Not to be cited without
permission of the authors[1]

Ne pas citer sans
autorisation des auteurs[1]

Canadian Atlantic Fisheries
Scientific Advisory Committee

Comité scientifique consultatif des
pêches canadiennes dans l'Atlantique

CAFSAC Research Document 92/ 52

CSCPCA Document de recherche 92/52

Revue de la stratégie d'échantillonnage des oeufs utilisée lors des croisières d'évaluation de la biomasse reproductrice du maquereau bleu (**Scomber scombrus** L.) du golfe du St-Laurent

Par

François Grégoire

Division des poissons et de l'océanographie des pêches
Ministère des Pêches et des Océans
Institut Maurice-Lamontagne
850, Route de la Mer
Mont-Joli, Québec, G5H 3Z4

[1]This series documents the scientific basis for fisheries management advice in Atlantic Canada. As such, it addresses the issues of the day in the time frames required and the Research Documents it contains are not intended as definitive statements on the subjects addressed but rather as progress reports on ongoing investigations.

[1]Cette série documente les bases scientifiques des conseils de gestion des pêches sur la côte atlantique du Canada. Comme telle, elle couvre les problèmes actuels selon les échéanciers voulus et les Documents de recherche qu'elle contient ne doivent pas être considérés comme des énoncés finals sur les sujets traités mais plutôt comme des rapports d'étape sur les études en cours.

Research Documents are produced in the official language in which they are provided to the Secretariat by the authors.

Les Documents de recherche sont publiés dans la langue officielle utilisée par les auteurs dans le manuscrit envoyé au secrétariat.

RÉSUMÉ

La production quotidienne totale d'oeufs est utilisée dans le calcul de la biomasse reproductrice des maquereaux du golfe du St-Laurent. Ce calcul est effectué selon les techniques utilisées dans un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié. L'efficacité de ce plan est mesurée ici en calculant la réduction de la variance qu'occasionne son utilisation par rapport à un plan d'échantillonnage aléatoire simple. Les résultats démontrent qu'il y a une réduction de la variance pour chaque trajet effectué entre 1987 et 1991. Cette réduction, qui est causée seulement par la stratification et non par l'allocation, justifie l'utilisation des techniques de calcul du plan d'échantillonnage aléatoire stratifié. Une étude spatiale de la distribution des oeufs à une plus fine échelle par des techniques relevant de la géostatistique pourrait améliorer davantage l'estimation de la production quotidienne totale d'oeufs.

ABSTRACT

Total daily egg production is used in the calculation of the reproductive mackerel biomass in the Gulf of St. Lawrence. This calculation is executed according to the techniques used in the stratified random sampling plan. The efficiency of this plan is evaluated here by calculating the reduction of the variance produced by its utilization with regard to the simple random sampling plan. Results show that there is a reduction of the variance for each course realized between 1987 and 1991. This reduction, caused only by stratification and not by allocation, justifies the use of the calculation techniques of the stratified random sampling plan. A spatial study of the eggs distribution at a tight scale by techniques dependent of the geostatistic could further improve the estimate of the total daily egg production.

1. INTRODUCTION

Chaque année, le ministère des Pêches et des Océans effectue dans le sud-ouest du golfe du St-Laurent une croisière d'échantillonnage des oeufs de maquereau. Le but de cette croisière est de permettre une évaluation indépendante de la biomasse reproductrice par rapport aux données de capture et d'effort. Ces données chez le maquereau ne se prêtent pas bien aux analyses des populations virtuelles qui sont les plus utilisées dans les évaluations de biomasse. Une première application de l'utilisation des oeufs dans le calcul de la biomasse a été présentée par Maguire (1981). Puisque le modèle proposé ne produisait pas d'intervalles de confiance, il s'est avéré alors impossible de vérifier si les différences annuelles observées de biomasse étaient ou non significatives. De plus, la technique d'échantillonnage utilisée ne se prêtait pas bien à des calculs d'évaluation. À cause de tous ces problèmes, une seconde application a été présentée par Ouellet (1987). En utilisant alors l'abondance des oeufs à chacune des stations visitées lors des croisières effectuées entre 1979 et 1986, ce dernier a déterminé à partir de la méthode proposée par Dalenius et Hodges (1959) trois strates contiguës. Une telle pratique est permise car l'abondance des oeufs n'était pas reliée à aucune variable physique pouvant alors servir à définir des strates. De plus la variable à quantifier est considérée selon Cochran (1977) comme étant la variable idéale à utiliser pour effectuer une stratification à condition qu'il n'y est pas de chevauchement entre les strates et que la variance à l'intérieur de chacune d'elles soit de beaucoup inférieure à la variance calculée à partir de toutes les données. Tous ces critères ont été respectés par Ouellet (1987), et à partir de la stratification qui a été proposée, le calcul de la production quotidienne d'oeufs et des intervalles de confiance pour les années subséquentes s'est alors fait selon les techniques associées au plan d'échantillonnage aléatoire stratifié.

Ces techniques reliées au plan d'échantillonnage aléatoire stratifié sont utilisées malgré le fait que les stations d'échantillonnage sont fixes et équidistantes. La protection normalement garantie par le choix au hasard des stations n'est pas nécessaire pour faire l'échantillonnage des oeufs car le phénomène de la ponte est très éphémère et même très variable de jour en jour. En d'autres termes, la variable aléatoire mesurée s'auto-randomise à l'intérieur de chaque strate et par conséquent le plan d'échantillonnage qui est présentement utilisé est presque équivalent à un plan aléatoire stratifié.

Le présent document a pour objectif de vérifier s'il est toujours justifié d'utiliser les techniques reliées au plan d'échantillonnage aléatoire stratifié pour le calcul de la biomasse reproductrice du maquereau. L'efficacité de ce plan par rapport à un plan d'échantillonnage aléatoire simple de même taille est considérée à partir du calcul de la diminution possible de variance causée par l'ajout de la stratification.

2. MATÉRIEL ET MÉTHODES

2.1 Calcul de la densité d'oeufs par station

Les densités d'oeufs calculées à chaque station lors des croisières effectuées entre 1987 et 1991 ont servi de données de base à la présente étude. A l'exception de 1991, où le temps de navire avait été sérieusement réduit, deux trajets ont été effectués par croisière.

À chacun de ces trajets, les 65 stations fixes (Figure 1) ont été visitées et un échantillon d'oeufs de maquereau a été prélevé en effectuant des traits obliques à l'aide d'un filet de type Bongo. Une description détaillée de ce type de filet est présentée dans Posgay et Marak (1980). L'utilisation du débimètre a permi de calculer le volume filtré qui est nécessaire à la standardisation de chaque trait. Lors de chaque trait, la température de l'eau a été recuellie à l'aide d'une sonde qui à partir de 1989 fut attachée directement au filet. La température moyenne des dix premiers mètres a été utilisée pour calculer le temps d'incubation ou de développement des oeufs. Le temps d'incubation (jour) est relié à la température (°C) par l'équation suivante (Worley, 1933):

$$(1) \quad T_{inc} = (e^{[-1.87Ln(T) + 9.67]}) \cdot 0.0417$$

Le temps d'incubation diminue de façon exponentielle avec un accroissement de la température. Il est inférieur à cinq jours pour des températures supérieures à environ 13.5°C (Figure 2). Le temps d'incubation permet de calculer la durée de chaque stade de développement des oeufs. Pour le calcul de la production quotidienne, le stade 1 est utilisé et sa durée correspond à 16.4% du temps d'incubation total (Ouellet 1987). Connaissant cette valeur, il est possible de rétrocalculer pour chaque station le nombre d'oeufs pondus, c'est-à-dire le nombre d'oeufs de stade 0. L'équation suivante est alors utilisée:

$$(2) \quad O_0 = 0_1 \, e^{(M \cdot T1)}$$

où
- O_0 = Oeufs de stade 0
- O_1 = Oeufs de stade 1
- M = Taux de mortalité naturelle
- T_1 = Durée de développement des oeufs de stade 1

Le taux de mortalité naturelle utilisée est fixé à 0.36 (Maguire 1981) et est comparable à la valeur de 0.38 présentée plus récemment par Ware et Lambert (1985). Si la valeur réelle de ce taux de mortalité était plus élevée, un moins grand nombre d'oeufs atteindraient évidemment le stade 1 (Figure 3) et la présente estimation de la production quotidienne serait alors sous-estimée par rapport à la vraie valeur (Figure 4). En combinant les deux équations précédentes, la relation entre la quantité d'oeufs pondus et d'oeufs de stade 1 s'avère être linéaire (Figure 5). De plus, pour un même nombre d'oeufs de stade 1, plus la température moyenne des dix premiers mètres est élevée et plus le nombre d'oeufs pondus correspondant sera petit.

2.2 Estimation de la production quotidienne

La production quotidienne totale a été calculée selon le plan d'échantillonnage aléatoire stratifié. En effet, si l'aire de production totale est divisée en L strates et que la production quotidienne d'oeufs par unité de surface y_{hi} est mesurée aux n_h stations de

chaque strate, alors la production moyenne par strate ainsi que sa variance se calculent par:

$$(3) \quad \bar{y}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}$$

et

$$(4) \quad S_h^2 = \frac{1}{(n_h-1)} \sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \bar{y}_h)^2$$

et la moyenne globale stratifiée de la production quotidienne devient:

$$(5) \quad \bar{y}_{st} = \sum_{h=1}^{L} (W_h \ \bar{y}_h)$$

où W_h représente la valeur de A_h/A, soit le rapport de la surface d'une strate par la surface totale. La variance de la moyenne globale stratifiée se définit comme suit:

$$(6) \quad V(\bar{y}_{st}) = \sum_{h=1}^{L} W_h^2 \ S_h^2 \left(\frac{1}{n_h} - \frac{a}{A_h}\right)$$

Le terme a/A_h représente la correction de population finie, a étant la surface échantillonnée par un trait. Cette correction est négligeable lorsque la fraction échantillonnée est faible (Cochran 1977). La production quotidienne totale ainsi que sa variance se définissent de la façon suivante:

$$(7) \quad \hat{Y} = A \ \bar{Y}_{st}$$

$$(8) \quad V_{\hat{Y}} = A^2 \; V(\bar{Y}_{st})$$

Les intervalles de confiance se définissent finalement par:

$$(9) \quad \hat{Y} \pm t_{\alpha/2} \sqrt{V(\bar{y}_{st})}$$

où t obéit à une loi de Student avec n_e degrés de liberté (Cochran, 1977).

2.3 Efficacité du plan d'échantillonnage aléatoire stratifié

L'efficacité du plan d'échantillonnage aléatoire stratifié, utilisé pour le calcul de la production quotidienne totale d'oeufs, est mesuré en calculant la diminution de la variance causée par l'utilisation de ce plan par rapport à un plan aléatoire simple. La diminution de la variance est constituée de deux composantes, l'une causée par la stratification et l'autre par l'allocation, soit:

$$(10) \quad V(\bar{Y}) - V(\bar{y}_{st}) = (\hat{\Delta}_{Strat} + \hat{\Delta}_{Alloc})$$

où $V(\bar{y})$ représente la variance de la production moyenne d'oeufs obtenue par un échantillonnage aléatoire simple. Les deux composantes peuvent s'exprimer par (Gagnon 1991):

$$(11) \quad \hat{\Delta}_{Strat} = \frac{A-na}{(A-a)} \; \frac{1}{n} \left(\sum_{h=1}^{L} W_h \; (\bar{y}_h - \bar{y}_{st})^2 - \sum_{h=1}^{L} (1-W_h) \left(\frac{W_h}{n_h} - \frac{a}{A} \right) S_h^2 \right.$$

et

$$(12) \quad \hat{\Delta}_{Alloc} = \sum_{h=1}^{L} \left(\frac{W_h \; A-a}{n(A-a)} + \frac{a^2(1-W_h)}{A(A-a)} - \frac{W_h^2}{n_h} \right) S_h^2$$

Le programme PARTS (Gagnon 1991) a été utilisé pour calculer pour chacune des croisières et chaque trajet l'efficacité supplémentaire due à l'utilisation du plan aléatoire stratifié par rapport à un plan aléatoire simple.

3. RÉSULTATS

Le nombre de stations fixes qui sont visitées par strate est proportionnel à la superficie de chacune d'elle. Les différences observées d'une année à l'autre sont causées par des problèmes d'ordre logistique. La strate 3 possède la plus petite superficie et pour chaque année et chaque trajet les densités d'oeufs qu'on y retrouve sont les plus élevées (Tableau 1). Les stations de cette strate se situent sur le Banc de Bradelle et à l'entrée de la Baie des Chaleurs (Figure 1). Les stations des deux autres strates se situent autour de la strate 3 et les densités d'oeufs qu'on y retrouve sont moins élevées. Cette distribution spatiale est identique d'une année à l'autre.

L'estimation de la production quotidienne totale est toujours plus élevée lors du premier trajet (Tableau 2). Le second trajet s'effectue généralement après le 23 juin, date qui corresponderait au pic théorique de la fraie. La plus faible valeur de production quotidienne enregistrée lors de ce trajet pourrait s'expliquer par le fait que ce dernier s'effectue vers la fin de la période de fraie. La plus faible production quotidienne a été observée en 1989. Un mauvais synchronisme entre la période de ponte et d'échantillonnage en serait la cause (M. Castonguay, comm. pers.).

La réduction de la variance est exprimée par les valeurs de gain en stratification ou en allocation. Plus un gain est élevé, plus la réduction de la variance correspondante est grande. Dans le cas du gain causé par la stratification, toutes les valeurs pour chaque année et chaque trajet sont positives (Tableau 2). La valeur du gain s'élève même jusqu'à 41% en 1990 lors du second trajet et en 1991 lors de l'unique trajet. Ces valeurs ne présentent pas de patron quelconque au cours des ans ou entre chaque trajet. A l'exception du deuxième trajet en 1988, toutes les autres valeurs du gain en allocation sont négatives.

4. DISCUSSION

Les densités d'oeufs varient grandement d'une station à l'autre. La stratification qui a été proposée par Ouellet (1987) a permis, en divisant la surface d'échantillonnage en trois régions ou strates plus homogènes, de réduire la variance de l'estimation de la production quotidienne. Comme l'indique les gains en stratification rencontrés à chaque année et pour chaque trajet, le calcul de la production quotidienne à partir des techniques reliées au plan d'échantillonnage aléatoire stratifié est supérieur aux techniques d'un plan aléatoire simple. Une réduction de la variance a aussi été observée par Castonguay et Mercille (1988) lorsque ces derniers ont augmenté le nombre de stations à échantillonner dans la zone de concentration maximale. Parce que la réduction du coefficient de variation de l'estimation calculée à partir des données transformées était si marquée, il fut considéré futile de vouloir la diminuer davantage et la grille des 65 stations régulières fut reprise par la suite (Castonguay et Mercille 1988). De plus, la transformation des données précédant les calculs fut mise de côté.

La précision de l'estimation est dépendante entre autres de la stabilité des strates. Cette dernière est reliée au patron de distribution spatiale des oeufs. Comme l'indique l'ordre de grandeur constant d'une année à l'autre et d'une strate à l'autre des densités moyennes d'oeufs (Tableau 1), le critère de stabilité s'avère respecté. Cette stabilité a aussi été observée par Ouellet (1987) pour les années 1979 à 1986 et par Maguire (1981) pour les années 1970 à 1979.

On ne retrouve pas de gain de précision causé par l'allocation parce que le nombre de stations par strate n'a pas été modifié au cours de la présente étude. Les stations sont de plus distribuées sur une grille régulière de 20 milles nautiques. Une distribution aléatoire des stations n'augmenterait pas la précision de l'estimation. Il est généralement reconnu que le plancton n'est pas distribué de façon aléatoire mais plutôt en taches. Dans de tels cas, où il y a en fait de l'autocorrélation spatiale, la variance de l'estimation est minimisée par l'utilisation d'une grille régulière de stations (Munoz-Pardo et al. 1989). L'estimation pourrait encore être améliorée en connaissant davantage la structure spatiale des oeufs à plus petite échelle. Il serait alors intéressant d'augmenter le nombre de stations sur la grille et d'utiliser des techniques d'analyses qui sont proposées par la géostatistique.

La présente étude permet d'affirmer qu'il est justifié d'utiliser les techniques du plan aléatoire stratifié pour calculer la production quotidienne totale d'oeufs de maquereau. Il existe toujours certains problèmes associés au calcul, à partir de la production quotidienne, de la production totale d'oeufs au cours d'une saison. L'avènement de la fécondité en lots devrait permettre de corriger ces problèmes.

5. REMERCIEMENTS

J'aimerais remercier M. Pierre Gagnon, statisticien à l'Institut Maurice-Lamontagne, pour tous ses conseils judicieux quant aux stratégies d'échantillonnage et à l'utilisation du programme PARTS.

6. RÉFÉRENCES

Castonguay, M et B. Mercille. 1988. Le maquereau bleu (**Scomber scombrus** Linné) du nord-ouest de l'Atlantique, sous-régions 2 à 6 de l'OPANO: évaluation du stock en 1987. CSCPCA Document de recherche 88/50.

Cochran, W.G. 1977. Sampling techniques. John Wiley and Sons, New York, NY. 428 p.

Dalenius, T., and J.L. Hodges. 1959. Minimum variance stratification. Jour. Amer. Stat. Assoc., 54, 88-101.

Gagnon, P. 1991. Optimisation des campagnes d'échantillonnage: les programmes REGROUPE et PARTS. Rapp. tech. can. sci. halieut. aquat. 1818: iii + 20 p.

Maguire, J.-J. 1981. Maturité, fécondité, ponte et évaluation de la taille du stock reproducteur du maquereau atlantique (**Scomber scombrus**) dans le golfe du Saint-Laurent. Thèse de Maîtrise, Université Laval, Québec. 137 p.

Munoz-Pardo, J., J.F. Boulier, et M. Vauclin. 1989. Étude de l'échantillonnage d'un phénomène bidimensionnel par simulation d'une fonction aléatoire, p. 837-850. **In:** Armstrong [ed.] Geostatistics. Vol. 2 Kluwer Academic Publishers, The Netherlands.

Ouellet, P. 1987. Mackerel (**Scomber scombrus**) egg abundance in the southern Gulf of St. Lawrence from 1979 to 1986, and the use of the estimate for stock assessment. CAFSAC Research Document 87/62. 40 p.

Posgay, J.A., and R.R. Marak. 1980. The MARMAP Bongo zooplanckton samplers. J. North-west Atl. Sci. 1: 91-99.

Ware, D.M. and T.C. Lambert. 1985. Early life history of Atlantic mackerel (**Scomber Scombrus**) in the southern Gulf of St. Lawrence. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 42/3: 577-592.

Worley, L.G. 1933. Development of egg of the mackerel at different constant temperatures. J. Gen. Physiol., 16: 841-852.

Tableau 1. Densités moyennes d'oeufs (nb/m^2) de stade 0 calculées lors des croisières effectuées entre 1987 et 1991.

ANNÉE	TRAJET	STRATE	N	MOYENNE	VARIANCE	IMPORTANCE DE LA VARIANCE (%)
1987	1	1	27	149.9	20 129.9	1.18
		2	23	314.4	128 368.4	4.81
		3	15	1 616.2	2 437 516.3	94.01
	2	1	1	-	-	-
		2	21	115.1	14 523.0	30.36
		3	14	247.0	33 102.6	69.64
1988	1	1	26	296.8	299 100.9	12.88
		2	24	1 056.2	1 167 552.5	29.75
		3	15	1 599.4	2 096 197.8	57.38
	2	1	27	68.6	21 066.8	9.41
		2	23	325.3	157 056.2	45.01
		3	15	403.7	154 566.3	45.58
1989	1	1	27	44.5	5 984.4	1.07
		2	23	338.1	361 095.5	41.47
		3	15	698.6	486 217.1	57.46
	2	1	26	46.6	6 384.9	15.44
		2	24	70.9	3 748.7	5.36
		3	15	207.9	51 516.2	79.20
1990	1	1	27	63.2	12 707.4	0.98
		2	23	308.8	203 544.4	10.09
		3	15	1 284.6	1 742 631.3	88.93
	2	1	27	75.1	11 936.5	1.82
		2	23	320.8	132 501.0	12.93
		3	15	1 167.8	848 725.0	85.25
1991[1]	1	1	26	139.7	52 952.5	3.22
		2	22	461.8	193 434.1	7.60
		3	15	1 868.8	2 306 951.3	89.18

[1] Le temps alloué pour la croisière n'a pas permis d'effectuer deux trajets.

Tableau 2. Efficacité supplémentaire de la stratification et de l'allocation calculée lors des croisières effectuées entre 1987 et 1991.

ANNÉE	TRAJET	MOYENNE STRATIFIÉE	ÉCART-TYPE STRATIFIÉ	ESTIMATION TOTALE (X 10^{12})	ÉCART-TYPE DE L'ESTIMATION TOTALE (X 10^{12})	GAIN STRATIFICATION (%)	GAIN ALLOCATION (%)
1987	1	580.3	106.9	4.0305	7.4232	33.77	-6.95
	2	130.7	26.1	0.9075	-	13.42	-4.57
1988	1	872.7	126.9	6.0607	8.8117	19.32	-1.50
	2	236.1	38.7	1.6397	2.6845	15.52	0.34
1989	1	306.0	61.1	2.1254	4.2407	19.77	-0.88
	2	95.9	16.9	0.6661	1.1758	17.79	-7.65
1990	1	456.0	92.9	3.1668	6.4535	30.28	-6.31
	2	434.7	66.2	3.0191	4.5998	41.12	-4.83
1991[1]	1	687.7	106.8	4.7762	7.4147	41.03	-3.95

[1] Le temps alloué pour la croisière n'a pas permis d'effectuer deux trajets.

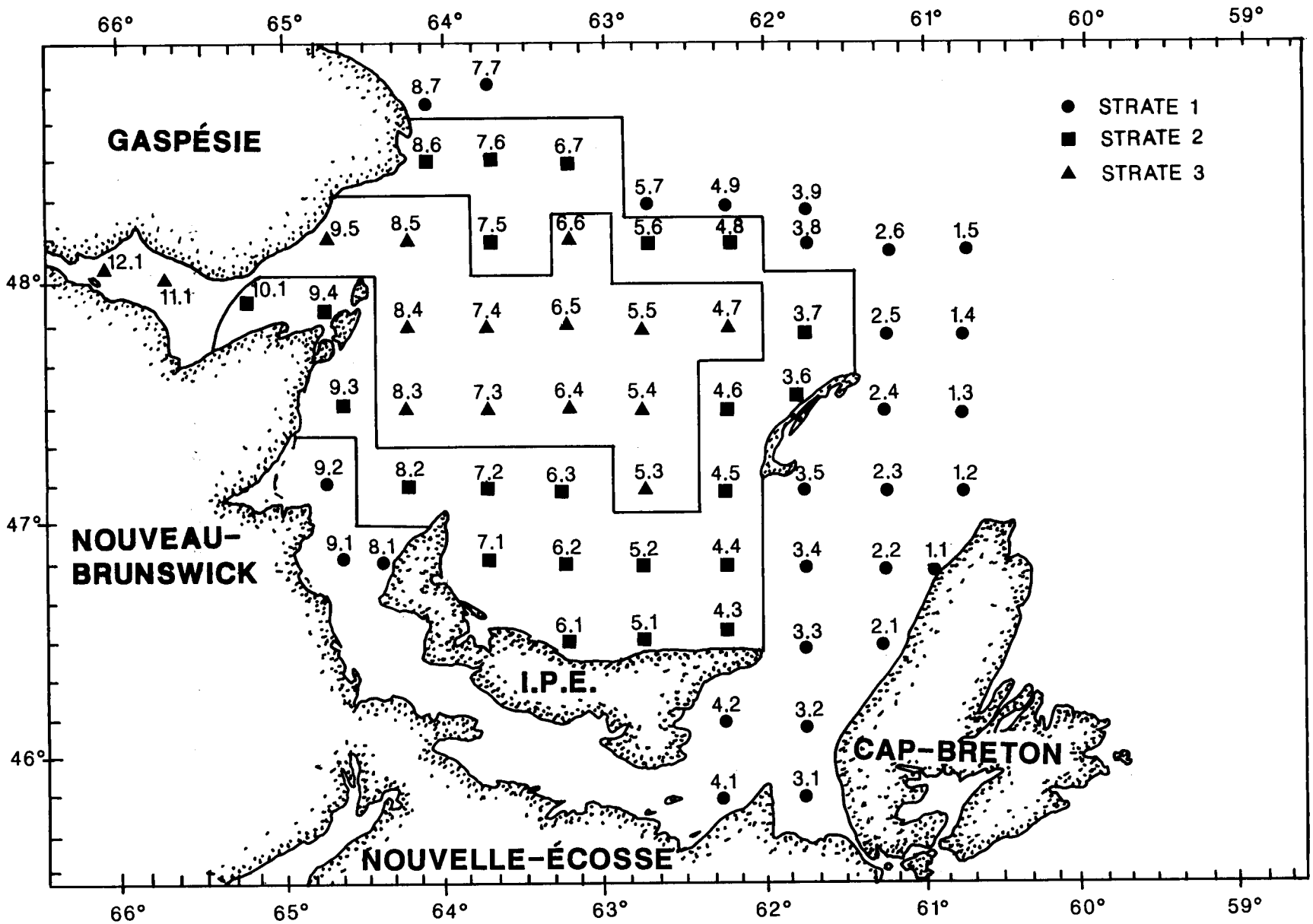

Figure 1. Localisation des 65 stations permanentes visitées lors des croisières d'évaluation de la biomasse reproductrice du maquereau bleu du golfe du St-Laurent.

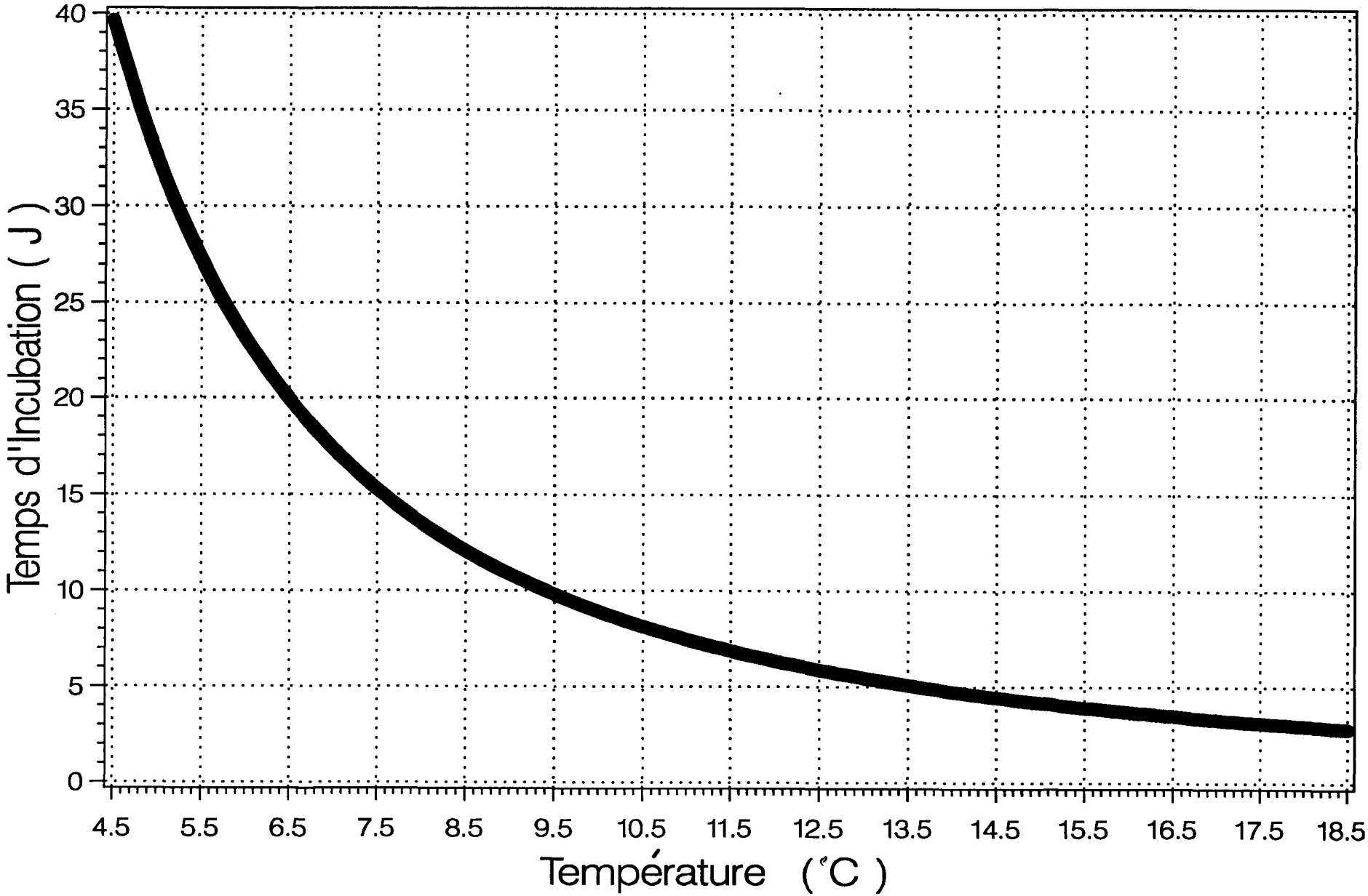

Figure 2. Relation entre le temps d'incubation des oeufs de maquereau et la température de l'eau (données tirées de Worley, 1933).

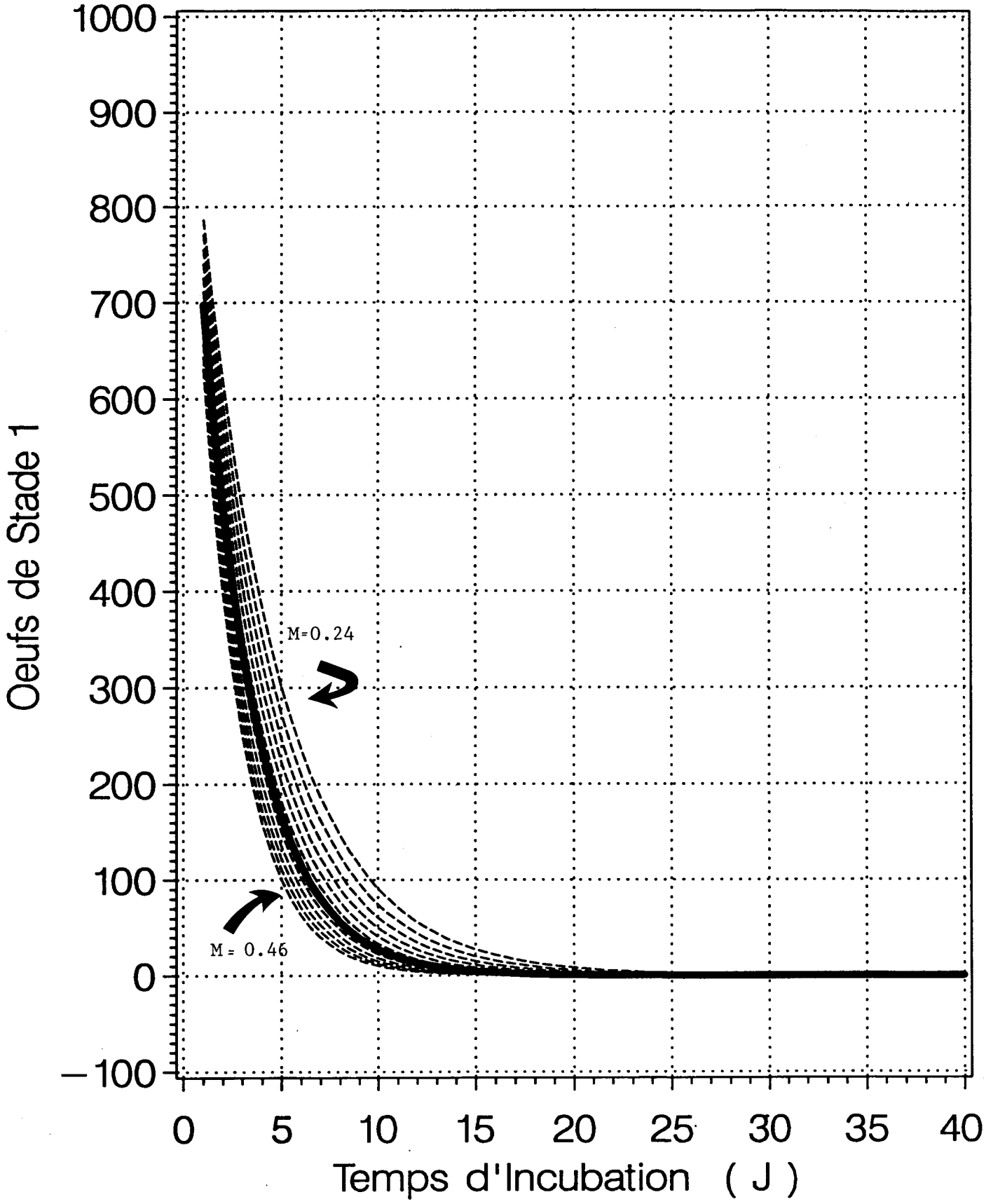

Figure 3. Relations entre le nombre d'oeufs de stade 1 et le temps d'incubation calculées pour différentes valeurs de mortalité naturelle (le nombre d'oeufs pondus est fixé arbitrairement à 1000, la valeur de M varie de 0.24 à 0.46 avec des accroissements de 0.02).

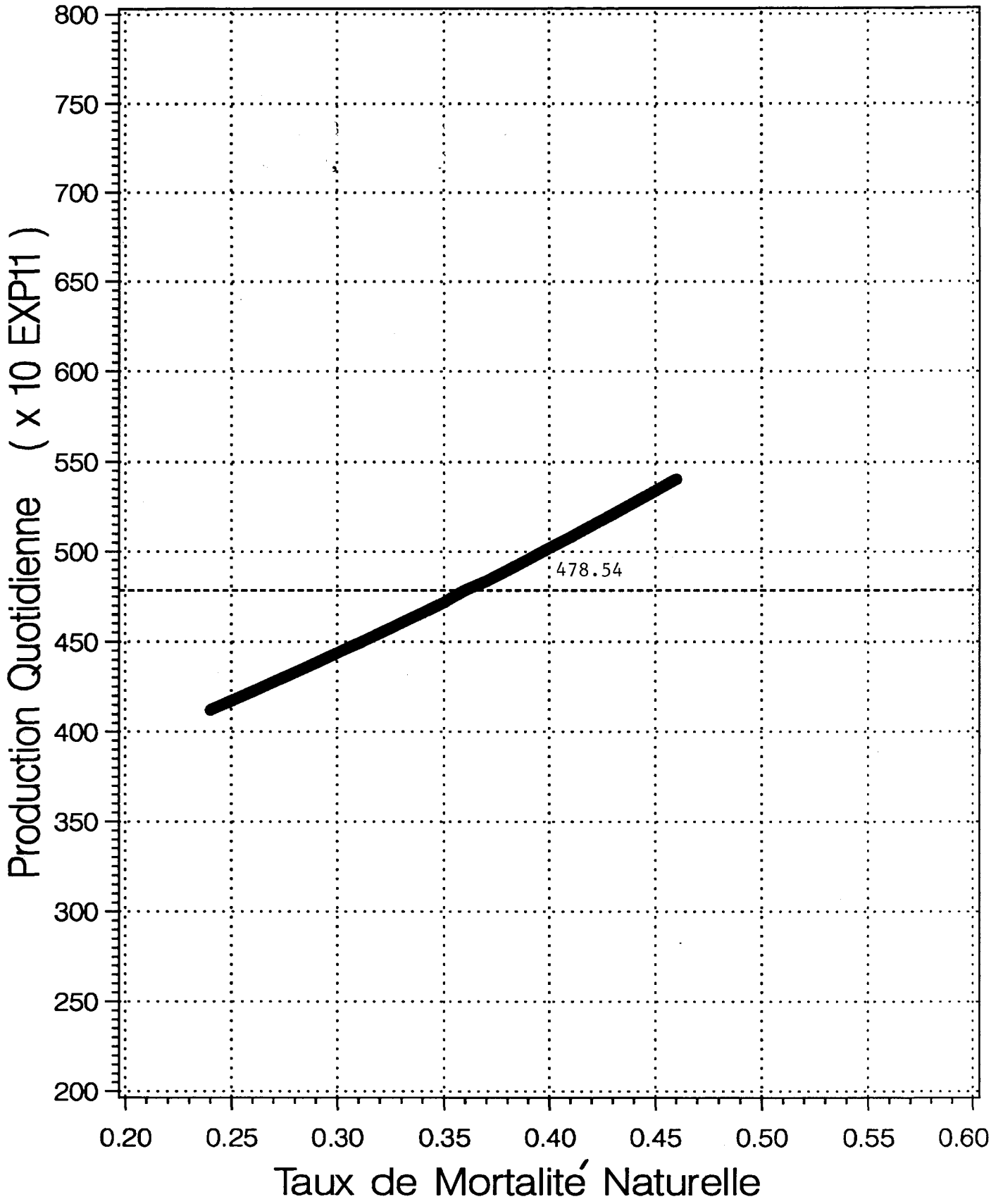

Figure 4. Relation entre la production quotidienne (PQ) totale d'oeufs de maquereau et diverses valeurs du taux instantané de mortalité naturelle M (la ligne pointillée horizontale indique la valeur de la production quotidienne pour une valeur de M de 0.36).

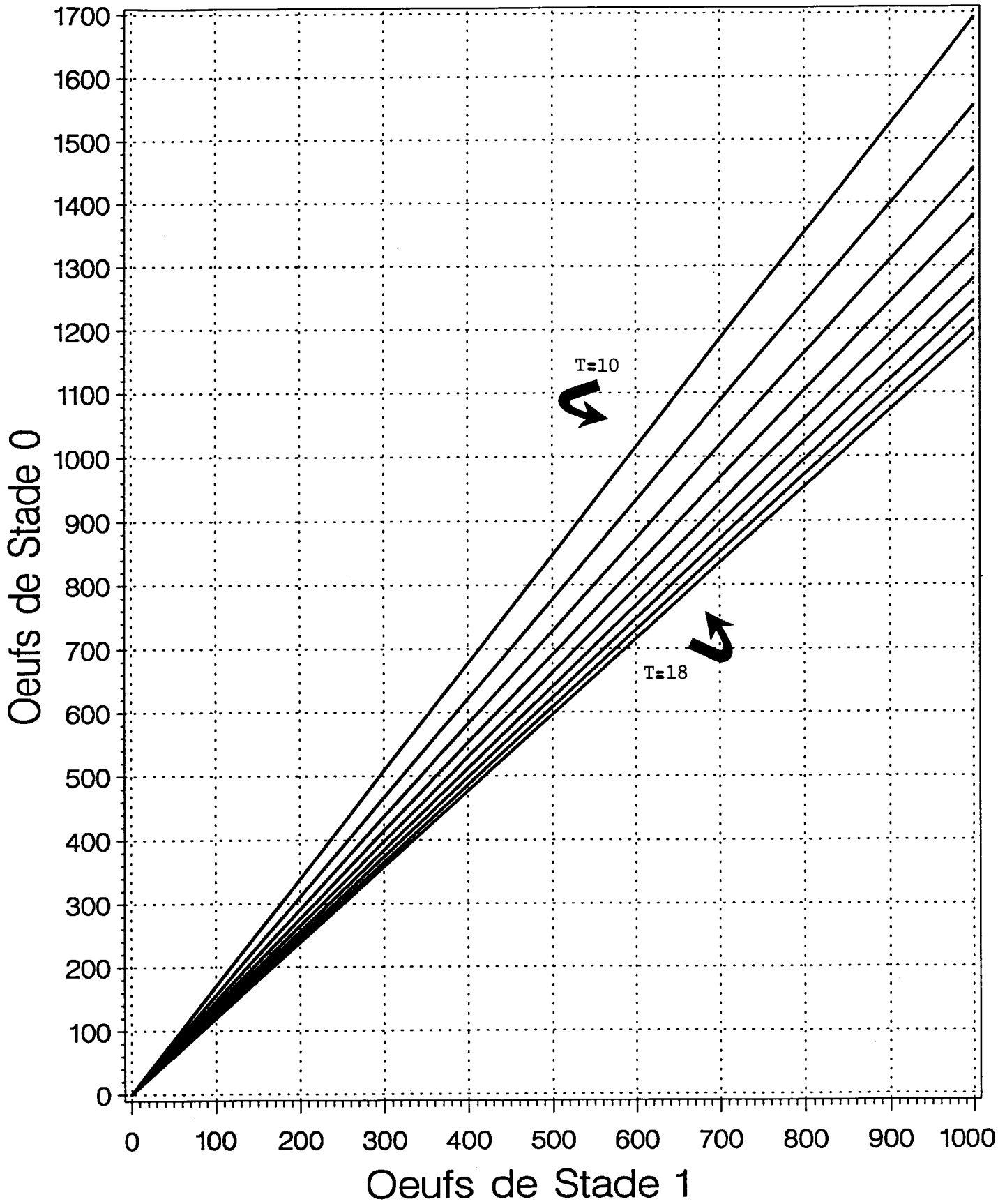

Figure 5. Relations entre le nombre d'oeufs pondus et le nombre d'oeufs correspondants de stade 1 (pour des températures moyennes des dix premiers mètres variant de 10 à 18 degrés celcius).