISSONS :

CAPTURES POUR LA CAMPAGNE :

- LANGOUSTE :

- POISSONS :

ANNEXE II

- SYMBOLES UTILISES -

N : effectif de la population de bateaux pêchant la langouste.

Nh : nombre de bateaux par strate :

$$N = \sum_{h=1}^7 N_h .$$

n : effectif de l'échantillon .

$$n = N \times F .$$

F : proportion de bateaux échantillonnés dans la strate, ou allocation proportionnelle.

fi : effort déployé par bateau échantillonné.

fh : effort au sein de la strate.

f : effort total pour la Corse.

yi : capture de langouste par bateau échantillonné.

yh : capture de langouste au sein de la strate.

y : capture de langouste pour l'ensemble de la Corse.

ui : prise par unité d'effort moyenne par bateau échantillonné.

p.u.e.(h) : prise par unité d'effort au sein de la strate.

p.u.e. : prise par unité d'effort pour l'ensemble de la Corse.

ANNEXE III

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .150 E TERMINAL = .500
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.003	.001	.084	459644.5
5.0	10153.00	10153.00	.597	.043	.025	.115	422786.4
6.0	35533.00	35533.00	.656	.159	.104	.203	376866.8
7.0	88228.00	88228.00	.728	.493	.359	.468	307753.4
8.0	63595.00	63595.00	.819	.525	.430	.552	192673.0
9.0	40820.00	40820.00	.934	.533	.498	.638	110899.2
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.500	.544	.708	58589.9
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.487	.635	.830	26874.8
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.501	.813	1.057	12589.2
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.485	1.045	1.368	4375.7
14.0+	371.00	557.00		.150			1114.0
					Z*DT CUMULE =	6.022	

ANNEXE IV

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .150 E TERMINAL = .600
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.003	.001	.084	458696.2
5.0	10153.00	10153.00	.597	.043	.025	.115	421912.8
6.0	35533.00	35533.00	.656	.159	.104	.203	376067.9
7.0	88228.00	88228.00	.728	.494	.360	.469	307029.5
8.0	63595.00	63595.00	.819	.527	.431	.554	192024.8
9.0	40820.00	40820.00	.934	.536	.501	.641	110327.0
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.506	.551	.714	58094.0
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.497	.648	.843	28455.2
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.522	.848	1.092	12246.5
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.540	1.165	1.488	4110.7
14.0+	371.00	557.00		.225			928.3
						Z*DT CUMULE =	6.203

ANNEXE V

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .150 E TERMINAL = .700
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.003	.001	.084	458012.7
5.0	10153.00	10153.00	.597	.043	.026	.115	421283.3
6.0	35533.00	35533.00	.656	.159	.105	.203	375492.3
7.0	88228.00	88228.00	.728	.495	.361	.470	306507.9
8.0	63595.00	63595.00	.819	.529	.433	.555	191557.8
9.0	40820.00	40820.00	.934	.539	.504	.644	109914.8
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.510	.555	.718	57736.7
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.505	.657	.853	28153.0
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.539	.875	1.119	11999.6
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.590	1.271	1.595	3920.1
14.0+	371.00	557.00		.350			795.7

Z*DT CUMULE = 6.355

ANNEXE VI

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .150 E TERMINAL = .800
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.003	.001	.084	457496.1
5.0	10153.00	10153.00	.597	.043	.026	.115	420807.3
6.0	35533.00	35533.00	.656	.160	.105	.203	375057.2
7.0	88228.00	88228.00	.728	.496	.361	.471	306113.6
8.0	63595.00	63595.00	.819	.530	.434	.556	191204.6
9.0	40820.00	40820.00	.934	.541	.506	.646	109603.1
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.513	.558	.722	57466.6
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.510	.665	.860	27924.5
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.553	.897	1.141	11813.0
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.635	1.367	1.691	3776.1
14.0+	371.00	557.00		.600			696.3

Z*DT CUMULE = 6.489

ANNEXE VII

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .200 E TERMINAL = .500
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.111	548643.4
5.0	10153.00	10153.00	.597	.037	.022	.142	491124.9
6.0	35533.00	35533.00	.656	.142	.093	.224	426291.0
7.0	88228.00	88228.00	.728	.446	.325	.470	340639.6
8.0	63595.00	63595.00	.819	.475	.389	.553	212820.3
9.0	40820.00	40820.00	.934	.483	.451	.638	122456.4
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.454	.494	.711	64718.2
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.445	.579	.840	31778.7
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.463	.752	1.077	13724.3
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.466	1.003	1.434	4675.2
14.0+	371.00	557.00		.200			1114.0
					Z*DT CUMULE =	6.199	

ANNEXE VIII

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .200 E TERMINAL = .600
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.111	547027.4
5.0	10153.00	10153.00	.597	.037	.022	.142	489676.7
6.0	35533.00	35533.00	.656	.142	.093	.225	425005.8
7.0	88228.00	88228.00	.728	.447	.326	.472	339512.6
8.0	63595.00	63595.00	.819	.478	.391	.555	211847.3
9.0	40820.00	40820.00	.934	.487	.455	.642	121632.0
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.460	.500	.718	64036.5
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.455	.593	.853	31232.8
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.485	.787	1.112	13306.7
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.520	1.120	1.551	4378.0
14.0+	371.00	557.00		.300			928.3
						Z*DT CUMULE =	6.379

ANNEXE IX

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .200 E TERMINAL = .700
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.111	545861.3
5.0	10153.00	10153.00	.597	.037	.022	.142	488631.4
6.0	35533.00	35533.00	.656	.143	.094	.225	424078.2
7.0	88228.00	88228.00	.728	.449	.327	.473	338699.0
8.0	63595.00	63595.00	.819	.480	.393	.556	211145.0
9.0	40820.00	40820.00	.934	.490	.457	.644	121037.0
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.464	.505	.723	63544.5
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.463	.603	.863	30838.8
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.502	.814	1.139	13005.3
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.568	1.224	1.655	4163.9
14.0+	371.00	557.00		.467			795.7
					Z*DT CUMULE =	6.531	

ANNEXE X

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .200 E TERMINAL = .800
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.111	544977.6
5.0	10153.00	10153.00	.597	.037	.022	.142	487839.5
6.0	35533.00	35533.00	.656	.143	.094	.225	423375.3
7.0	88228.00	88228.00	.728	.450	.328	.473	338082.7
8.0	63595.00	63595.00	.819	.481	.394	.558	210612.8
9.0	40820.00	40820.00	.934	.492	.460	.647	120586.2
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.468	.509	.727	63171.8
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.469	.611	.871	30540.3
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.515	.836	1.161	12777.2
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.611	1.318	1.749	4002.0
14.0+	371.00	557.00		.800			696.3
					Z*DT CUMULE =	6.663	

ANNEXE XI

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .250 E TERMINAL = .500
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.138	661741.6
5.0	10153.00	10153.00	.597	.032	.019	.168	576479.4
6.0	35533.00	35533.00	.656	.125	.082	.246	487137.3
7.0	88228.00	88228.00	.728	.399	.291	.473	380768.8
8.0	63595.00	63595.00	.819	.426	.349	.554	237286.5
9.0	40820.00	40820.00	.934	.433	.405	.638	136400.2
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.409	.445	.717	72032.5
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.404	.526	.851	35182.5
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.428	.694	1.100	15016.5
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.447	.963	1.501	4999.3
14.0+	371.00	557.00		.250			1114.0
						Z*DT CUMULE =	6.387

ANNEXE XII

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .250 E TERMINAL = .600
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.138	658998.6
5.0	10153.00	10153.00	.597	.032	.019	.168	574087.4
6.0	35533.00	35533.00	.656	.126	.083	.247	485077.1
7.0	88228.00	88228.00	.728	.401	.292	.474	379020.5
8.0	63595.00	63595.00	.819	.429	.352	.556	235831.1
9.0	40820.00	40820.00	.934	.438	.409	.643	135216.6
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.415	.452	.724	71098.5
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.414	.540	.865	34474.1
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.449	.728	1.134	14508.9
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.499	1.076	1.615	4666.6
14.0+	371.00	557.00		.375			928.3

Z*DT CUMULE = 6.565

ANNEXE XIII

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .250 E TERMINAL = .700
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.138	657016.1
5.0	10153.00	10153.00	.597	.032	.019	.169	572358.4
6.0	35533.00	35533.00	.656	.126	.083	.247	483587.8
7.0	88228.00	88228.00	.728	.403	.293	.476	377756.8
8.0	63595.00	63595.00	.819	.432	.353	.558	234779.2
9.0	40820.00	40820.00	.934	.441	.412	.646	134361.2
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.420	.457	.729	70423.4
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.423	.550	.876	33962.2
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.466	.756	1.162	14142.2
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.546	1.177	1.716	4426.6
14.0+	371.00	557.00		.583			795.7

Z*DT CUMULE = 6.716

ANNEXE XIV

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .250 E TERMINAL = .800
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.138	655512.0
5.0	10153.00	10153.00	.597	.032	.019	.169	571046.7
6.0	35533.00	35533.00	.656	.127	.083	.247	482457.9
7.0	88228.00	88228.00	.728	.404	.294	.476	376797.9
8.0	63595.00	63595.00	.819	.434	.355	.560	233981.0
9.0	40820.00	40820.00	.934	.444	.415	.648	133712.1
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.424	.461	.733	69911.3
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.429	.559	.884	33573.8
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.479	.778	1.184	13864.1
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.589	1.269	1.808	4244.9
14.0+	371.00	557.00		1.000			696.3

Z*DT CUMULE = 6.847

ANNEXE XV

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .300 E TERMINAL = .500
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.165	807712.0
5.0	10153.00	10153.00	.597	.027	.016	.195	684756.3
6.0	35533.00	35533.00	.656	.110	.072	.269	563198.3
7.0	88228.00	88228.00	.728	.354	.258	.476	430441.5
8.0	63595.00	63595.00	.819	.379	.310	.556	267370.7
9.0	40820.00	40820.00	.934	.386	.360	.641	153396.9
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.365	.397	.724	80829.9
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.364	.475	.866	39192.3
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.393	.639	1.126	16491.4
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.428	.923	1.569	5350.5
14.0*	371.00	557.00		.300			1114.0
					Z*DT CUMULE =	6.586	

ANNEXE XVI

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .300 E TERMINAL = .600
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.165	803070.9
5.0	10153.00	10153.00	.597	.028	.016	.196	680818.4
6.0	35533.00	35533.00	.656	.110	.072	.269	559906.1
7.0	88228.00	88228.00	.728	.356	.259	.478	427737.8
8.0	63595.00	63595.00	.819	.382	.313	.559	265200.5
9.0	40820.00	40820.00	.934	.391	.365	.645	151702.5
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.372	.405	.732	79553.6
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.376	.489	.880	38275.4
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.414	.673	1.160	15875.7
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.479	1.033	1.679	4978.5
14.0+	371.00	557.00		.450			928.3

Z*DT CUMULE = 6.763

ANNEXE XVII

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .300 E TERMINAL = .700
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.165	799712.6
5.0	10153.00	10153.00	.597	.028	.016	.196	677968.8
6.0	35533.00	35533.00	.656	.111	.073	.270	557523.7
7.0	88228.00	88228.00	.728	.358	.261	.479	425781.4
8.0	63595.00	63595.00	.819	.385	.315	.561	263629.9
9.0	40820.00	40820.00	.934	.395	.369	.649	150476.4
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.378	.411	.737	78630.1
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.384	.500	.891	37612.1
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.431	.700	1.187	15430.5
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.525	1.132	1.778	4709.9
14.0+	371.00	557.00		.700			795.7
					Z*DT CUMULE =	6.913	

ANNEXE XVIII

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .151 L. INF. = 16.60 M = .300 E TERMINAL = .800
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 14.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	636.00	636.00	.548	.002	.001	.165	797161.4
5.0	10153.00	10153.00	.597	.028	.017	.196	675804.4
6.0	35533.00	35533.00	.656	.111	.073	.270	555714.4
7.0	88228.00	88228.00	.728	.359	.262	.480	424295.4
8.0	63595.00	63595.00	.819	.387	.317	.562	262437.2
9.0	40820.00	40820.00	.934	.398	.372	.652	149545.3
10.0	22861.00	22861.00	1.088	.382	.416	.742	77928.8
11.0	12452.00	12452.00	1.303	.391	.509	.900	37108.4
12.0	6321.00	6321.00	1.623	.445	.722	1.209	15092.5
13.0	2491.00	2491.00	2.155	.567	1.221	1.868	4506.3
14.0+	371.00	557.00		1.200			696.3

Z*DT CUMULE = 7.043

ANNEXE XIX

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .189 L. INF. = 13.60 M = .200 E TERMINAL = .500
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 12.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	819.00	819.00	.582	.004	.002	.119	408593.3
5.0	9404.00	9404.00	.654	.043	.028	.159	362923.3
6.0	37957.00	37957.00	.746	.189	.141	.291	309624.1
7.0	58152.00	58152.00	.869	.366	.318	.492	231552.8
8.0	40346.00	40346.00	1.041	.362	.376	.584	141600.0
9.0	23010.00	23010.00	1.297	.307	.398	.657	78932.8
10.0	14440.00	14440.00	1.722	.307	.529	.874	40915.3
11.0	7527.00	7527.00	2.569	.307	.788	1.302	17079.7
12.0+	1913.00	2323.00		.200			4646.0

Z*DT CUMULE = 4.477

ANNEXE XX

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .189 L. INF. = 13.60 M = .200 E TERMINAL = .600
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 12.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	819.00	819.00	.582	.004	.002	.119	403199.0
5.0	9404.00	9404.00	.654	.043	.028	.159	358121.8
6.0	37957.00	37957.00	.746	.192	.143	.293	305411.4
7.0	58152.00	58152.00	.869	.373	.324	.498	227925.3
8.0	40346.00	40346.00	1.041	.371	.386	.594	138555.9
9.0	23010.00	23010.00	1.297	.319	.413	.673	76466.9
10.0	14440.00	14440.00	1.722	.327	.563	.907	39019.5
11.0	7527.00	7527.00	2.569	.346	.889	1.403	15747.5
12.0+	1913.00	2323.00		.300			3871.7
						Z*DT CUMULE =	4.646

ANNEXE XXI

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .189 L. INF. = 13.60 M = .200 E TERMINAL = .700
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 12.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	819.00	819.00	.582	.004	.002	.119	399313.6
5.0	9404.00	9404.00	.654	.044	.029	.159	354663.4
6.0	37957.00	37957.00	.746	.194	.145	.294	302377.0
7.0	58152.00	58152.00	.869	.378	.328	.502	225312.5
8.0	40346.00	40346.00	1.041	.378	.394	.602	136363.4
9.0	23010.00	23010.00	1.297	.328	.426	.685	74691.1
10.0	14440.00	14440.00	1.722	.343	.590	.935	37654.5
11.0	7527.00	7527.00	2.569	.382	.981	1.494	14789.2
12.0+	1913.00	2323.00		.467			3318.6

Z*DT CUMULE = 4.790

ANNEXE XXII

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .189 L. INF. = 13.60 M = .200 E TERMINAL = .800
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 12.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	819.00	819.00	.582	.004	.002	.119	396375.7
5.0	9404.00	9404.00	.654	.044	.029	.160	352048.3
6.0	37957.00	37957.00	.746	.196	.146	.295	300082.6
7.0	58152.00	58152.00	.869	.382	.332	.506	223336.7
8.0	40346.00	40346.00	1.041	.384	.400	.608	134705.6
9.0	23010.00	23010.00	1.297	.336	.435	.695	73348.4
10.0	14440.00	14440.00	1.722	.356	.613	.957	36622.8
11.0	7527.00	7527.00	2.569	.414	1.064	1.578	14065.4
12.0+	1913.00	2323.00		.800			2903.8

Z*DT CUMULE = 4.916

ANNEXE XXIII

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .189 L. INF. = 13.60 M = .150 E TERMINAL = .068
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 12.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	819.00	819.00	.582	.003	.002	.089	458462.4
5.0	9404.00	9404.00	.654	.036	.024	.122	419351.7
6.0	37957.00	37957.00	.746	.153	.114	.226	371219.3
7.0	58152.00	58152.00	.869	.270	.234	.365	296070.2
8.0	40346.00	40346.00	1.041	.228	.237	.393	205561.6
9.0	23010.00	23010.00	1.297	.155	.201	.395	138693.6
10.0	14440.00	14440.00	1.722	.112	.192	.450	93389.2
11.0	7527.00	7527.00	2.569	.064	.164	.550	59532.4
12.0+	1913.00	2323.00		.011			34359.8
						Z*DT CUMULE =	2.591

ANNEXE XXIV

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .189 L. INF. = 13.60 M = .200 E TERMINAL = .093
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 12.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	819.00	819.00	.582	.003	.002	.118	546627.4
5.0	9404.00	9404.00	.654	.032	.021	.152	485790.1
6.0	37957.00	37957.00	.746	.138	.103	.252	417427.1
7.0	58152.00	58152.00	.869	.249	.217	.390	324419.2
8.0	40346.00	40346.00	1.041	.218	.227	.435	219558.5
9.0	23010.00	23010.00	1.297	.156	.202	.462	142154.9
10.0	14440.00	14440.00	1.722	.122	.210	.554	89603.5
11.0	7527.00	7527.00	2.569	.080	.205	.719	51477.5
12.0+	1913.00	2323.00		.020			25088.5

Z*DT CUMULE = 3.081

ANNEXE XXV

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .189 L. INF. = 13.60 M = .250 E TERMINAL = .126
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 12.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	819.00	819.00	.582	.002	.001	.147	658317.1
5.0	9404.00	9404.00	.654	.028	.018	.182	568411.6
6.0	37957.00	37957.00	.746	.123	.092	.278	474018.3
7.0	58152.00	58152.00	.869	.228	.198	.415	358867.5
8.0	40346.00	40346.00	1.041	.205	.214	.474	236801.3
9.0	23010.00	23010.00	1.297	.155	.201	.525	147455.4
10.0	14440.00	14440.00	1.722	.131	.226	.656	87242.6
11.0	7527.00	7527.00	2.569	.098	.252	.894	45256.4
12.0+	1913.00	2323.00		.036			18509.5

Z*DT CUMULE = 3.571

ANNEXE XXVI

ANALYSE DE COHORTES - LONGUEURS

K = .189 L. INF. = 13.60 M = .300 E TERMINAL = .168
 CLASSES DE 1.0 GROUPE + : 12.0 LISSAGE SUR 0 CLASSES

CAPTURES

L	REF.	LISSEES	DT	F	F*DT	Z*DT	NOMBRE
4.0	819.00	819.00	.582	.002	.001	.176	801914.2
5.0	9404.00	9404.00	.654	.024	.016	.212	672689.4
6.0	37957.00	37957.00	.746	.108	.081	.305	544332.6
7.0	58152.00	58152.00	.869	.206	.179	.440	401319.8
8.0	40346.00	40346.00	1.041	.192	.199	.512	258480.7
9.0	23010.00	23010.00	1.297	.151	.196	.585	154965.1
10.0	14440.00	14440.00	1.722	.138	.238	.755	86309.9
11.0	7527.00	7527.00	2.569	.118	.303	1.074	40566.4
12.0+	1913.00	2323.00		.060			13865.4

Z*DT CUMULE = 4.058

COEFFICIENTS DES ERREURS RELATIVES SUR LES EFFECTIFS

L	ALFK	ALFKK	ALFL	ALFLL	ALFKL	ALFM	ALFMM	ALFKM	ALFE	ALFEE
4.0	-.672	.978	-1.363	4.746	2.745	.672	.306	-1.284	-.022	.022
5.0	-.559	.795	-1.201	4.307	2.337	.559	.236	-1.031	-.022	.022
6.0	-.447	.624	-1.032	3.874	1.952	.447	.177	-.801	-.022	.022
7.0	-.352	.469	-.893	3.575	1.663	.352	.137	-.625	-.025	.025
8.0	-.333	.459	-.939	4.078	1.715	.333	.126	-.585	-.034	.034
9.0	-.319	.434	-1.006	4.737	1.791	.319	.115	-.550	-.050	.050
10.0	-.302	.403	-1.061	5.513	1.846	.302	.101	-.504	-.080	.080
11.0	-.263	.340	-1.032	6.000	1.740	.263	.077	-.417	-.132	.132
12.0	-.191	.235	-.925	5.594	1.354	.191	.044	-.278	-.240	.240
13.0	-.064	.071	-.373	2.442	.460	.064	.007	-.078	-.547	.547
14.0	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	-1.000	1.000

ANNEXE XXVII

COEFFICIENTS DES ERREURS RELATIVES SUR LES F

324

L	ALFK	ALFKK	ALFL	ALFLL	ALFKL	ALFM	ALFMM	ALFKM	ALFLE	ALFEE
4.0	1.672	.146	2.735	-1.019	2.745	-.672	.146	.380	.022	-.021
5.0	1.559	.077	2.696	-1.070	2.588	-.559	.077	.406	.022	-.021
6.0	1.447	.022	2.675	-1.115	2.378	-.447	.022	.408	.022	-.022
7.0	1.352	-.013	2.717	-1.169	2.325	-.352	-.013	.377	.025	-.024
8.0	1.333	-.015	2.988	-1.273	2.562	-.333	-.015	.363	.034	-.028
9.0	1.319	-.014	3.344	-1.371	2.940	-.319	-.014	.346	.050	-.048
10.0	1.302	-.010	3.802	-1.405	3.430	-.302	-.010	.322	.090	-.078
11.0	1.283	-.008	4.337	-1.307	4.021	-.283	-.008	.279	.132	-.114
12.0	1.191	-.007	4.974	-.994	4.746	-.191	-.007	.206	.240	-.183
13.0	1.064	-.003	5.728	-.307	5.656	-.064	-.003	.070	.547	-.246
14.0	.000	.000	.000	.000	.000	1.000	.000	.000	2.000	2.000

COMPOSANTES DE VARIANCES SUR LES EFFECTIFS

L	VAR(N)	SIG(N)	CV(N)	BORNE INF.	BORNE SUP.
4.	.992E+07	.315E+04	.006	513635.1	525982.9
5.	.796E+07	.282E+04	.006	457590.0	468648.9
6.	.703E+07	.265E+04	.007	394526.0	404920.2
7.	.749E+07	.274E+04	.009	311851.1	322580.3
8.	.834E+07	.289E+04	.015	190608.0	201928.5
9.	.622E+07	.249E+04	.022	106536.8	116315.1
10.	.370E+07	.192E+04	.033	53975.1	61516.1
11.	.185E+07	.136E+04	.049	24853.0	30186.1
12.	.758E+06	.871E+03	.077	9578.4	12991.3
13.	.227E+06	.477E+03	.139	2493.2	4362.1
14.	.175E+05	.132E+03	.356	111.8	630.2

ANNEXE XXIX

COMPOSANTES DE VARIANCE SUR LES EFFECTIFS, ET BORNES
 DES INTERVALLES DE CONFIANCE A 5%, QUAND LES CAPTURES
 AUX DIFFERENTES LONGUEURS SONT OBTENUES PAR E.A.S.

COMPOSANTES DE VARIANCES SUR LES MORTALITES

L	*	VAR(F)	*	SIG(F)	*	CV(F)	*	BORNE INF.	*	BORNE SUP.
4.0	*	.376E-06	*	.613E-03	*	.272	*	.001	*	.003
5.0	*	.649E-05	*	.255E-02	*	.068	*	.032	*	.042
6.0	*	.266E-04	*	.515E-02	*	.036	*	.133	*	.153
7.0	*	.965E-04	*	.982E-02	*	.022	*	.430	*	.468
8.0	*	.149E-03	*	.122E-01	*	.025	*	.456	*	.504
9.0	*	.235E-03	*	.153E-01	*	.031	*	.461	*	.521
10.0	*	.372E-03	*	.193E-01	*	.041	*	.429	*	.504
11.0	*	.645E-03	*	.254E-01	*	.055	*	.416	*	.516
12.0	*	.135E-02	*	.368E-01	*	.072	*	.437	*	.531
13.0	*	.381E-02	*	.617E-01	*	.104	*	.470	*	.711
14.0	*	.892E-18	*	.944E-09	*	.000	*	.200	*	.200

ANNEXE XXX

COMPOSANTES DE VARIANCE SUR LES MORTALITES PAR PECHE,
 ET BORNES DES INTERVALLES DE CONFIANCE A 5%, QUAND LES
 CAPTURES AUX DIFFERENTES LONGUEURS SONT OBTENUES PAR E.A.S.

INFERENCE SUR LES F, SUR LA BASE DE LA DISTRIBUTION DES ESTIMATIONS DE K ET LINF

ECART-TYPE SUR K = .031 ECART-TYPE SUR LINF = 1.570 CORRELATION = -.480

L *	VAR1 *	SIG1 *	BI1 *	F *	BI2 **	BIAIS *	FCOR
4.0*	.000 *	.001 *	.001 *	.002 *	.004 **	.000 *	.002
5.0*	.000 *	.011 *	.015 *	.037 *	.059 **	-.001 *	.038
6.0*	.002 *	.040 *	.064 *	.143 *	.222 **	-.004 *	.147
7.0*	.015 *	.123 *	.209 *	.449 *	.670 **	-.015 *	.464
8.0*	.019 *	.136 *	.213 *	.480 *	.748 **	-.017 *	.498
9.0*	.022 *	.148 *	.200 *	.491 *	.781 **	-.020 *	.511
10.0*	.024 *	.154 *	.165 *	.467 *	.768 **	-.021 *	.488
11.0*	.029 *	.170 *	.132 *	.466 *	.800 **	-.023 *	.489
12.0*	.044 *	.210 *	.097 *	.509 *	.921 **	-.027 *	.536
13.0*	.079 *	.282 *	.038 *	.591 *	1.143 **	-.033 *	.623

ANNEXE XXXI

INFERENCE SUR LES F D'APRES LES VARIANCES ET COVARIANCE DU
COUPLE K ET L INFINI.

APPROXIMATION DE LA VARIANCE D'APRES 1 DEVELOPPEMENT LIMITE D'ORDRE 1,
ET CALCUL DU BIAIS D'APRES 1 DEVELOPPEMENT LIMITE D'ORDRE 2.

