

Differentiation of Atlantic herring (Clupea harengus harengus)  
populations of the St. Lawrence estuary and the Gaspé Peninsula area

by  
G. Côté, P. Lamoureux  
J. Boulva, and G. Lacroix

Original Title: Separation des populations de hereng de l'Atlantique  
(Clupea harengus harengus) de l'estuaire du Saint-Laurent  
et de la peninsule gaspésienne.

From: Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37: 66-71, 1980.

Department of Fisheries and Oceans  
Northwest Atlantic Fisheries Centre  
St. John's, Nfld

1980

13 pages typescript

CANADIAN TRANSLATION OF FISHERIES AND AQUATIC SCIENCES

No. 4678

Differentiation of Atlantic herring (*Clupea harengus harengus*)  
populations of the St. Lawrence estuary and the Gaspé Peninsula area

by

G. Côté and P. Lamoureux

Original Title: Separation des populations de hereng de l'Atlantique  
(*Clupea harengus harengus*) de l'estuaire du Saint-Laurent  
et de la peninsule gaspésienne.

From: Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37: 66-71, 1980.

Department of Fisheries and Oceans  
Northwest Atlantic Fisheries Centre  
St. John's, NFLD

1980

13 pages typescript

DIFFERENTIATION OF ATLANTIC HERRING (CLUPEA HARENGUS HARENGUS) POPULATIONS  
OF THE ST LAWRENCE ESTUARY AND THE GASPE PENINSULA AREA

by G Côté\* and P Lamoureux

(Maritime Fisheries Branch, Department of Industry and Commerce, Quebec City, Quebec G1P 3W8)

J Boulva

(Department of Fisheries and Oceans, Fisheries Sciences Division, P O Box 15500, Quebec City, Quebec G1K 7Y7)

G Lacroix

(Department of Biology and GIROQ,\*\* Laval University, Ste-Foy, Quebec G1K 7P4)

Analysis of morphometric and meristic characteristics of Atlantic herring (Clupea harengus harengus) caught during spawning along the Gaspé coast and the St Lawrence Estuary leads to the conclusion that there are at least three distinct herring populations under exploitation in that area. The first is found in the St Lawrence Estuary, spawns in the spring, and is characterized by smaller length-at-age values than the other two populations, the spring-spawners and autumn-spawners caught off the Gaspé Peninsula.

Key words: Atlantic herring, St Lawrence Estuary, Gaspé Peninsula, morphometric characteristics, meristic characteristics.

Received 7 March 1979

Accepted 20 September 1979

Studies to determine whether there are several distinct populations of Atlantic herring (Clupea harengus harengus) (Jean 1956, Day 1957a, Parsons and Hodder 1971, Messieh and Tibbo 1971) have shown the existence of two main groups, one that spawns in the spring and the other in the fall. The studies by Jean and Day, in particular, deal with the areas we are concerned with: the St Lawrence Estuary, frequented by spring-spawners, and the waters off the Gaspé Peninsula, where both spring- and autumn-spawners are found.

Jean concluded that the spring-spawning herring (called "spring herring") and the autumn-spawning herring ("autumn herring") do not constitute two discrete populations. Fish hatched in the spring may spawn in the fall, and vice versa. The other authors mentioned above reached a different conclusion. According to them, the spring herring and the autumn herring are two quite distinct populations. Day even hypothesized that the spring herring population north of the Gulf of St Lawrence may be made up of more than one stock.

---

\* Current address: Department of Fisheries and Oceans, Fisheries Sciences Division, P O Box 15500, Quebec City, Quebec G1K 7Y7

\*\* Groupe Interuniversitaire de Recherche océanographique du Québec (Quebec interuniversity oceanographic research group).

### Material and Methods

We took specimens of spawning herring at Isle-Verte in the St Lawrence Estuary in May and June 1977 and at various locations off the Gaspé Peninsula (Saint-Yvon, Ste-Thérèse de Gaspé, Carleton) from May to October 1977 (fig 1). Fig 2 gives a breakdown of the 1100 specimens, by locality. At Isle-Verte the fish were caught in weirs and at the other three locations in gill nets, with mesh of 5.7 to 7.0 cm.

We measured their total length from the tip of the lower jaw to the tip of the longer lobe of the caudal fin when extended straight back. We determined age by counting the opaque areas on the otoliths, which represent summer growth. These determinations were done under a binocular microscope (magnification 12 X and 25 X), using direct light. For better resolution the otoliths were submerged in 98% methyl alcohol and then read by the method recommended by Hunt et al (1973). Using the age and length determinations we were able to estimate growth rates. We also noted four meristic characters: number of rays in the dorsal and left pectoral fins; number of gill rakers on the lower limb of the first left gill arch; and number of keel scales between the pelvic fins and the anus. These counts were made under a binocular microscope (magnification 6 X), using direct light.

Lastly we did a morphometric analysis of the otoliths, based on drawings made under a binocular microscope (magnification 25 X) equipped with a drawing tube, using direct light. For this, the otoliths were immersed in 98% methyl alcohol. In line with the recommendation of Messieh (1972) we used only the right otolith; on each one we measured the length from the rostrum to the tip of the pararostrum, the angle ( $\theta$ ) formed by the lines joining the rostrum, postrostrum, and pararostrum; the ratio of postrostrum to pararostrum width (PoPa); and finally length ( $l_o$ ) and width ( $l_a$ ) of otolith nucleus to determine average diameter (fig 3). NL, the average nucleus diameter expressed as a function of otolith length, is obtained by the following formula:

$$NL = \frac{100 D}{L}$$

where D is average nucleus diameter and L is otolith length.

Statistical analyses were done, using the seven variables recorded, ie:

- dorsal fin rays (D)
- left pectoral fin rays (P)
- number of gill rakers on lower limb of first left gill arch (Br)

Fig 1 (See photocopy.) Sampling areas

Fig 2 (See photocopy.) Mean and standard deviation for variables examined.

D: number of rays on dorsal fin; P: number of rays on left pectoral fin; Br: number of gill rakers on lower limb of first left gill arch;  $K_2$ : number of keel scales between pelvic fins and anus; NL: ratio of average diameter of otolith nucleus to otolith length; PoPa: ratio of postrostrum to pararostrum width;  $\theta$ : rostrum-postrostrum-pararostrum angle.

plus des stocks déjà connus, d'autres populations de hareng dans la région.

### Matériel et Méthodes

Nous avons prélevé des échantillons de hareng frayant à l'Isle-Verte, dans l'estuaire du Saint-Laurent, en mai et juin 1977, et à divers endroits de la péninsule gaspésienne (Saint-Yvon, Ste-Thérèse-de-Gaspé, Carleton), entre mai et octobre de la même année (Fig. 1). La figure 2 présente une ventilation, par localité, des 1100 individus en état de reproduction. Les poissons furent capturés dans des trappes à fascines, à l'Isle-Verte, et dans des filets maillants dont la maille étirée variait de 5,7 à 7,0 cm, dans les trois autres endroits.

Nous avons mesuré la longueur totale du poisson, du bout de la mâchoire inférieure jusqu'à l'extrémité du lobe le plus étiré de la nageoire caudale. Nous avons également déterminé l'âge, en comptant, sur les otolithes, les zones opaques représentant la croissance estivale. Ces déterminations étaient faites, en lumière directe, aux grossissements de 12X et 25X d'une loupe binoculaire. Afin d'obtenir une meilleure résolution, les otolithes étaient submergées dans l'alcool éthylique à 98%, et ensuite lues selon la méthode recommandée par Hunt *et al.* (1973). Ces données de longueur et d'âge ont permis d'estimer les taux de croissance. Nous nous sommes par ailleurs intéressés à quatre caractères méristiques: le nombre de rayons de la nageoire dorsale et pectorale gauche, le nombre de branchicténies du limbe inférieur du premier arc branchial gauche et finalement le nombre de scutelles osseuses entre les nageoires pelviennes et l'anus. Ces mesures furent effectuées à la loupe binoculaire, en lumière directe et à un grossissement de 6X.

Enfin, nous avons fait une analyse morphométrique des otolithes, à partir de dessins réalisés à l'aide d'une loupe binoculaire munie d'un tube à dessin, en lumière directe et en utilisant un grossissement de 25X. Les otolithes étaient alors immergées dans de l'alcool à 98%. Nous n'avons utilisé que l'otolithe droite, selon la recommandation de Messieh (1972), et mesuré sur chacune la longueur comprise entre le rostre et l'extrémité du pararostre, l'angle ( $\theta$ ) formé par les lignes rejoignant le rostre au postrostre et ce dernier au pararostre, le rapport entre la largeur du postrostre et du pararostre (PoPa) et finalement la longueur ( $l_0$ )

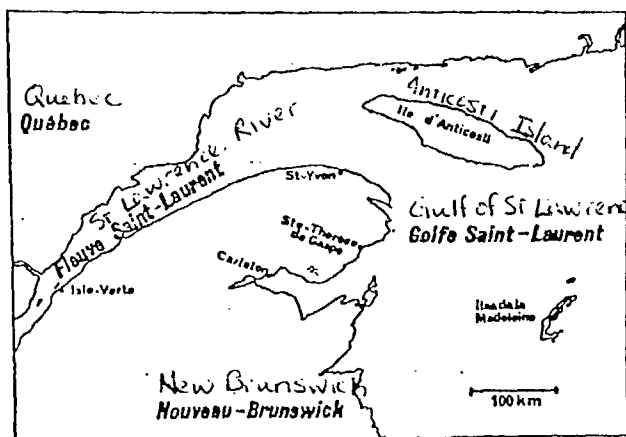


Fig. 1. Les régions d'échantillonnage.

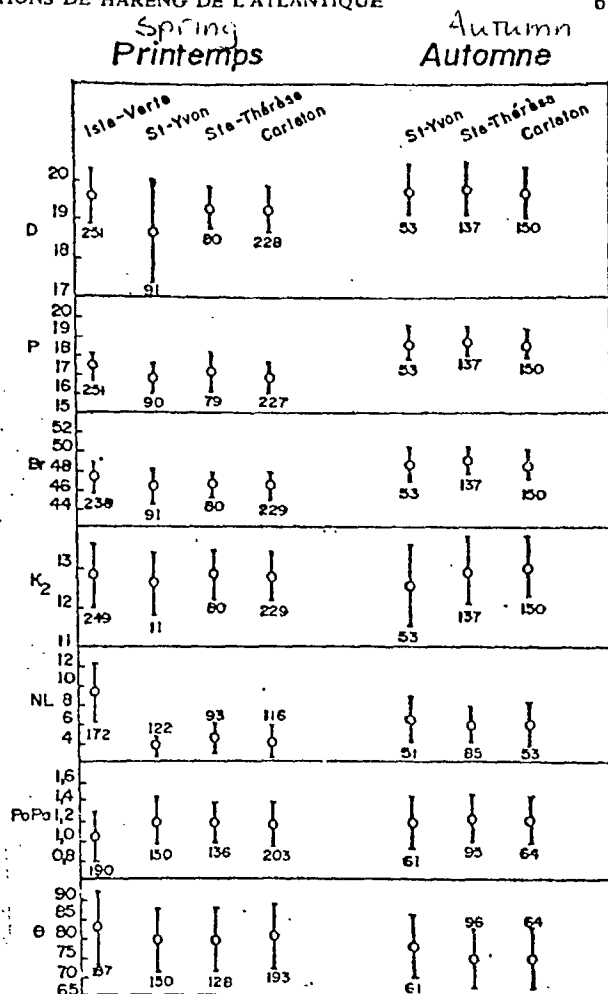


Fig. 2. Moyennes et écarts-types des variables analysées sur le hareng de printemps et le hareng d'automne des diverses régions d'échantillonnage: les rayons de la nageoire dorsale (D); les rayons de la nageoire pectorale gauche (P); le nombre de branchicténies du limbe inférieur du premier arc branchial gauche (Br); le nombre de scutelles osseuses entre les nageoires pelviennes et l'anus ( $K_2$ ); le rapport entre le diamètre moyen du noyau de l'otolithe et la longueur de l'otolithe (NL); le rapport entre la largeur du postrostre et du pararostre (PoPa); l'angle entre le rostre, postrostre et pararostre ( $\theta$ ).

et largeur ( $l_0$ ) du noyau de l'otolithe afin d'établir son diamètre moyen (Fig. 3). NL, soit le diamètre moyen du noyau de l'otolithe exprimé en fonction de la longueur des otolithes, est obtenu par la formule suivante:

$$NL = \frac{100 D}{L}$$

où D est le diamètre moyen du noyau de l'otolithe et L est la longueur de l'otolithe.

Après avoir recueilli les sept variables mentionnées, soit: les rayons de la nageoire dorsale (D), les rayons de la nageoire pectorale gauche (P), le nombre de branchicténies du limbe inférieur du

- number of keel scales between pelvic fins and anus ( $K_2$ )
- ratio of mean otolith nucleus diameter to otolith length (NL)
- ratio of postrostrum width to pararostrum width (PoPa)
- rostrum-postrostrum-pararostrum angle ( $\theta$ )

The Student-Newman Kews (SNK) test (Sokal and Rohlf 1969) was applied to the means obtained in each location, for spring herring and autumn herring. Then we selected a random subsample and did a discriminant function analysis of it (Nie et al 1975) in order to define the herring populations by linear equations.

### Results

Our statistical analysis showed the Isle-Verte spring herring to be quite different from the Gaspé herring. Differences were significant for at least five of the seven variables (table 1). In contrast, within the Gaspé spring herring group, there were very few significant differences from one locality to another. The same holds true for autumn herring. However, for each Gaspé locality, there were significant differences between spring herring and autumn herring (table 1).

The Bertalanffy-type growth curves, adjusted for length-age data, for Isle-Verte spring herring and Gaspé spring and autumn herring (fig 4) indicate differences in growth for the three groups. However, it must be pointed out that these curves are valid only for fish three years old or older, since we had insufficient data to make estimates for younger ages. The parameters of the growth curves (fig 4) were estimated using Beverton's method (1954). Note that the Isle-Verte spring herring has a shorter length-at-age than the other two groups. The Gaspé spring herring has a slower growth rate than the autumn herring. SNK tests show a significant difference at  $\alpha = 0.05$  for the length-age values among the three groups. It should be pointed out that a difference in spring herring and autumn herring growth has already been reported for Gulf of St Lawrence herring (Messieh and Tibbo 1971; Parsons 1972).

There are several indications that, together, point to the existence of three separate populations in the region: Isle-Verte spring herring, Gaspé spring herring, and Gaspé autumn herring. Discriminant function analysis makes

Fig 3 (See photocopy.) Otolith measurements. L: length; lo: nucleus length; la: nucleus width; Pa: pararostrum width; Po: postrostrum width;  $\theta$ : rostrum-postrostrum-pararostrum angle.

Table 1 (See photocopy.) number of significant differences (SNK tests for  $\alpha = 0.5$ ) for the 7 variables in fig 2.

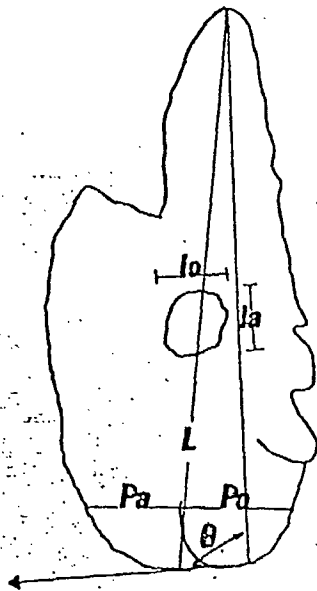


FIG. 3. Mesures faites sur les otolithes. (L): longueur; (lo): longueur du noyau; (la) largeur du noyau; (Pa): largeur du pararostre; (Po): largeur du postrostre; ( $\theta$ ): angle formé par le rostre, postrostre et pararostre.

premier arc branchial gauche (Br),  
le nombre de scutelles osseuses entre les nageoires pelviennes et l'anus ( $K_2$ ),  
le rapport entre le diamètre moyen du noyau de l'otolithe et la longueur de l'otolithe (NL),  
le rapport entre la largeur du postrostre et du pararostre (PoPa),  
l'angle entre le rostre, postrostre et pararostre ( $\theta$ );  
nous avons procédé aux analyses statistiques.

Les moyennes obtenues dans les différentes localités, pour le hareng de printemps et pour le hareng d'automne, furent soumises au test de Student-Newman-Keuls (SNK) (Sokal et Rohlf 1969). Nous avons ensuite pris parmi ces poissons un sous-échantillon au hasard et avons effectué une analyse de fonction discriminante (Nie *et al.* 1975) en vue de définir les populations de hareng au moyen d'équations linéaires.

### Résultats

Selon l'analyse statistique pratiquée sur les variables

retenues (Fig. 2), le hareng de printemps de l'Isle-Verte est très différent de celui des différentes localités de la péninsule gaspésienne. Les différences dans les moyennes sont significatives dans les cas d'au moins cinq des sept variables (Tableau 1). Par comparaison, le hareng de printemps de la péninsule gaspésienne présente très peu de différences significatives d'une localité à l'autre (Saint-Yvon, Sainte-Thérèse-de-Gaspé, Carleton) à l'égard des mêmes variables. La même observation s'applique au hareng d'automne, envisagé au plan géographique. Pour chacune des localités, il y a cependant plusieurs différences significatives entre le hareng de printemps et le hareng d'automne de la péninsule gaspésienne (Tableau 1).

L'examen des courbes de croissance du type von Bertalanffy ajustées aux données de longueur-âge, pour le hareng de printemps de l'Isle-Verte et pour le hareng de printemps et d'automne de la péninsule gaspésienne (Fig. 4), suggère une différence dans la croissance de ces trois groupes de poissons. Il faut noter cependant que ces courbes ne sont valables que pour les poissons de 3 ans et plus, car nos données, peu nombreuses, n'ont pas permis de faire les estimations nécessaires, pour les âges inférieurs. Les paramètres de ces courbes de croissance (Fig. 4) ont été estimés par la méthode de Beverton (1954). Nous constatons que le hareng de printemps de la région de l'Isle-Verte atteint une longueur par âge inférieure à celle du hareng des deux autres groupes. Nous constatons également que le hareng de printemps de la péninsule gaspésienne a une croissance plus lente que le hareng d'automne de cette même région. Des tests de Student-Newman-Keuls (SNK) démontrèrent une différence significative à  $\alpha = 0,05$ , pour les valeurs longueur-âge entre les trois groupes. Il est à noter que la différence entre la croissance du hareng de printemps et le hareng d'automne avait été observée antérieurement pour le hareng du golfe du Saint-Laurent (Messieh et Tibbo 1971; Parsons 1972).

Plusieurs indices concordent donc pour suggérer l'existence, dans la région, de trois populations de hareng: le hareng de printemps de la région de l'Isle-Verte, ainsi que le hareng de printemps et celui d'automne de la péninsule gaspésienne. Une analyse de fonc-

TABLEAU 1. Nombre de différences significatives (tests de Student-Newman-Keuls (SNK) pour  $\alpha = 0,05$ ) pour les 7 variables dont les moyennes et écarts-types sont présentés à la figure 2.

	Spring Herring Hareng de printemps				Autumn Herring Hareng d'automne	
	Isle-Verte	St-Yvon	Ste-Thérèse	Carleton	St-Yvon	Ste-Thérèse
Spring Herring Hareng de printemps						
St-Yvon	6					
Ste-Thérèse	6	2				
Carleton	6	2	2			
Autumn Herring Hareng d'automne						
St-Yvon	5	5	5	5		
Ste-Thérèse	5	5	5	5*	2	
Carleton	5	5	5	5	2	1



it possible to distinguish the three groups by means of linear equations, after checking variance homogeneity by Kullback's function and multi-normal distribution by Dagnelie's method (1975). Table 2 shows the mean and the standard deviation for the variables used in discriminant analysis.

The identification functions obtained for distinguishing the three groups are:

$$Y_1 = 24.48535 - 0.261191 D - 0.51005 P - 0.21454 Br - 0.7651 K_2 - 0.00522 NL \\ - 0.59400 PoPa - 0.02306 \theta$$

$$Y_2 = 7.58626 - 0.04356 D - 0.001665 P - 0.03786 Br - 0.07949 K_2 - 0.30250 NL \\ - 0.76435 PoPa - 0.03425 \theta$$

where  $Y_1$  and  $Y_2$  represent the first and second canonical variates, respectively.

Based on the standardized coefficients (table 3), P, Br, and  $\theta$  discriminate the most in the first function; NL discriminates the most in the second function, followed by  $\theta$  and PoPa. In the scatter diagram (fig 5), the first function is represented by the abscissa and the second by the ordinate. It can be seen that the autumn herring is distinguished from the other two groups mainly along the abscissa. This means that meristic characteristics are the distinguishing ones. The two spring herring groups are differentiated by the ordinate; this means that they are distinguished primarily by morphometric characteristics.

Table 2 (See photocopy.) Mean and standard deviation for variables used in discriminant analysis.

For identification of symbols for variables, see legend to fig 2.

Fig 4 (See photocopy.) Bertalanffy-type growth curves, adjusted for length-age values.

TABLEAU 2. Moyennes et écarts-types des variables utilisées pour l'analyse discriminante.

Variables <sup>a</sup>	Isle-Verte <del>Spring herring</del> Hareng de printemps (n = 78)		St-Yvon, Ste-Thérèse-de-Gaspé, Carleton <del>Spring herring</del> Hareng de printemps (n = 194)		Autumn herring Hareng d'automne (n = 155)	
	$\bar{X}$	E.T. S.D.	$\bar{X}$	E.T. S.D.	$\bar{X}$	E.T. S.D.
D	19,5091	0,7908	19,1707	0,7055	19,8296	0,6162
P	17,6545	0,7258	17,0853	0,9154	18,8064	0,8395
Br	47,4545	1,5616	46,7683	1,6597	48,8306	1,6368
K <sub>2</sub>	12,8545	0,9113	12,7317	0,7008	13,0322	0,8554
NL	8,6090	3,3554	4,2597	1,9799	5,8291	2,2991
PoPa	1,0380	0,1945	1,1901	0,2071	1,2516	0,2620
$\theta$	83,6364	8,1911	80,8902	7,3081	76,0645	7,7449

<sup>a</sup>(D), le nombre de rayons de la nageoire dorsale. (P), le nombre de rayons de la nageoire pectorale de gauche. (Br), le nombre de branchiéténies du limbe inférieur du premier arc branchial gauche. (K<sub>2</sub>), le nombre de scutelles osseuses entre les nageoires pelviennes et l'anus. (PoPa), le rapport entre la largeur du postrostre et du parastrostre. ( $\theta$ ), l'angle entre le rostre, postrostre et parastrostre.

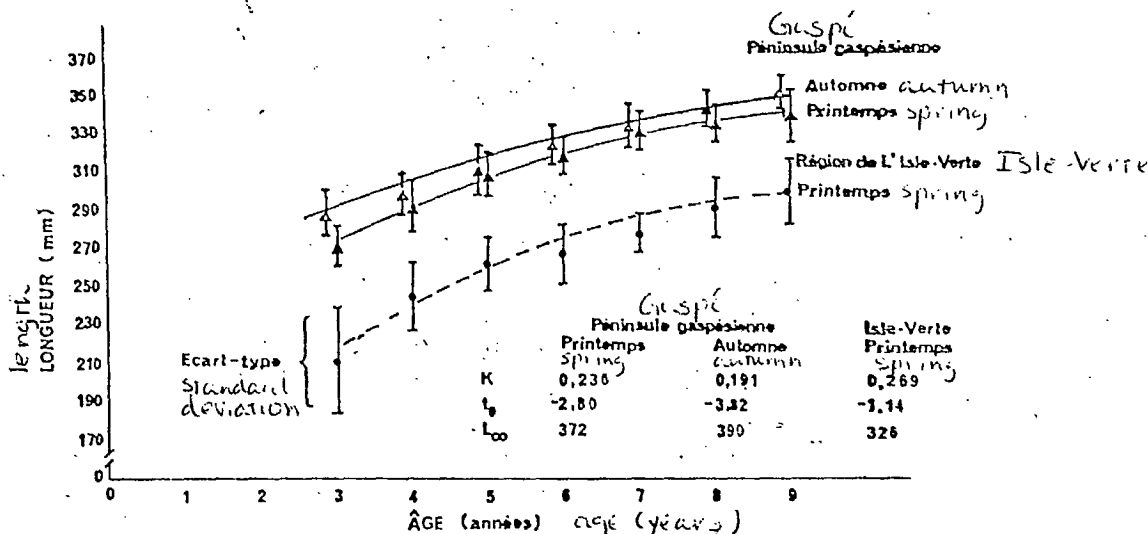


FIG. 4. Courbes de croissance du type von Bertalanffy ajustées aux données de longueur-âge.

tion discriminante a permis de les séparer à partir d'équations linéaires, après vérification de l'homogénéité des variances au moyen de la fonction de Kullback et de la multinormalité par la méthode de Dagnelie (1975). Les moyennes et écarts-types des variables utilisées pour l'analyse discriminante sont présentés au tableau 2.

Les fonctions d'identification obtenues pour séparer les trois groupes sont:

$$Y_1 = 24,48535 - 0,261191 D - 0,51005 P \\ - 0,21454 Br - 0,7651 K_2 - 0,00522 NL \\ - 0,59400 PoPa + 0,02306 \theta$$

$$Y_2 = 7,58626 - 0,04356 D - 0,001665 P \\ - 0,03786 Br - 0,07949 K_2 - 0,30250 NL \\ + 0,76435 PoPa - 0,03425 \theta$$

ou  $Y_1$  et  $Y_2$  représentent respectivement, la première et la seconde variable canonique.

A partir des coefficients standardisés (Tableau 3), on remarque que les caractères suivants discriminent le plus dans la première fonction: le nombre de rayons de la nageoire pectorale gauche (P), le nombre de branchiéténies du limbe inférieur du premier arc branchial gauche (Br) ainsi que l'angle ( $\theta$ ) entre le rostre, le postrostre et le parastrostre de l'otolithe. Pour la seconde fonction, le rapport NL suivi de l'angle ( $\theta$ ) et du rapport PoPa discriminent davantage. Sur la carte territoriale du pointage discriminant (Fig. 5), la première fonction est représentée par l'axe des abscisses et la seconde, par l'axe des ordonnées. On constate, sur cette carte, que le hareng d'automne se sépare des deux groupes de hareng de printemps, surtout selon l'axe des abscisses; c'est donc dire que ce sont les caractères méristiques qui le différencient. Les deux groupes de hareng de printemps se divisent surtout selon l'axe des ordonnées, qui obtient son pouvoir discriminant

On the basis of these two functions, 83% of the fish previously assigned to one of the three groups prove to be correctly classified (table 4). Moreover, the differentiation among the centroids of these groups, verified by means of Wilks's  $\lambda$  criterion, is significant for a  $\alpha$  of 0.001. This is further confirmation for the hypothesis of at least three distinct populations.

### Discussion

It is possible, as Jean (1967) has suggested, that morphometric and meristic differences are related to oceanographic conditions, in particular temperature. The waters of the St Lawrence Estuary, the spawning area for the Isle-Verte spring herring, are considerably colder than those around the Gaspé Peninsula. Blaxter (1958), for example, has reported several experiments showing a

Table 3 (See photocopy.) Standardized coefficients of discriminant functions.

For explanation of symbols for variables, see legend to fig 2.

Table 4 (See photocopy.) Percentage of fish correctly classified, as shown by discriminant analysis.

Fig 5 (See photocopy.) Discriminant analysis, scatter diagram. ▲: Gaspé autumn herring; ●: Gaspé spring herring; ◆: Isle-Verte spring herring

TABLEAU 3. Coefficients standardisés des fonctions discriminantes.

Variables*	Fonction n° 1 FUNCTION no 1	Fonction n° 2 FUNCTION no 2
D	-0,12342	-0,03133
P	-0,58328	-0,01920
Br	-0,39358	-0,06946
K <sub>2</sub>	-0,06461	-0,06712
NL	-0,01524	-0,88383
PoPa	-0,14212	0,18288
$\theta$	0,19229	-0,28557

(D); le nombre de rayons de la nageoire dorsale. (P), le nombre de rayons de la nageoire pectorale de gauche. (Br), le nombre de branchiettes du limbe inférieur du premier arc branchial de gauche. (K<sub>2</sub>), le nombre de scutelles osseuses entre les nageoires pelviennes et l'anus. (NL), le rapport entre le diamètre du noyau de l'otolithe et la longueur de l'otolithe. (PoPa), le rapport entre la largeur du postrostre et du parastrostre. ( $\theta$ ), l'angle entre le rostre, postrostre et parastrostre.

surtout par les caractères morphométriques des otolithes.

A partir de ces deux fonctions, 83% des poissons, jugés préalablement comme appartenant à l'un des trois groupes, se sont avérés bien classifiés (Tableau 4). De plus, la séparation entre les centroïdes de ces trois groupes, vérifiée au moyen du  $\lambda$  de Wilks, s'est révélée significative pour un  $\alpha$  de 0,001. Ceci confirme vraisemblablement l'existence d'au moins trois populations de hareng dans notre zone d'étude.

TABLEAU 4. Pourcentage de classification des poissons appartenant aux diverses populations de hareng de notre zone d'étude, obtenu à partir de l'analyse discriminante.

	% classifiés dans chaque groupe % des poissons classifiés par groupe		
	Groupe 1 group 1	Groupe 2 group 2	Groupe 3 group 3
Groupe 1 Hareng de printemps Région de l'Isle-Verte	73,1	23,1	3,8
Groupe 2 Hareng de printemps Région de St-Yvon, Ste-Thérèse-de-Gaspé et Carleton	6,7	85,6	7,7
Groupe 3 Hareng d'automne Régions de St-Yvon, Ste-Thérèse-de-Gaspé et Carleton	6,5	4,5	89,0

### Discussion

Il n'est pas invraisemblable, comme le proposait Jean (1967), que les différences morphométriques et méristiques soient reliées aux conditions océanographiques, notamment à la température. Les eaux de l'estuaire de Saint-Laurent, où fraie le hareng de printemps de l'Isle-Verte, sont nettement plus froides que celles des parages de la péninsule gaspésienne. Blaxter (1958) fait, par exemple, état de plusieurs travaux experi-

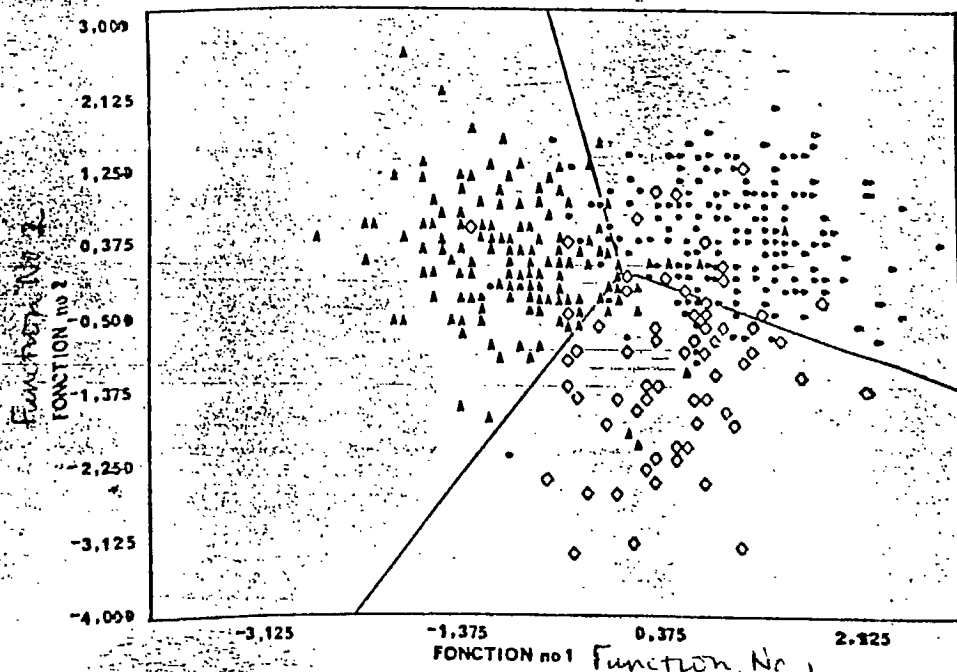


FIG. 5. Carte territoriale du pointage discriminant. ▲ = Hareng d'automne de la péninsule gaspésienne; ● = Hareng de printemps de la péninsule gaspésienne; ◇ = Hareng de printemps de la région de l'Isle-Verte.

relationship between low temperatures in waters where herring spend the larval stage and low meristic values.

Able (1978) estimates the growth rate of herring larvae caught in the St Lawrence Estuary at 0.15 mm/d and 0.17 mm/d, depending on sampling year. These rates are far below the rate of 0.5 mm/d reported by Ware and Henriksen (1978) for spring herring at the Magdalen Islands. Ware and Henriksen set the larval growth period in hatching year at 190 days and the size before metamorphosis at 40 mm. If these values are applied to St Lawrence Estuary herring, it means that the spring herring in this area do not metamorphose during the first year after hatching. This might be an explanation for the small size of adults.

Messieh and Tibbo (1971) and Parsons (1972) have definitely established differences between spring and autumn herring in the Gulf of St Lawrence. Day's (1957b) analysis of growth rates and vertebra number had led him to hypothesize a distinction between the Isle-Verte herring in the St Lawrence Estuary and the Matane and Rivière-du-Loup herring in the northern part of the Gaspé Peninsula; confirming evidence, however, has been lacking up until now. The most interesting and original aspect of our work is probably the confirmation of the existence of two distinct spring herring populations. The first group, spring herring that spawn in the Isle-Verte region, has now been positively identified. As yet it is not certain that the second group, from the Gaspé, is made up of a single stock.

#### Acknowledgments

We would like to thank Mrs Céline Trudeau Simard, Mr Jean Dubé, and Mr Jean Lauzier for their technical assistance. Our thanks also go to Dr Louis Legendre for his advice on mathematical analysis of our data and to Dr S N Messieh for his constant help throughout this project.

Bibliography (See photocopy.)

mentaux montrant des liens entre les basses températures d'un milieu d'élevage de larves de hareng et les valeurs plus faibles obtenues dans les caractéristiques méristiques.

Il est également intéressant de noter qu'Able (1978) a évalué le taux de croissance de larves de hareng capturées dans l'estuaire du Saint-Laurent à 0,15 mm/d et 0,17 mm/d, selon l'année d'échantillonnage. Ces taux sont fortement inférieurs à ceux mentionnés par Ware et Henriksen (1978) de 0,5 mm/d pour le hareng de printemps des Îles-de-la-Madeleine. Ware et Henriksen (1978) établissent à 190 jours la période de croissance des larves dans l'année de leur éclosion et à 40 mm la taille avant de se métamorphoser. Si ces valeurs s'appliquent au hareng de l'Estuaire, cela impliquerait que le hareng de printemps de cette région ne se métamorphoserait pas durant la première année suivant l'éclosion, ce qui pourrait expliquer les faibles tailles obtenues par les adultes.

Les différences entre le hareng de printemps et celui d'automne dans le golfe du Saint-Laurent étaient bien établies par les travaux de Messieh et Tibbo (1971) et Parsons (1972). D'autre part, par une analyse des taux de croissance et numérations vertébrales, Day (1957b) avait été amené à émettre l'hypothèse d'une distinction possible entre le hareng de l'Isle-Verte dans l'estuaire du Saint-Laurent, et celui de Matane et Rivière-au-Renard, sur la partie nord de la péninsule gaspésienne, mais sans pouvoir vraiment l'étayer, comme nous l'avons fait ici. Cette confirmation de l'existence, au sein du hareng de printemps, de deux composantes distinctes, constitue sans doute l'aspect le plus inédit et le plus intéressant de ce travail. La première de ces composantes, le hareng qui fraie dans la région de l'Isle-Verte, est maintenant bien identifiée. Il n'est pas encore certain que la seconde, plus nettement gaspésienne, soit constituée d'un seul stock.

#### Remerciements

Nous désirons remercier madame Céline Trudeau-Simard, ainsi que messieurs Jean Dubé et Jean Lauzier pour leur aide technique. Nous voulons également remercier le Dr Louis Legendre pour ses conseils au niveau du traitement mathématique de nos données, et le Dr S. N. Messieh, pour son aide continue tout au long de ce projet.

- ABLE, K. W. 1978. Ichthyoplankton of the St-Lawrence Estuary: composition, distribution and abundance. *J. Fish. Res. Board Can.* 35: 1518-1531.
- BEVERTON, R. J. H. 1954. Notes on the use of theoretical models in the study of the dynamics of exploited fish populations. *U.S. Fish Lab. Beaufort N.C. Misc. Contrib.* 2: 159 p.
- BLAXTER, J. H. S. 1958. The racial problem in herring from the viewpoint of recent physiological, evolutionary and genetical theory. *Rapp. Cons. Int. Explor. Mer* 143(11): 10-19.
- DAGNELIE, P. 1975. Analyse statistique à plusieurs variables. *Gembloux: Presse agronomique de Gembloux; Bruxelles, Vander* 362 p.
- DAY, L. R. 1957a. Populations of herring in the southern Gulf of St. Lawrence. *Bull. Fish. Res. Board Can.* 111: 121-137.
- 1957b. Populations of herring in the northern Gulf of St. Lawrence. *Bull. Fish. Res. Board Can.* 111: 103-119.
- HUNT, J. J., L. S. PARSONS, J. E. WATSON ET G. H. WINTERS. 1973. Report of herring ageing workshop. *Int. Comm. Northwest Atl. Fish. Res. Doc.* 73/2: 2 p.
- JEAN, Y. 1955. A study of spring-and-fall-spawning herring at Grande-Rivière, Bay of Chaleur, Quebec. *Contrib. Dep. Fish. Quebec* 49: 76 p.
1957. A comparative study of herring (*Clupea harengus* L.) from the estuary and the Gulf of St. Lawrence. *Naturaliste Can.* 94: 7-27.
- MESSIEH, S. N. 1972. Use of otoliths in identifying herring stocks in the southern Gulf of St. Lawrence and adjacent waters. *J. Fish. Res. Board Can.* 29: 1113-1118.
- MESSIEH, S. N. ET S. N. TIBBO. 1971. Discreteness of Atlantic herring (*Clupea harengus harengus*) populations in spring and autumn fisheries in the southern Gulf of St. Lawrence. *J. Fish. Res. Board Can.* 28: 1009-1014.
- NIE, N. H., C. H. HULL, J. JENKINS, K. STEINBRENNER ET D. H. BENT. 1975. Statistical package for the social sciences. McGraw-Hill, Inc., USA. 675 p.
- PARSONS, L. S. 1972. Use of meristic characters and a discriminant function for classifying spring- and autumn-spawning Atlantic herring. *Int. Comm. Northwest Atl. Fish. Res. Bull.* 9: 5-9.
- PARSONS, L. S. ET V. M. HODDER. 1971. Meristic differences between spring- and autumn-spawning Atlantic herring (*Clupea harengus harengus*) from southwestern Newfoundland. *J. Fish. Res. Board Can.* 28: 553-558.
- SOKAL, R. R. ET F. J. ROHLF. 1969. Biometry. W. H. Freeman and Co., San Francisco, Calif. 776 p.
- WARE, D. M. ET B. L. HENRIKSEN. 1978. On the dynamics and structure of the southern gulf of St. Lawrence herring stocks. *Fish. Mar. Serv. Tech. Rep.* 800: 83 p.

S H I N G M O R T A L I T I E S

YEAR	1976	1977	1978	1979
	.000	.000	.000	.024
	.000	.001	.003	.033
	.001	.001	.007	.044
	.017	.006	.022	.060
	.020	.013	.042	.072
	.051	.017	.079	.081
	.073	.029	.074	.084
	.108	.034	.111	.114
	.127	.055	.114	.150
	.200	.056	.104	.150
	.143	.129	.115	.150
	.100	.172	.246	.150
	.053	.123	.206	.150
	.068	.119	.127	.150
	.137	.184	.125	.150
	.121	.138	.160	.150
	.080	.148	.190	.150
	.142	.059	.117	.150
	.129	.100	.113	.150
	.095	.095	.169	.150
	.161	.086	.148	.150
	.346	.133	.104	.150
	.728	.467	.214	.150
	.728	.467	.246	.150

P O P U L A T I O N N U M B E R S

YEAR	1976	1977	1978	1979
	215910.	171628.	77224.	10633.
	193301.	195357.	155275.	69871.
	128146.	174877.	176669.	140118.
	78648.	115822.	158027.	158677.
	108441.	69961.	104218.	139853.
	81871.	96155.	62501.	90428.
	83349.	70403.	85513.	52278.
	80618.	70109.	61867.	71852.
	76001.	65510.	61306.	50076.
	32491.	60539.	56122.	49510.
	21259.	24058.	51770.	45773.
	20083.	16667.	19128.	41772.
	19341.	16435.	12699.	13532.
	12116.	16601.	13147.	9351.
	9273.	10242.	13330.	10481.
	8961.	7318.	7710.	10639.
	12168.	7187.	5770.	5945.
	8725.	10168.	5609.	4317.
	8710.	6848.	8672.	4513.
	7960.	6925.	5609.	7007.
	4783.	6552.	5697.	4287.
	1840.	3683.	5440.	4445.
	1285.	1178.	2919.	4438.
	574.	561.	668.	2132.

P O P U L A T I O N B I O M A S S A G E S 6 T O 2 9

YEAR	1976	1977	1978	1979
B I O M A S S	321964.	326474.	328474.	311051.