

CARACTÉRISTIQUES DU STOCK DE SAUMON ATLANTIQUE D'UN HIVER DE MER (*SALMO SALAR* L.) CAPTURÉ SUR L'ELORN DE 1974 À 1984

Patrick PROUZET et Jean-Louis GIGNON
IFREMER - Centre de Brest. DRV/AP.
B.P. 337. 29273 Brest cedex. France.

Abstract

CHARACTERISTICS OF ONE SEA WINTER ATLANTIC SALMON STOCK CAUGHT ON ELORN RIVER FROM 1974 TO 1984.

From observations gathered on grilse populations sampled during the fishing period (march - mid june) or after the fishing season, we noted : a strong heterogeneity and lenght, the mean value of which increase from may to december, a sex-ratio not different from 1 male for 1 female, a high relative fecundity superior to those of spring salmon population sampled. The comparison between fish of local and foreign origins did not allow to observe significant differences between the biological characteristics studied (weight, length, sex-ratio and fecundity).

Résumé

A partir d'observations effectuées sur des saumons de un hiver de mer échantillonnés durant la saison de pêche (mars, mi-juin) ou en dehors de cette période, il ressort : une disparité importante du poids et des longueurs dont la valeur moyenne augmente de mai à décembre ; un sexe-ratio équilibré et une fécondité relative élevée et supérieure à celle des saumons de printemps échantillonnés. La comparaison entre les individus issus de souche Elorn et ceux issus de souches étrangères ne permet pas de mettre en évidence des différences significatives entre les caractéristiques étudiées (poids, longueur, sexe-ratio et fécondité).

Introduction.

Les études portant sur l'identification des stocks de saumon atlantique adultes du Massif Armoricaïn (FONTENELLE, 1975 ; PROUZET, 1979 ; BAGLINIÈRE et PORCHER, 1980 ; FONTENELLE *et al.*, 1980 ; PROUZET et GIGNON, 1982 a ; PROUZET et JEZEQUEL, 1983 ; PROUZET, 1983 et 1984) ont surtout permis de préciser les caractéristiques des saumons de printemps (2 et 3 hivers de mer) capturés durant la saison de pêche (début mars, mi-juin). Cependant, peu de renseignements ont été collectés en dehors de cette période et le stock de saumons remontant après la mi-juin est généralement mal connu tant au plan de son abondance qu'au plan de ses caractéristiques biologiques et dynamiques.

Sur l'Elorn, de 1974 à 1984, des observations ont pu être effectuées après la saison de pêche. Ainsi, un certain nombre de données a pu être compilé sur des individus ayant séjourné un hiver en mer (castillons) provenant soit de la reproduction naturelle, soit d'expériences de repeuplement effectués à partir de juvéniles issus d'œufs d'origine étrangère et élevés soit en ruisseaux-pépinières (PROUZET et GAIGNON, 1982 b), soit en écloserie jusqu'au stade smolt (GAIGNON et PROUZET, 1982).

Le but de cet article est d'analyser les observations récoltées afin d'améliorer nos connaissances sur ce groupe de saumons et de comparer les caractéristiques des individus issus de la reproduction naturelle à celles de ceux issus des expériences de repeuplement. Enfin, la comparaison des potentiels reproducteurs et des caractéristiques des pontes des castillons et des saumons de printemps sera effectuée.

Présentation du site d'étude.

Il a été décrit de manière précise par PROUZET (1979). Nous rappellerons brièvement que l'Elorn est une courte rivière du Finistère-Nord dont la longueur est de 58 km. Son bassin versant occupe une superficie de 260 km². Depuis 1974, un programme d'études sur le repeuplement en saumon atlantique a été entrepris sur ce site (PROUZET, 1979 ; PROUZET et GAIGNON, 1982 b ; GAIGNON et PROUZET, 1982 ; PROUZET, 1983) afin d'étudier l'efficacité de différentes techniques de repeuplement (lâchers de smolts élevés puis marqués en écloserie, lâchers d'alevins élevés et marqués en ruisseaux-pépinières). Au cours de la période d'étude des individus marqués ont été recapturés. En première analyse, on estimera que les individus non marqués sont issus de la reproduction naturelle entre géniteurs de souche Elorn.

Matériels et méthodes.

Collecte des données.

De 1974 à 1984, 247 Castillons ont été échantillonnés dont 13,4 % durant la saison de pêche. Hors saison de pêche, les saumons ont été prélevés soit par pêche électrique, soit à l'aide de trappes de capture. L'analyse du tableau 1 indique que la plus grande partie de l'échantillon a été capturée au moment de la période de ponte (72 %) et surtout au cours des années 1980, 1982, 1983 et 1984. Les saumons marqués représentent 17,4 % de l'échantillon total. En plus de l'échantillon de castillons, des saumons de printemps ont été collectés sur une année (période de ponte 1984) et sont au nombre de 14.

Sur l'échantillon récolté, un certain nombre de caractéristiques ont été répertoriées : le poids (± 10 g), la longueur à la fourche ($\pm 0,5$ cm), l'âge par observation des écailles, le sexe déterminé soit par visualisation directe des gonades, soit par la méthode de sérodiagnostic de LE BAIL et BRETON (1980) ; la fécondité déterminée par dénombrement des ovules au moment de la ponte en pisciculture après pression sur les flancs et par pesée-test ; les caractéristiques des pontes telles que le rapport gonado somatique (rapport du poids des ovules et du poids total de l'animal) et le poids moyen des œufs déterminé par pesée-test (1).

Traitements statistiques utilisés.

La comparaison des moyennes a été effectuée par le test non paramétrique de Kruskal et Wallis, compte tenu de la taille relativement faible de certains échantillons. La répartition des sexes au sein de l'échantillon étudié est analysée au moyen d'une table de contingence par le test G distribué asymptotiquement comme un chi 2 à k-1 degrés de liberté (LAWAL, 1984). La comparaison des régressions linéaires est faite au moyen d'une analyse de covariance. La prédiction d'une variable dépendante en fonction de plusieurs variables explicatives est effectuée au moyen d'une analyse de régression multivariées selon une méthode pas à pas (DRAPER et SMITH, 1966). Le poids relatif des variables explicatives pour la prédiction de la variable dépendante est estimée par l'analyse des coefficients de régression partiels standardisés. La normalité des distributions de fréquences est testée au moyen du test de Kolmogorov-Smirnov.

(1) La pesée-test consiste à peser un échantillon d'œufs embryonnés. Le poids moyen de l'œuf est calculé par la relation :
P moy. œuf = Poids échantillon / nombre d'œufs de l'échantillon.

Cette méthode donne des résultats très voisins de la pesée individuelle des œufs dans un échantillon (PROUZET et GAIGNON, 1982 a).

	1974	75	76	77	78	79	1980	81	82	83	1984	Total (%)
Mai	1	6								1	1	9 (4.4)
Juin	9	6	3	2				1	1	7	6	36 (17)
Juillet									1-5			1 (2,3) - 5 (2.4)
Août						1						1 (2,3)
Septembre		2				1			3-2		10	4 (10) - 14 (6.9)
Octobre									1			1 (0,5)
Novembre							2-6	1-1	1		2-48	5 (12,5) - 56 (26.4)
Décembre	1			4	5	1	19-23	1-4	2-14	6-36		29 (72,5) - 87 (41)
Janvier					1			3				4 (2)
Total	11	14	3	6	6	2-1	21-29	2-9	7-24	6-44	2-65	40 - 212

TABL 1. — Taille de l'échantillon (marqué en caractères gras et non marqué) analysé suivant les années et les mois () pourcentage.
Sample size (tagged or not) analysed according year and month.

Résultats.

Castillons de souche Elorn.

Caractéristiques métriques et pondérales (tabl. 2).

Pour l'échantillon global (fig. 1), la distribution des poids et des longueurs ne suit pas une distribution normale. L'étendue des distributions est élevée : 26 cm pour les longueurs à la fourche et 4 000 g pour les poids totaux. La séparation de l'échantillon analysé en deux sous-échantillons caractérisés par le nombre d'hivers passés en rivière (1 ou 2 hivers) indique qu'il n'existe pas, au seuil de confiance de 5 %, de différences entre les longueurs et les poids moyens. Les relations prédictives poids-longueurs de ces deux sous-échantillons ne diffèrent pas significativement par leurs pentes ou par leurs positions. On adoptera ainsi, après linéarisation par transformation logarithmique des variables, la régression prédictive suivante (forme $y = a x^b$) : Poids = 0,0458 $L_F^{2.6}$ (poids en g et longueur en cm) écart-type de $b = 0,14$ (b différent de 3 au seuil de confiance de 1 %).

Si la séparation de l'échantillon analysé est effectuée selon le sexe, on constate que le poids moyen des mâles est significativement (au seuil de 1 %) inférieur à celui des femelles, alors que les longueurs moyennes des deux sexes sont comparables. La comparaison des relations poids-longueurs conforte cette analyse puisque pour des pentes comparables, les droites d'ajustement ont des positions significativement différentes. Cela nous conduit à adopter pour chaque sexe les deux relations prédictives suivantes :

Mâles : Poids = 0,0852 $L_F^{2.436}$ (L_F : longueur à la fourche en cm et poids en g)
écart-type de $b = 0,290$.

Femelles : Poids = 0,0176 $L_F^{2.832}$ écart-type de $b = 0,218$.

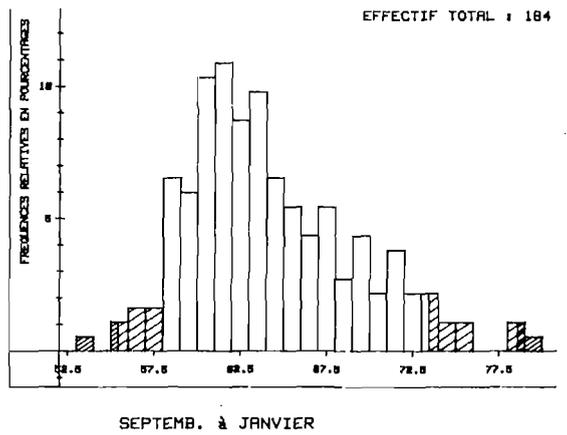
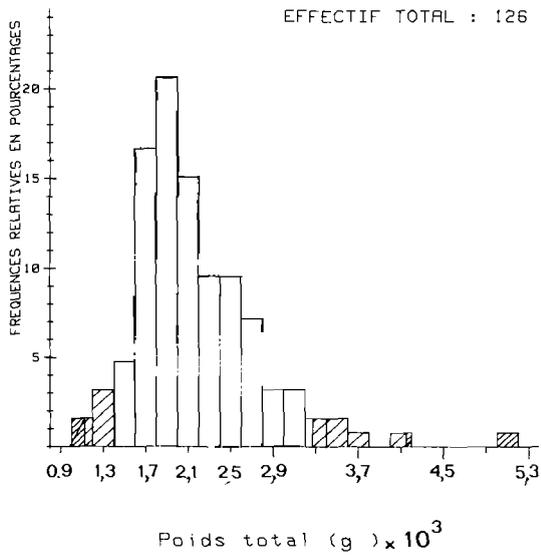
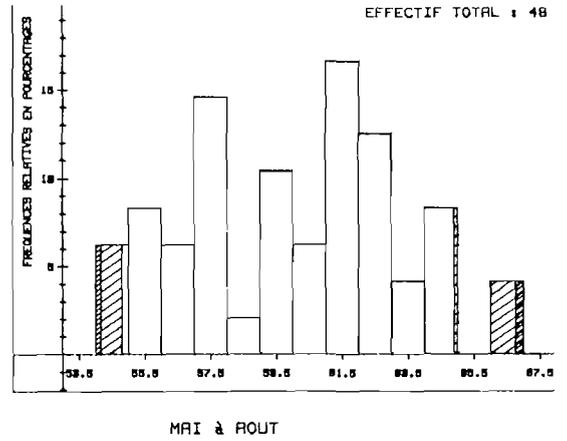
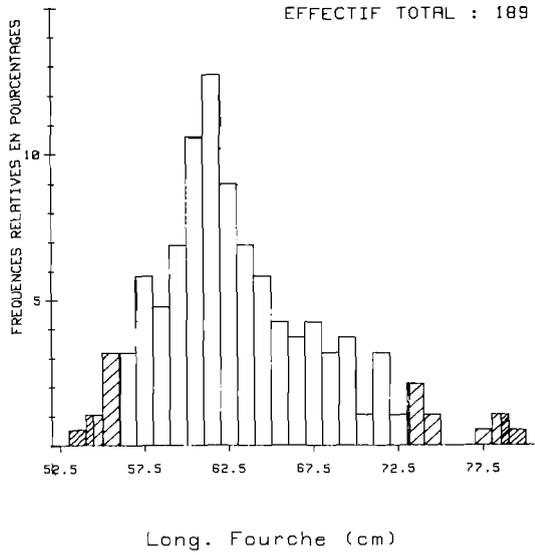


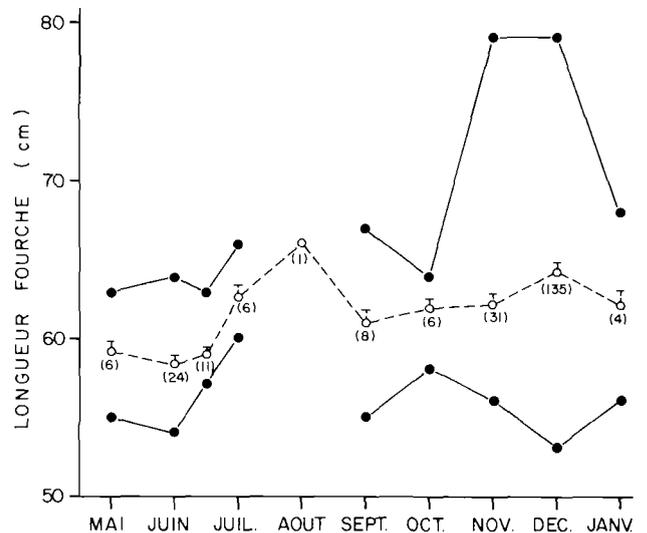
FIG. 1. — Distribution des longueurs et des poids dans l'échantillon de castillons de souche Elorn :

- limites empiriques de l'échantillon de 1 à 99 % ;
- limites empiriques de l'échantillon de 5 à 95 %.

Length and weight distributions in the grilse population of local origin sampled.

FIG. 2. — Evolution de la longueur à la fourche moyenne de l'échantillon de castillons analysés mensuellement (o - o) et de l'amplitude de variations des tailles (●—●) taille de l'échantillon.

Variation of the mean fork length in the grilse population sampled (o - o) and of the range of size variation (●—●) (sample size).



Variations de la longueur à la fourche suivant la période d'échantillonnage (fig. 2). — Au seuil de confiance de 1 %, on note une différence significative entre les longueurs moyennes des individus échantillonnés à diverses périodes. En particulier, la longueur moyenne passe de 60 cm ($\sigma = 3,27$) en mai-août à 64,26 cm ($\sigma = 4,92$) en septembre-janvier. On constate, en outre, une augmentation de l'étendue des distributions de fréquence des tailles (12 cm en mai-août à 26 cm en septembre-octobre) dont les limites de confiance empiriques aux seuils de 5 % et 95 % sont respectivement de 54,8 et 64,9 cm pour la première distribution et de 58,01 et 73,45 cm pour la seconde.

Age en eau douce. — Pour l'échantillon total (169 individus âgés), 53,2 % des poissons ont séjourné deux hivers en rivière et 46,8 % un hiver avant de migrer en mer. La répartition des saumons échantillonnés selon leurs lieux de capture (ruisseau ou rivière) permet de montrer que la proportion de castillons ayant séjourné deux hivers en rivière est significativement plus importante ($G = 4,5$; $\chi^2 [0,05 ; 1] = 3,84$) pour l'échantillon capturé sur les ruisseaux (71,5 % contre 51,4 % en rivière).

Sexe-ratio. — Toutes années confondues de 1979 à 1984, le rapport des sexes estimé à partir d'un échantillon de 123 individus est de 0,78 mâle pour une femelle (non significativement différent de un mâle pour une femelle). On retrouve cet équilibre entre sexes dans les divers échantillons prélevés durant diverses périodes de frai sur l'Elorn (tabl. 3). Une partition de ces individus sexés suivant le nombre d'hivers passés en rivière et l'analyse de la table de contingence qui en découle ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'indépendance entre la variable sexe et la variable âge en eau douce ($P = 0,34$).

Potentiel reproducteur et caractéristiques des pontes. — Le tableau 4 mentionne les caractéristiques des pontes et les potentiels reproducteurs de l'échantillon global et des sous-échantillons ruisseaux et rivière. De son analyse, il ressort que les poids moyens des œufs et les fécondités relatives des individus capturés sur les ruisseaux ne diffèrent pas significativement de ceux des individus prélevés en rivière. Des trois variables explicatives utilisées (poids total, poids total des ovules, poids moyen des ovules) pour la

prédiction du nombre d'ovules par individu, deux (poids total des ovules et poids moyen des ovules) permettent d'expliquer 88,7 % de la variation de la variable dépendante. L'équation de prédiction déterminée est la suivante :

$$y = 6,854 x_1 - 33099 x_2 + 4462 \quad (r = 0,94) ;$$

y : nombre d'ovules par femelle ; x_1 : poids total des ovules en g ; x_2 : poids moyen des ovules en g.

L'étude des coefficients de régressions pondérés montre que la variable poids total des ovules est celle qui influe le plus sur la variation du nombre d'ovules par individu ($r_{x_1} = 0,916$) quand le poids moyen de l'ovule est fixé ($r_{x_2} = 0,363$).

	Longueur fourche (cm)	Poids total (g)	Equation de la droite $y = ax^b$
Echantillon total	1) 189 2) 63,22 3) 5,09 4) (56,1 - 73,14)	126 2 173 600 (1 410 - 3 270)	
1 hiver de rivière	77 63,53 5,72 (55,46 - 77,07)	51 2 292 699 (1 527 - 3 690)	$P = 0,0069 L_F^{3,06}$ $2,85 \leq b \leq 3,33$
2 hivers de rivière	96 62,22 4,32 (56,45 - 71,05)	76 2 171 500 (1 560 - 3 213)	
Mâles	54 62,37 4,20 (55,85 - 70,08)	33 2 009 427 (1 365 - 2 835)	$P = 0,0115 L_F^{2,92}$ $2,58 \leq b \leq 3,50$
Femelles	69 64,1 5,57 (57,66 - 74,28)	57 2 409 717 (1 624 - 3 630)	$P = 0,0030 L_F^{3,26}$ $2,58 \leq b \leq 3,72$

1) taille échantillon ; 2) moyenne ; 3) écart-type ; 4) intervalle de confiance empirique de l'échantillon à 5 et 95 %.

TABL. 2. — Caractéristiques métriques et pondérales de l'échantillon total et de divers sous-échantillons classés selon l'âge en eau douce ou le sexe.

Weight and length characteristics of the whole sample and of various samples classified according to freshwater age or sex.

Castillons de souches étrangères.

Caractéristiques métriques et pondérales (tabl. 5). — L'étendue observée des distributions des poids et des longueurs est importante : 19 cm pour les longueurs et 1 820 g pour les poids (fig. 3).

La séparation, au sein de l'échantillon analysé, des individus selon leurs sexes, permet de montrer ($P = 0,004$) que la longueur à la fourche moyenne des mâles est supérieure à celle des femelles, alors que leurs poids sont comparables. Cependant, les relations poids-longueurs des mâles et des femelles échantillonnés ne diffèrent pas significativement ni par leurs pentes ni par leurs positions ($P = 0,07$). On peut ainsi adopter, pour l'échantillon analysé, la régression prédictive générale suivante : Poids = $0,0956 L_1^{2,421}$ écart-type de $b = 0,211$ (b différent de 3 au seuil de confiance de 5 %).

	Nombre de mâles	Nombre femelles	Rapport des sexes σ/φ
Echantillon global	54	69	0.78
Frai 1983	36	40	0.9
Frai 1984	14	10	1.4

$G = 1.67 : \chi^2[0.05 : 2] = 5.99$

TABLE 3. — Rapport des sexes de différents groupes de castillons échantillonnés sur l'Elorn de 1979 à 1984.

Sex-ratio of different groups of grilse sampled on Elorn river from 1979 to 1984.

	Poids des ovules (g)	Poids ovules sur poids total	Fécondité absolue	Fécondité relative ovules/kg
Echantillon total	1) 0.135 2) 0.003 3) (0.104 - 0.162) 4) 38	0.234 0.006 (0.172 - 0.284) 43	4 427 1 780 (2 008 - 7 650) 42	1 705 69 (1 170 - 2 230) 36
Ruisseaux	0.135 0.004 (0.105 - 0.160) 16	0.246 0.008 (0.193 - 0.288) 16	4 438 1 768 (1 800 - 9 200) 16	1 694 75 (1 130 - 2 170) 16
Rivière	0.132 0.005 (0.105 - 0.166) 19	0.230 0.008 (0.169 - 0.282) 19	4 408 1 886 (975 - 7 662) 19	1 742 121 (445 - 2 955) 19

1) moyenne ; 2) écart-type ; 3) intervalle de confiance empirique de la moyenne à 5 et 95 % ; 4) taille de l'échantillon ; * en nombre d'ovules.

TABLE 4. — Caractéristiques des pontes et potentiel reproducteur des castillons de souche Elorn (échantillon global, sous échantillons ruisseaux et rivière).

Sexual characteristic of grilse (local origins : whole sample and subsamples on tributaries and main course).

Age en eau douce. — Pour l'échantillon total, 66 % des individus ont séjourné deux hivers en eau douce avant de migrer. Pour le lot issu de smolts de pisciculture (33 % des individus marqués recapturés), la durée de vie est conditionnée par le temps d'élevage en éclosérie. Les individus issus de juvéniles immergés en ruisseaux-pépinières (67 % des castillons marqués et recapturés) ont dans leur totalité séjourné deux hivers en eau douce avant de migrer en mer.

Sexe-ratio. — Le rapport des sexes observé dans l'échantillon analysé est de 0,73 mâle pour une femelle. Il est non significativement différent de un mâle pour une femelle.

Potentiel reproducteur et caractéristiques des pontes (tabl. 6). — L'équation de prédiction déterminée par une méthode de régression pas à pas est la suivante : $y = 8,741 x_1 - 37 419 x_2 + 4 277$; y : nombre d'ovules par femelle ; x_1 : poids total des ovules en g ; x_2 : poids moyen des ovules en g

	Longueur fourche moyenne (cm)	Poids total moyen (g)
Echantillon total *	1) 55 2) 63,5 3) 0,7 4) (57,8 - 73,3)	55 2 269 75 (1 635 - 3 287)
Mâles	17 65,7 1,3 (56,4 - 75,1)	17 2 394 131 (1 685 - 3 315)
Femelles	26 61,8 0,6 (57,8 - 66,2)	26 2 138 77 (1 615 - 2 940)

* Equation de la droite $y = ax^b$: $P = 0,023 L_F^{2,77}$; $2,47 \leq b \leq 3,24$.

1) taille de l'échantillon ; 2) moyenne ; 3) écart-type ; 4) intervalle de confiance empirique de la moyenne à 5 et 95 %.

TABL 5. — Caractéristiques métriques et pondérales des castillons de souches étrangères.

Weight and length characteristics of grilse (foreign origins).

Poids des ovules (g)	Poids ovules sur poids total	Fécondité absolue	Fécondité relative (ovules/kg)
1) 0,131	0,241	3 800	1 755
2) 0,005	0,011	277	92
3) (0,09-0,158)	(0,128-0,312)	(2 250-6 250)	(1 140-2 760)
4) 20	18	20	18

1) moyenne ; 2) écart-type ; 3) intervalle de confiance empirique de la moyenne à 5 et 95 % ; 4) taille de l'échantillon.

TABL 6. — Caractéristiques des pontes et potentiel reproducteur des castillons de souche étrangères.

Sexual characteristics of grilse females (foreign origins).

($r = 0,95$). L'étude des coefficients de régression pondérés indique que la variable poids total des ovules est celle qui influe le plus sur la variation du nombre d'ovules ($r_{x_1} = 0,939$) quand le poids moyen de l'ovule est fixé ($r_{x_2} = -0,671$).

Comparaison des caractéristiques des castillons de souches Elorn et étrangères.

La comparaison des caractéristiques métriques et pondérales des individus marqués et non marqués indique que les longueurs et poids moyens des 2 catégories d'individus mentionnés sont comparables. Leurs relations poids-longueurs ont des pentes et des positions similaires et l'on peut ainsi adopter pour l'échantillon global la régression prédictrice suivante : poids = $0,0495 L_F^{2,582}$ écart-type de $b = 0,116$ (b différent de 3 au seuil de confiance de 1 %).

Potentiel reproducteur et poids moyen des ovules. — L'analyse des fécondités relatives et des poids des ovules par le test de Kruskal et Wallis indiquent que les moyennes de ces deux variables pour les groupes marqués et non marqués ne diffèrent pas significativement.

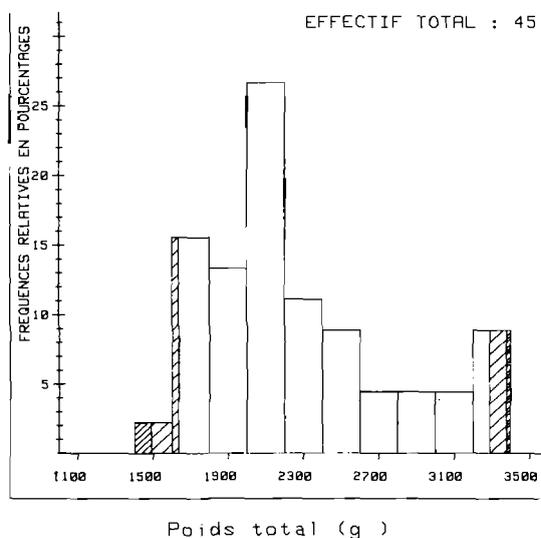
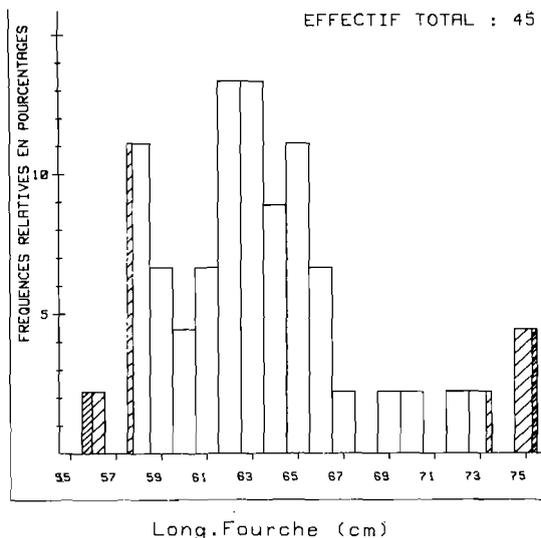


FIG. 3. — Distribution des longueurs et des poids dans l'échantillon de castillons de souches étrangères :

limites empiriques de l'échantillon à 1 % et 99 % ;

limites de l'échantillon à 5 et 95 %.

Length and weight distributions in the grilse population of foreign origins.

Comparaison des potentiels reproducteurs et des caractéristiques des pontes des castillons (échantillon total) et des saumons de printemps (tabl. 7).

Le tableau 7 indique que la fécondité relative moyenne et le rapport moyen du poids total des ovules et du poids total des castillons échantillonnés est significativement plus élevé que ceux des saumons de printemps échantillonnés.

On constate, en outre, que le nombre moyen d'ovules émis par les deux groupes de saumons considérés ne diffèrent pas significativement au seuil de confiance de 5 % bien qu'en moyenne la taille des saumons de printemps soit supérieure à celle des castillons. Il en est de même pour les poids moyens des ovules. On note, d'autre part, que le poids des ovules est inversement corrélé à la fécondité relative de l'individu ($r = -0,558$), mais non corrélé au poids du saumon ($r = 0,18$) ou à sa longueur ($r = 0,14$).

	Poids des ovules (g)	Poids ovules sur poids total	Fécondité absolue	Fécondité relative (nombre d'ovules/kg)
Saumon de printemps $L_F = 72,9$ cm $P = 3\,314$ g	1) 0,139 2) 0,003 3) (0,119 - 0,159) 4) 14	0,210 0,009 (0,143 - 0,254) 14	4 757 461 (2 500 - 8 300) 14	1 457 96 (820 - 2 015) 14
Castillons $L_F = 63,3$ cm $P = 2\,380$ g	0,135 0,002 (0,100 - 0,161) 60	0,235 0,005 (0,165 - 0,285) 60	4 111 208 (1 966 - 7 600) 62	1 719 55 (1 135 - 2 236) 54
Test de Kruskal-Wallis	$p = 0,67$	$p = 0,015$	$p = 0,07$	$p = 0,03$

1) moyenne ; 2) écart-type ; 3) intervalle de confiance empirique de la moyenne à 5 et 95 % ; 4) taille de l'échantillon.

L_F et P = longueur à la fourche et poids moyens ; p = probabilité de rejet de l'hypothèse réelle.

TABL. 7. — Comparaison des caractéristiques des pontes et du potentiel reproducteur des castillons (individus marqués et non marqués) et des saumons de printemps échantillonnés.

Comparison between sexual characteristics of grise of local origins and those of spring salmon.

La recherche d'une équation pour la prédiction du poids moyen de l'ovule (y) en fonction de plusieurs variables explicatives (poids total des ovules (x_1) ; poids total de l'individu (x_2) ; longueur à la fourche (x_3) et fécondité relative (x_4) nous conduit à adopter l'équation suivante :

$$y = -0,5 \cdot 10^{-4} x_4 + 0,12 \cdot 10^{-3} x_1 - 0,3 \cdot 10^{-4} x_2 + 0,223 \quad (r = 0,81)$$

L'analyse des coefficients de régressions pondérés indique en outre que les trois variables explicatives restant en régression influent de manière sensiblement égale sur la variation de la variable dépendante ($r_{x_4} = -1,03$; $r_{x_1} = 1,37$; $r_{x_2} = -1,07$).

Discussion.

Limites de l'étude.

La taille de l'échantillon analysé est très variable suivant les années d'études et surtout très restreinte certaines années. De ce fait, il ne nous a pas été possible d'observer les fluctuations annuelles de la distribution des groupes d'âges en rivière (1 ou 2 hivers) ou de leurs caractéristiques métriques et pondérales, ni celles du pourcentage de femelles et de la fécondité. En outre, l'échantillonnage porte principalement sur la période proche de la reproduction (septembre-janvier) : 79,3 % de l'échantillon total. L'échantillon collecté en fin de saison de pêche (mai-juin) ou juste après celle-ci est moins important et ne permet pas

d'avoir en particulier une idée précise sur le rapport des sexes à cette période. Il convient enfin de signaler que le potentiel reproducteur et les caractéristiques des pontes des saumons de printemps ont été estimés à partir d'un nombre réduit d'individus (14) et capturés une même année (automne 1984).

Caractéristiques des castillons échantillonnés (souche Elorn).

L'analyse du tableau 8 indique que la taille moyenne des castillons non marqués est comparable à celle observée sur certaines rivières écossaises ou irlandaises. Elle semble cependant inférieure à celle des poissons de même type capturés sur la Nivelle (DUMAS, 1979), mais supérieure à celle des individus échantillonnés sur une rivière canadienne (CHADWICK *et al.*, 1978). Au sein de ce groupe, on note une grande disparité des tailles (53,5 - 79,5 cm ; 41 % de la taille moyenne) ou des poids (1 000 - 5 000 g ; 184 % du poids moyen). Cette dispersion importante des caractéristiques métriques et pondérales est également observée pour des populations échantillonnées sur la Nivelle (DUMAS, 1979) ou en Irlande (WENT et TWOMEY, 1971). Ces auteurs notent également la présence d'individus avoisinant ou dépassant les 80 cm chez ces stocks de castillons tardifs. Contrairement à DUMAS (1979) qui constate sur la Nivelle une différence significative entre la longueur à la fourche des castillons ayant séjourné 1 ou 2 hivers en eau douce, nous n'observons pas de telles différences entre ces deux classes d'âge. Cependant, nous notons comme cet auteur, pour une même taille moyenne, un poids moyen des mâles inférieur à celui des femelles.

Répartition des classes d'âge en eau douce. — Globalement, dans l'échantillon analysé, la proportion des castillons ayant séjourné 1 ou 2 hivers en eau douce est comparable. Il est intéressant de signaler, en outre, la proportion de castillons de 2 hivers en eau douce plus grande chez les castillons capturés sur les affluents que chez ceux échantillonnés sur le cours principal. Cette observation pourrait être reliée au taux de croissance inférieur des juvéniles produits en ruisseaux (PROUZET, 1979 ; BAGLINIÈRE, 1979 ;

PROUZET et GAIGNON, 1982 b), sous la condition que le « homing » des adultes soit suffisamment précis pour qu'ils reviennent en majorité à l'endroit de production originel (PROUZET et GAIGNON, 1982 b ; BUCK et HAY, 1984).

Rapport des sexes des castillons. — On note un sexe-ratio non significativement différent de la proportion de un mâle pour une femelle. Ce rapport des sexes est différent de celui des saumons de printemps échantillonnés durant la saison de pêche (PROUZET et JEZEQUEL, 1983) ou durant la période de frai (1), qui est très en faveur des femelles. Le tableau 9 indique, cependant, que le rapport des sexes des castillons peut être variable suivant les rivières ou suivant la période de remontée (début ou fin de période) (PROUZET et GAIGNON, 1982 b).

PAYS Rivière	Longueur (mini-maxi) cm	Poids (mini-maxi) g	Saison d'échantillonnage	Auteurs
FRANCE Elorn	63.2 (53.5 - 79.5)	2 173 (1 000 - 5 000)	mai-janvier	Présente étude
Nivelle	67.7 (60.5 - 78.7)		mars-décembre (majorité captures novembre-décembre)	DUMAS (1979)
ECOSSE North esk 1963-1980	62 (58.7 - 64.7)	2 700 (2 300 - 3 100)	février-août	SHEARER et PRATTEN (1981)
IRLANDE Foyle 1954-1958	63.7 (44.5 - 78.7)	2 957 (816-5 896)	janvier-juin	WENT et TWOMEY (1971)
Moy 1957-1967	60.0 (41,9 - 84,8)	2 528 (680-6 803)	janvier-juin	WENT et TWOMEY (1971)
CANADA Western Arm Brook	52.85		mai- fin migration	CHADWICK <i>et al.</i> (1978)

TABL. 8. — Comparaison des caractéristiques métriques et pondérales de quelques populations de castillons européens ou canadiens.

Weight and length characteristics of some European and Canadian grilse populations.

(1) Données non publiées.

Fécondité. — La fécondité relative moyenne des castillons échantillonnés est comparable à celle estimée par DUMAS (1979) ou BEALL et MARTY (1983) sur le stock de castillons de la Nivelle. On peut observer, en outre, la variabilité importante des fécondités relatives individuelles qui s'échelonnent de 436 à 3 022 ovules par kg, soit une variation qui représente 150 % de la fécondité relative moyenne estimée sur cet échantillon.

Comparaison des caractéristiques des castillons de souche Elorn et de souches étrangères.

La comparaison des caractéristiques métriques et pondérales nous amène aux mêmes conclusions que DUMAS (1979) : pas de différences significatives entre ces caractéristiques pour les adultes issus du stock local et ceux issus d'un stock étranger. D'autre part, le poids moyen des œufs et la fécondité relative sont comparables pour les deux groupes étudiés. Cependant, si l'on constate globalement, pour l'échantillon marqué, un rapport des sexes équilibrés, il convient de noter que le groupe de castillons marqués issus d'œufs irlandais immergés sur le Saint-Jean (affluent de l'Elorn) en 1977 avait un sexe-ratio (0,38 ♂ pour 1 ♀) très en faveur des femelles (PROUZET et GAIGNON, 1982 b).

PAYS Rivière	Sexe-ratio (♂/♀)	Saison d'échantillonnage	Auteurs
FRANCE Saint-Jean 1980	0.38/1	nov.-déc.	PROUZET et GAIGNON (1981)
Nivelle 1979	0.61/1	nov.-déc.	DUMAS (1979)
Kersalo 1973	2.3 /1	nov.-déc.	FONTINELLE (1975)
ECOSSE Gimock Burn 1966-1976	3.8 /1	sept.-déc.	BUCK et HAY (1984)
CANADA Western Arm Brook 1971-1976	0.31/1	mai- saison de ponte	CHADWICK et al. (1978)
Miramichi	4/1		RUGGLES et TURNER (1973)

TABLE 9. — Sexe-ratio observé chez diverses populations de castillons.
Sex-ratio of various grilse populations.

Comparaison entre le potentiel reproducteur et les caractéristiques des pontes des castillons et des saumons de printemps.

La mise en évidence d'une fécondité relative plus faible chez les saumons de printemps liée à un rapport gonado somatique à la ponte (poids ovule sur poids total) moins élevé peut s'expliquer par un degré d'atrésie folliculaire plus important (PROUZET et al., 1984). En effet, la remontée plus précoce des saumons de printemps induit une durée de jeûne plus longue que celle à laquelle sont soumis les castillons. D'où un épuisement plus important des réserves métaboliques chez les saumons de remontée précoce qui ne permettraient qu'à une moindre partie des ovocytes d'arriver à maturité. Cette hypothèse est confortée par les observations de MELNIKOVA (1964) et PROUZET et al. (1984) chez *Salmo salar*, SCOTT (1962) chez *Salmo gairdneri* et PERSOV (1963) chez *Oncorhynchus gorbusha*. Le poids moyen plus élevé des saumons de printemps compense, cependant, en partie, cette fécondité relative plus faible et leur permet d'avoir un potentiel reproducteur (nombre d'ovules par femelle) comparable à celui des castillons.

On note, d'autre part, que contrairement à POPE et al. (1961), BELDING et al. (1932) ou DAHL et SOMME (1944), le poids moyen des ovules n'est pas significativement corrélé au poids ou à la longueur à la fourche. Enfin, à l'inverse de KAZAKOV (1981), nous n'observons pas d'accroissement du poids moyen des ovules avec l'augmentation de l'âge en mer du poisson.

Conclusion.

Cette étude nous a permis de préciser certaines caractéristiques du groupe de saumons de un hiver de mer et d'établir un certain nombre de comparaisons préliminaires avec celles du groupe de saumons de printemps.

En particulier, on note chez les castillons une fécondité relative plus élevée en moyenne que celle des saumons de printemps. Cela permet de compenser au moins en partie (à nombre égal et au plan de la reproduction) une proportion de femelles et un poids moyen inférieurs à ceux du groupe de saumons de printemps. Pour ces derniers, seul le sexe-ratio très en faveur des femelles pourrait permettre de contre-

balancer la ponction effectuée par la pêche et de limiter ainsi l'influence génétique de la composante castillon sur les générations futures par la déposition sur les frayères d'un nombre d'œufs comparable (à abondance similaire) à celui émis par le groupe de castillons.

D'autre part, l'abondance des castillons sur les zones de frai de l'Elorn semble être très variable suivant les années. Par exemple, on note sur l'Elorn en 1983 que la totalité de l'échantillon (N = 95) collecté sur les frayères est constituée de castillons alors qu'en 1984 sur les 55 saumons capturés sur les mêmes parcours, seuls 39 % des individus échantillonnés étaient des castillons (données non publiées). Cette observation souligne l'importance particulière du déterminisme de la différenciation castillon-saumon de printemps et son impact sur l'évolution des caractéristiques du stock d'une rivière donnée dès lors que se surimpose, à l'action des facteurs naturels, un déséquilibre susceptible d'être engendré par une exploitation « privilégiée » d'un type de saumon déterminé.

L'âge de première maturité est sous la dépendance de facteurs génétiques (ELSON, 1973 ; PIGGINS, 1974 ; GARDNER, 1976 ; NAEVDAL *et al.*, 1978 ; SUTTERLIN et Mac LEAN, 1984), mais aussi environnementaux en rivière et en mer (GARDNER, 1976 ; SUTTERLIN *et al.*, 1981 ; SCARNECCHIA, 1983), qui modulent l'influence des premiers facteurs mentionnés.

Dans l'hypothèse d'une absence de ségrégation spatiale, la reproduction croisée entre ces deux types de saumons est tout à fait possible et permet une variation progressive du rapport castillon/saumon dans la descendance du couple de géniteurs allant d'une valeur correspondant à la lignée pure saumon de printemps à celle de la lignée pure castillon (effet de la composante génétique). Les juvéniles issus de cette reproduction entreront en compétition pour la prise de territoire sans que l'on puisse supposer *a priori*, compte tenu des observations effectuées (en particulier, poids moyen de l'ovule donc de l'alevin (KAZAKOV, 1981) identique en moyenne quel que soit le groupe), qu'il y ait un avantage pour l'une ou l'autre descendance dont les taux de survie ultérieurs seront fonction en partie des compétitions intraspécifiques. Celles-ci seront contrôlées par la hiérarchisation des alevins au niveau des territoires, elle-même influencée au départ par la répartition des frayères par rapport aux zones de production de juvéniles (effet environnemental sur la répartition des frayères).

Ainsi, le déterminisme de la différenciation castillon/saumon reste difficile à analyser compte tenu des nombreux facteurs qui interviennent et du manque de données sur l'évolution à long terme de l'abondance de ces deux types de saumon et de leur répartition sur les zones de frai.

REMERCIEMENTS

Il nous est agréable de remercier MM. BRONNIC, MOELLIC et PETTON ainsi que la garderie fédérale et la brigade saumons du C.S.P. pour l'aide qu'ils nous ont apportée dans la collecte des données.

BIBLIOGRAPHIE

- BAGLINIÈRE (J.-L.), 1979. — Production de juvéniles de saumon atlantique (*Salmo salar* L.) dans quatre affluents du Scorff, rivière de Bretagne-sud. — *Ann. Limnol.*, **15** (3) : 347-366.
- BAGLINIÈRE (J.-L.) et PORCHER (J.-P.), 1980. — Principales caractéristiques des adultes de saumon atlantique (*Salmo salar* L.) capturés à la ligne dans trois fleuves côtiers du Massif Armoricaire : Le Scorff, la Sée et la Sélune. — *Bull. Fr. Piscic.*, 279 : 67-75.
- BEALL (E.) et MARTY (C.), 1983. — Reproduction du saumon atlantique, *Salmo salar* L., en milieu semi-naturel contrôlé. — *Bull. Fr. Piscic.*, 289 : 77-93.
- BELDING (D.L.), PENDER (M.J.) et RODD (J.A.), 1932. — The early growth of salmon parr in Canadian hatcheries. — *Trans. Amer. Fish. soc.*, 69 : 285-289.
- BUCK (R.J.G.) et HAY (D.W.), 1984. — The relation between stock size and progeny of Atlantic salmon, *Salmo salar* L., in a scottish stream. — *J. Fish. Biol.*, 23 : 1-11.
- CHADWICK (E.M.P.), PORTER (T.R.) et DOWNTON (P.), 1978. — Analysis of growth of Atlantic salmon (*Salmo salar*) in a small Newfoundland river. — *J. Fish. Res. Bd Canada*, 35 : 60-68.
- DAHL (K.) et SOMME (O.M.), 1944. — Sexual maturing of salmon (*Salmo salar* L.). — *Shr. norske Videnskakad.*, 7 : 41 pp.
- DRAPER (N.R.) et SMITH (H.), 1966. — *Applied Regression Analysis*. — Ed. John Wiley et sons, Inc., 407 p.
- DUMAS (J.), 1979. — Les saumons (*Salmo salar* L.) adultes de la Nivelle (Pyrénées-Atlantiques) en 1977. Début de restauration avec des smolts d'élevage d'origine écossaise. — *Ann. Limnol.*, **15** (2) : 233-238.
- ELSON (P.F.), 1973. — Genetic polymorphism in Northwest Miramichi salmon, in relation to season of river ascent and age at maturation and its implications for management of the stocks. — ICNAF Res DOC. 73/76 : 6 p.

- FONTENELLE (G.), 1975. — Recherches sur le Saumon Atlantique (*Salmo salar* L., 1766) en Bretagne : I. Caractéristiques des saumons atlantiques adultes dans les principales rivières de Bretagne et de Basse-Normandie. II. Premiers éléments d'une étude de dynamique de population de saumon atlantique dans un affluent du Blavet (Morbihan) : aspects éco-éthologiques. Thèse 3^e cycle, spécialité Biologie animale, Univ. Rennes, 161 p.
- FONTENELLE (G.), DOUAIRE (G.), BAGLINIÈRE (J.-L.), PROUZET (P.) et HARACHE (Y.), 1980. — Atlantic Salmon (*Salmo salar* L.) in Brittany and Lower Normandy. Preliminary observations on the general characteristics of adults. — *Fish Mgmt.*, **11** (3) : 87-100.
- GAIGNON (P.) et PROUZET (P.), 1982. — Compte rendu de travaux du département Biologie, Aquaculture, Pêche : Thème Salmonidés, Repeuplement et Sea Ranching saison 80-81. — Rapport interne D/BAP, 106 p.
- GARDNER (M.L.G.), 1976. — A review of factors which may influence the sea-age and maturation of Atlantic salmon, *Salmo salar* L. — *J. Fish. Biol.*, **9** : 289-327.
- KAZAKOV (R.V.), 1981. — The effect of size of atlantic salmon, *Salmo salar* L., eggs on embryos and alevins. — *J. Fish. Biol.*, **19** : 353-360.
- LAWAL (H.B.), 1984. — Comparaison of the χ^2 , Y, Freeman - Tuckey and William's improved G test statistics in small samples of one way multinomial. — *Biometrika*, **71**, 2 : 415-418.
- MELNIKOVA (M.N.), 1964. — The fecundity of the Atlantic salmon (*Salmo salar*) from the Varguza river. — *Voprosika Ikhtiologia*, **4**, 22.
- NAEVDAL (G.), HOLM (M.), INGE BRIGTSEN (O.) et MOLLER (D.), 1978. — Variation in age at first spawning in Atlantic salmon (*Salmo salar*). — *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **35** : 145-147.
- PERSOV (G.M.), 1963. — Potential and ultimate fecundity as an example the pink salmon acclimatized in the bassins of the white sea and the Barents sea. — *Voprosika Ikhtiologia*, **3**, 28.
- PIGGINS (D.J.), 1974. — The results of selective breeding from known grilse and salmon parents. — *Ann. Rep. : Sal. Res. trust Ireland XVIII* : 35-39.
- POPE (J.A.), MILLS (D.H.) et SHEARER (W.M.), 1961. — The fecundity of Atlantic salmo (*Salmo salar* L.). — *Fresh. and Salm. Fisheries Res.*, **26** : 12 p.
- PROUZET (P.), 1979. — Le saumon atlantique de l'Elorn et de l'Aulne : étude des stocks et repeuplement. — Thèse 3^e cycle, Univ. Brest, 233 p.
- 1983. — Salmon rehabilitation and Management on the river Elorn Northern Brittany, France. — Proceeding of the IMFS study course, 19-22 sept. 1983, London : 28-43.
- 1982 (1984). — Caractéristiques du stock de Saumon atlantique (*Salmo salar* L.) capturé à la ligne sur l'Aulne (rivière de Bretagne-nord) durant la période 1973-1981. — *Rev. Trav. Inst. Pêches marit.*, **46** (4) : 285-298.
- PROUZET (P.) et GAIGNON (J.-L.), 1982 a. — Fécondité des saumons atlantiques adultes capturés sur le bassin versant de l'Elorn (rivière de Bretagne-nord) et caractéristiques de leurs pontes. — *Bull. Fr. Pisc.*, **285** : 233-243.
- 1981 (1982). — Production de saumon atlantique (*Salmo salar* L.) juvéniles et adultes sur un ruisseau-pépinière de Bretagne-nord (France) à partir d'une souche irlandaise. — *Rev. Trav. Inst. Pêches marit.*, **45** (2) : 155-174.
- PROUZET (P.) et JEZEQUEL (M.), 1983. — Caractéristiques des populations de saumon atlantique (*Salmo salar* L.) capturés à la ligne sur l'Elorn (rivière de Bretagne-nord) durant la période 1974-1981. — *Bull. Fr. Pisc.*, **289** : 94-111.
- PROUZET (P.), LE BAIL (P.-Y.) et HEYDORFF (M.), 1984. — Sex ratio and potential fecundity of atlantic salmon (*Salmo salar* L.) caught by anglers on the Elorn river (Northern Brittany, France) during 1979 and 1980. — *Fish. Mgmt.*, **15** : 123-130.
- RUGGLES (C.P.) et TURNER (C.E.), 1973. — Recent changes in stock composition of Atlantic salmon (*Salmo salar*) in the Miramichi river, New Brunswick. — *J. Fish. Res. Bd Canada*, **30** : 779-786.
- SCARNECCHIA (D.L.), 1983. — Age at sexual maturity in Icelandic stocks of atlantic salmon (*Salmo salar*). — *Can J. Fish. Aquat. Sci.*, **40** : 1456-1468.
- SCOTT (D.P.), 1962. — Effects of food quantity on fecundity of the rainbow trout, *Salmo gairdneri*. — *J. Fish. Res. Bd Canada*, **19** : 715-731.
- SHEARER (W.M.) et PRATTEN (D.J.), 1981. — The length, weight and seasonal distribution of the various age groups of salmon present in the North Esk (Scotland) net and coble catch. — *C.I.E.M.*, **M 28** : 3 p. + figures.
- SUTTERLIN (A.M.), HENDERSON (E.B.), MERRIL (S.P.), SAUNDERS (R.L.) et MACKAY (A.A.), 1981. — Salmonid rearing trials at Deer Island, New Brunswick, with some projections on economic viability. — *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.*, **1101** : 28 p.
- SUTTERLIN (A.M.) et Mac LEAN (D.), 1984. — Age at first maturity and the early expression of oocyte recruitment processes in two forms of Atlantic salmon (*Salar salar*) and their hybrids. — *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **41** : 1139-1149.
- WENT (A.E.J.) et TWOMEY (E.), 1971. — Fluctuations in the characteristics in Irish Salmon. — *Irish Fish., Investigations, series A*, n° 7, 29 p.