

Cette communication ne peut être citée sans autorisation préalable des auteurs

Conseil international
pour l'Exploration de la Mer

C.M. 1979 /K : 18
Comité des Mollusques et crustacés



Digitalization sponsored
by Thünen-Institut

Comparaison de trois index de qualité
de l'huître creuse *Crassostrea gigas*

par

J.-P. BERTHOME, J.-M. DESLOUS-PAOLI, N. FERNANDEZ-CASTRO *

RESUME: Trois index de qualité de l'huître creuse *Crassostrea gigas* ont été étudiés sur 3 lots d'huîtres élevées dans le bassin de Marennes-Oléron de février à juillet 1979: L'index de condition de MEDCOF et NEEDLER, le coefficient d'épaisseur d'IMAI et SAKAI et le coefficient de qualité externe de BERTHOME.

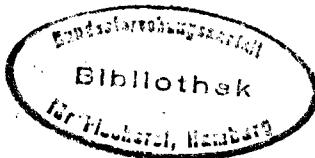
Ces différents index ont été corrélés entre eux pour chaque lot d'huître.

Le coefficient de qualité externe est toujours corrélé significativement avec l'index de condition alors que le coefficient d'épaisseur n'est corrélé avec les deux autres que pour un seul lot mais semble utile pour mieux apprécier la croissance des huîtres.

ABSTRACT: Three indexes of quality of Japanese oyster *Crassostrea gigas* were studied in 3 lots of oysters bred in the Marennes-Oléron basin from february to july 1979: condition index of MEDCOF & NEEDLER, thickness coefficient of IMAI & SAKAI and external quality coefficient of BERTHOME.

These different indexes were correlated within each lot of oysters. The external quality coefficient is always significantly correlated with condition index, while thickness coefficient is correlated with other two only for one lot, but seems useful to rate oyster growth better.

* I.S.T.P.M.
Mus de Loup
17390 LA TREMBLADE (FRANCE)



Introduction:

La qualité des huîtres déterminée par la forme extérieure ou l'engraissement a une très grande importance au moment de la mise en claires et de la commercialisation.

Afin de mesurer la qualité de l'huître et ses variations, de nombreux index, indices ou coefficients ont été déterminés. Ils peuvent être rangés en deux groupes:

- ceux qui ne tiennent compte que de l'aspect extérieur (mensurations, poids total),
- ceux qui font intervenir des paramètres internes (volume de chair, poids sec, volume intervalvaire) et des paramètres biochimiques (glycogène, etc.)

D'une manière générale, les index externes, s'ils sont rapides à calculer restent parfois imprécis lorsque l'échantillon est numériquement faible (inférieur à 30 individus) en raison de la grande variabilité individuelle des huîtres.

Les index internes sont beaucoup plus précis mais nécessitent l'ouverture des huîtres et des dosages ou mesures plus longs.

a) Les index externes:

Le coefficient d'épaisseur d'IMAI et SAKAI (1961) tient compte uniquement de la forme de l'huître et est généralement utilisé pour des comparaisons de croissance (AUGER, 1976).

$$c = \frac{e}{\frac{L + l}{2}} \times 100$$

e: épaisseur (mm)
L: longueur (mm)
l: largeur (mm)

Le coefficient de qualité externe (BERTHOME, 1978) intègre le poids total de l'huître. Il diminue en fonction de l'âge et atteint ses valeurs les plus basses pour les huîtres d'âge commercial.

$$Q = \frac{L \times e}{l \times P}$$

L: longueur (mm)
l: largeur (mm)
e: épaisseur (mm)
P: poids (g)

b) Les index internes

L'index de condition de BAIRD (1958) donne le pourcentage d'occupation du volume intervalvaire par la chair de l'huître. Il est parfois imprécis en raison de l'eau restant entre les branchies et le manteau (AUGER, 1976)

$$I_B = \frac{\text{vol. de chair (ml)}}{\text{vol. de cavité (ml)}} \times 100$$

Les index de condition qui tiennent compte du poids sec de chair sont peu différents et parfois même ne diffèrent que d'une ou deux puissances de 10. Ils utilisent tous le rapport du poids sec de chair sur le volume intervalvaire.

L'index de condition de MEDCOFF et NEEDLER (1941) utilisé par MARIN (1971) a la formule suivante:

$$I_{MN} = \frac{\text{Poids sec de chair (g)}}{\text{Volume intervalvaire (ml)}} \times 100$$

AUGER (1976), l'utilise avec un coefficient multiplicateur de 1000, comme dans l'index de condition de WALNE (1970) utilisé par GRAS (1975). Le coefficient multiplicateur disparaît dans la formule de GABBOTT et BAYNE (1973).

Dans la présente étude nous avons comparé les deux index externes et l'index de condition de MEDCOFF et NEEDLER entre eux, sur trois lots d'huîtres d'âge différent et captées sur deux types de collecteurs.

Matériel et méthodes:

Trois lots d'huîtres, captés dans le bassin de Marennes-Oléron (fig.1) ont servi à cette étude:

1 - un lot capté en Seudre, en 1977, sur tube de plastique, pré-élevé en Seudre jusqu'en janvier 1979. Les huîtres, séparées en "une à une" ont été élevées, en casier plastique à raison de 4 kg/casier soit une densité moyenne de 160 individus/casier, sur le parc expérimental de Dagnas.

2 - un lot également capté en Seudre en 1977 sur ardoise, pré-élevé dans le sud du bassin (Ade) jusqu'en janvier 1979. Les huîtres, séparées en "une à une", ont été élevées en casier plastique à raison de 140 individus par casier (environ 4 Kg) sur le parc expérimental de Dagnas.

3 - un lot capté en Seudre en 1976 sur ardoise et coquilles St Jacques, pré-élevé dans le sud du bassin (Ade) et élevé à plat jusqu'en janvier 1979. À partir de cette date, ces huîtres ont été élevées en casier plastique à raison de 80 individus par casier (environ 4 Kg) sur le parc expérimental de Dagnas.

Les mensurations et pesées n'ont pas été effectuées avec la même précision sur les différents lots, ceci pour des raisons techniques :

lot 1 : Longueur totale au mm

largeur: correspond à la plus grande largeur au mm

épaisseur: correspond à la plus grande épaisseur au mm

Poids total à 0,1 g

volume intervalvaire à 0,1 ml

Poids sec de chair à 0,001 g

lots 2 et 3: Longueur totale au mm

largeur prise perpendiculairement à la longueur aux 2/3 de celle-ci

épaisseur prise perpendiculairement au plan L-1 à la moitié de la longueur

Poids total au g

volume intervalvaire à 0,5 ml

Poids sec de chair à 0,01 g

Cette étude a été réalisée de février à juillet 1979 avec des échantillonnages bimensuels de 50 individus pour le lot 1 et mensuels de 35 à 52 individus pour les autres lots. Les données ont été regroupées afin de pouvoir obtenir une gamme étendue de variations des différents paramètres.

Les corrélations ont été étudiées par la méthode des moindres carrés et les comparaisons des coefficients de corrélation par la méthode des corrélations transformées de FISCHER.

Résultats :

Pour faciliter l'écriture, les trois index étudiés seront notés:

c: coefficient d'épaisseur d'IMAI et SAKAI

Q: coefficient de qualité externe de BERTHOMÉ

I: index de condition de MEDCOFF et NEEDLER

lot n°1

Les moyennes et écarts-types des trois index sont les suivants:

c: 36,061 et 7,673 Q: 1,837 et 0,785 I: 7,129 et 4,853

Les trois index ont été corrélés entre eux en utilisant la valeur moyenne de chaque échantillonnage (11). Les résultats sont les suivants:

I= -8,133 Q + 21,855 r= -0,939 significatif à 99,9%

I= -1,051 c + 44,970 r= -0,856 significatif à 99,9%.

Q= 0,122 c - 2,590 r= 0,864 significatif à 99,9%

Afin de mesurer la proportion non expliquée ($1-r^2$) nous avons recalculé le premier coefficient de corrélation sur l'ensemble des individus (543 degrés de liberté): $r= -0,548$ significatif à 99,9% mais avec une proportion non expliquée importante: 69,97% .

lot n°2

Les moyennes et écarts-types des trois index sont les suivants:

c: 37,581 et 8,088 Q: 1,445 et 0,837 I: 6,752 et 4,809

Les trois index ont été corrélés entre eux sur le total des huîtres ouvertes (66 degrés de liberté). Une seule corrélation est significative:

I= -10,632 + 22,226 r= -0,306 significatif à 98% mais avec une proportion non expliquée de 90,63%

Le coefficient de corrélation calculé sur l'ensemble des individus (235 degrés de liberté) est de -0,648 (significatif à 99,99%) soit une proportion non expliquée beaucoup plus faible: 58,01% . Ceci prouve que le nombre d'individus étudiés doit être suffisamment important (30 à 50 par échantillonnage) afin que les variations individuelles, d'autant plus grandes que l'huître est jeune, n'entachent pas le résultat d'une imprécision sensible.

Les deux autres coefficients de corrélation étaient faibles:

-0,154 pour I= f(c) et 0,098 pour Q= f(c)

Les coefficients de corrélation entre I et Q ont été comparés entre les lots 1 et 2, d'une part avec les valeurs moyennes du lot 1, d'autre part avec la totalité des individus de ce lot:

$$\text{dans le premier cas } \frac{\Delta}{\sigma_s} = \frac{1,41}{0,154} = 9,179 \text{ soit } P= 0,001$$

$$\text{dans le second cas } \frac{\Delta}{\sigma_A} = \frac{0,29}{0,030} = 9,539 \text{ soit } P= 0,001$$

La différence peut être jugée significative pour conclure que les deux échantillons ne viennent pas de la même population ($P= 0,001$ d'obtenir par hasard une différence dépassant cette valeur).

Les deux lots étaient en effet très différents quand à la forme des coquilles. D'autre part, les mensurations n'ont pas été effectuées de la même façon comme nous l'avons déjà signalé.

lot n°3

Les moyennes et écarts-types des trois index sont les suivants:

$$c: 40,687 \text{ et } 7,300 \quad Q: 0,977 \text{ et } 0,275 \quad I: 6,178 \text{ et } 4,313$$

Les trois index ont été corrélés entre eux sur le total des individus (69 degrés de liberté). Une seule corrélation est significative:

$$I= -4,508 + 10,592 \quad r= -0,288 \text{ significatif à } 98\% \text{ mais avec une proportion non expliquée de } 91,71\%.$$

Les deux autres coefficients de corrélation étaient faibles: $-0,141$ pour $I= f(c)$ et $0,173$ pour $c= f(Q)$.

Les coefficients de corrélation entre I et Q ont été comparés entre les lots 1 et 3:

$$\frac{0,03}{0,04} = 0,693 \quad P= 0,50$$

La différence ne peut être jugée significative pour conclure que les deux échantillons ne viennent pas de la même population ($P= 0,50$ d'obtenir une différence dépassant cette valeur).

Ces deux lots d'huîtres ont, d'une part été captés sur des collecteurs semblables et élevés par le même ostréiculteur, d'autre part été mesurés de la même façon.

Cette étude a permis de montrer que des index externes peuvent être significativement représentatifs de la qualité d'une huître lorsque l'on prend comme référence un index de condition dont la précision est plus grande.

Le coefficient de qualité externe Q est un bon indicateur de la qualité de l'huître quelquesoit son âge mais les échantillons doivent compter au minimum 30 à 50 individus en fonction de l'hétérogénéité du lot étudié. Il présente l'avantage de la rapidité d'exécution.

Le coefficient d'épaisseur c est peu corrélé avec l'index de condition I mais il convient de remarquer que sa signification est uniquement orientée vers la forme de l'huître. Les variations du coefficient c au cours de la période étudiée permettent de préciser une première phase de croissance en longueur suivie d'une phase de croissance en épaisseur.

Ces différentes constatations nous conduisent à envisager deux axes de recherche dans ce domaine:

- la recherche d'index simples et rapides ayant une possibilité d'utilisation au niveau commercial. Il semble possible de les rendre un peu plus précis.
- la mise au point d'index scientifiques de grande précision, permettant, lors d'un suivi d'huîtres, d'apprécier les faibles variations de la physiologie de l'huître (intervention de données biochimiques).

Un certain nombre de travaux sont déjà réalisés. Citons:

l'index de condition du glycogène de GABBOTT et WALKER (1971):

$$I_g = \frac{\text{glycogène (g)}}{\text{volume intervalvaire (ml)}} \times 1000$$

l'indice de condition de BEUKEMA (1974):

$$\frac{\text{poids sec libre de cendres (mg)}}{\text{Longueur}^3}$$

D'autres indices existent encore (COMELY, 1974 cité par BODOY et MASSE, 1978), etc.

AUGER (C.), 1976. - Etude de deux variétés de Crassostrea gigas THUNBERG et leur acclimatation en rivière d'Etel (Morbihan). - Thèse 3ème cycle Univ. Paris VI, océanographie, 80 p., XIX Pl.

BAIRD (R.H.), 1958. - Mesure de la condition des huîtres et des moules. - Journal du Conseil, 23 (2): 249 - 257.

BERTHOME (J.P.), 1978. - Contribution à l'étude des caractères biométriques de Crassostrea gigas dans le bassin de Marennes-Oléron avec la détermination d'un coefficient de qualité externe. - Cons. Int. Explor. Mer, Comité crustacés, coquillages et benthos, n° K:34.

BEUKEMA (J.J.), 1974. - Seasonal changes in the biomass of the macro benthos of a tidal flat area in the Dutch Wadden Sea. - Neth. J. sea Res., 8 (1): 94-107.

BODOY (A.) et MASSE (H.), 1978. - Quelques paramètres permettant de suivre la production organique d'un mollusque bivalve au cours d'un cycle saisonnier. - Colloque national "Ecotron", C.O.B., Brest 3-6 juillet 1978.

COMELY (C.R.), 1974. - Seasonal variations in the flesh weights and biochemical content of the scallop Pecten maximus L. in the Clyde Sea area. - J. Cons. int. Explor. Mer, 35 (3) : 281-295.

GABBOT (P.A.) et BAYNE (B.L.), 1973. - Biochemical effects of temperature and nutritive stress on Mytilus edulis L. - J. mar. biol. Ass. U.K., 43 : 269-286.

GABBOTT (P.A.) et WALKER (A.J.M.), 1971. - Changes in the condition index and biochemical contents of adults oysters (Ostrea edulis L.) maintained under hatchery conditions. - J. Cons. int. Explor. mer, 34 (1): 99 - 106.

GRAS (M.P.) et GRAS (P.), 1975. - Variations des caractères biométriques et des constituants biochimiques d'une population de C. gigas (THUNBERG) d'un parc d'élevage du bassin de Marennes-Oléron en 1974. - Cons. int. Explor. Mer, Com. crustacés, coquillages et benthos, n° K:33.

IMAI (T.) et SAKAI (S.), 1961. - Study of breeding of Japanese oyster. - Tohoku J. Agric. Res., 1 (2).

MARIN (J.), 1971. - Croissance, condition et mortalité des huîtres du Belon. - Rev. Trav. Inst. Pêches marit., 35 (2): 201-212

MEDCOFF (J.C.) et NEEDLER (A.W.H.), 1941. - The influence of temperature and salinity on the condition of oysters (Ostrea virginica). - J. Fish. Res. Bd. Canada, 5 (3): 253-257.

WALNE (P.R.), 1970. - The seasonal variation of meat and glycogen content of seven populations of oysters Ostrea edulis L. and a review of the litterature. - Fish. Invest., Londres, Ser. II, 26 (3).

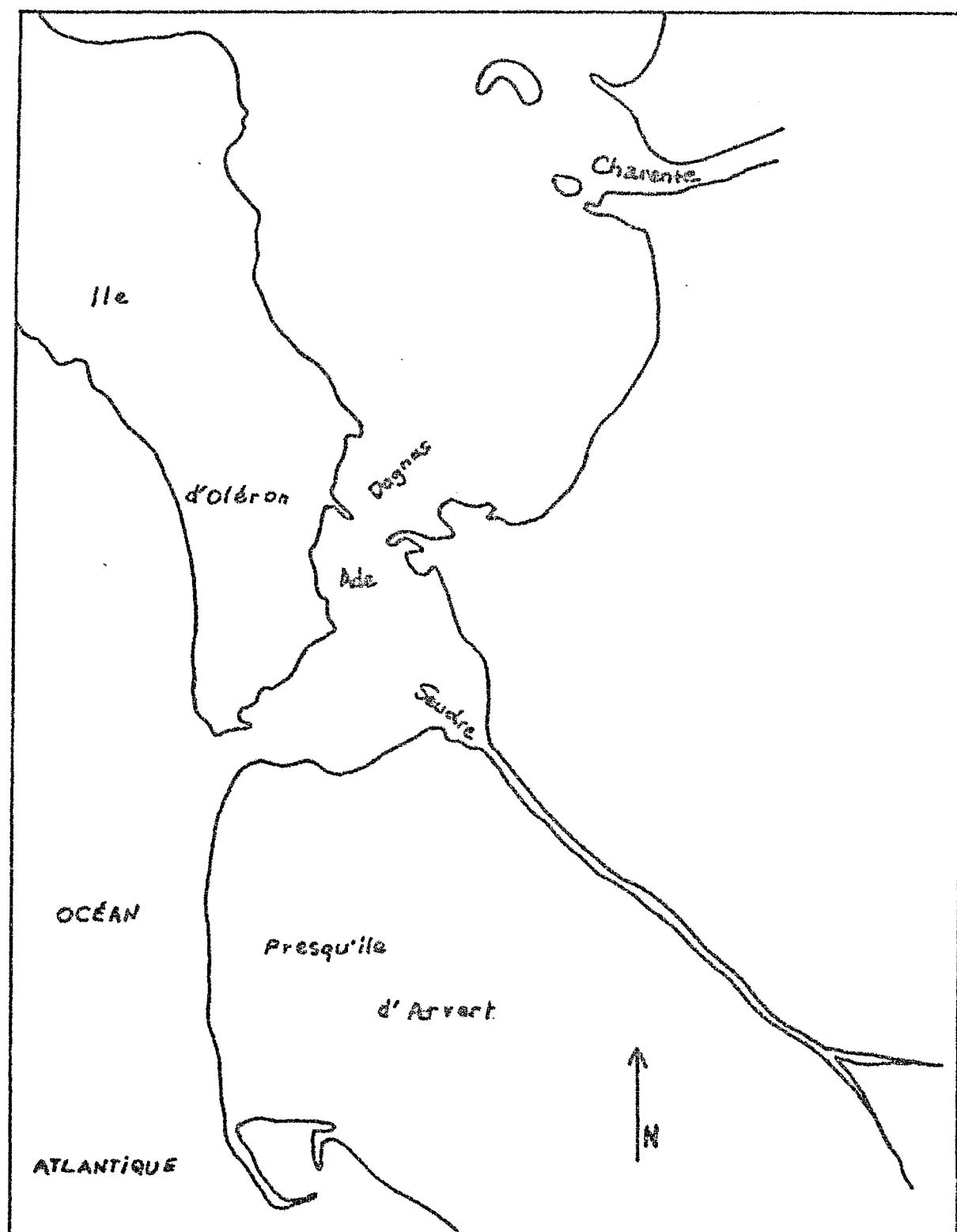


Fig. 7 Situation des parcs d'élevage