

CHAPITRE III

L'ÉCHANTILLONNAGE DES PEUPELEMENTS DE POISSONS D'EAU DOUCE

par

J. DAGET

L'étude de la composition et de la structure des peuplements de Poissons présente certaines difficultés particulières d'échantillonnage qui tiennent les unes à la nature du milieu aquatique et les autres au fait que les Poissons sont des organismes de taille extrêmement variable et doués d'une grande mobilité. Nous examinerons d'abord quelques techniques applicables dans les eaux continentales et qui se ramènent à trois types : évaluations directes, évaluations corrigées, évaluations indirectes.

ÉVALUATIONS DIRECTES

1^o Peuplement total

La méthode consiste à récolter tous les poissons présents dans un écosystème donné. Elle n'est par conséquent applicable qu'à des milieux de dimensions faibles, tels que mares, étangs, réservoirs, secteurs de rivières ou de canaux compris entre deux barrages rapprochés, etc.

Assèchement. — La mise à sec permet la récolte des poissons à vue dans les meilleures conditions; le tri des espèces, le comptage des individus et les pesées peuvent être pratiqués avec toute la rigueur désirable. En outre, lorsque l'assèchement est obtenu rapidement et que l'on dispose de récipients ou de viviers pour stocker les poissons au fur et à mesure de leur ramassage, la mortalité due aux manipulations est faible, ce qui constitue un des avantages de la méthode. Il faut cependant tenir compte du fait que certains poissons peuvent s'enfouir dans la vase, se cacher dans des cavités des berges, sous des pierres

ou dans des trous de rochers et que les alevins ou les très petites espèces peuvent passer à travers les grilles qui filtrent la sortie de l'eau. Des précautions s'imposent donc pour pallier les dangers de sous-estimation. Si le nombre des individus à ramasser, à trier et à compter dépasse certaines limites, de nouvelles causes d'erreur peuvent alors s'introduire, notamment celles qui résultent de l'emploi du sous-échantillonnage.

Huet et Timmermans (1960) ont utilisé cette méthode pour étudier le peuplement d'un bras mort de la Meuse, la « noue » de Colébi, située en bordure du fleuve et en communication permanente avec lui. Cette « noue » était longue de 184 mètres, large de 14 à 24 mètres et couvrait une superficie de 0,327 ha. Le 14 septembre 1959, ils ont profité de l'assèchement partiel consécutif à l'abaissement du niveau de la Meuse et qui est pratiqué tous les 3 ans pour effectuer les réparations nécessaires aux barrages et aux écluses. Les résultats obtenus sont indiqués dans le tableau 1. Les poissons de taille grande et moyenne ont été dénombrés exactement. Les nombres des poissons de petite taille ont été obtenus par extrapolation, en partant d'un sous-échantillon de 6 kilogrammes choisi avec soin et dénombré exactement par espèce.

Tableau 1

Espèces	Nombre	%	Poids en kg	%
<i>Rutilus rutilus</i>	45 369	79,79	132,994	49,60
<i>Scardinius erythrophthalmus</i>				
<i>Perca fluviatilis</i>	3 478	6,11	25,467	9,50
<i>Rhodeus amarus</i>	2 935	5,16	4,759	1,77
<i>Tinca tinca</i>	1 805	3,17	64,691	24,12
<i>Gobio gobio</i>	1 084	1,90	2,771	1,03
<i>Abramis brama</i>	961	1,69	14,161	5,28
<i>Alburnus alburnus</i>	846	1,48	2,511	0,93
<i>Acerina cernua</i>	159	0,27	0,793	0,29
<i>Leuciscus leuciscus</i>	106	0,18	0,475	0,17
<i>Esox lucius</i>	50	0,08	18,117	6,75
<i>Leuciscus cephalus</i>	38	0,06	0,970	0,36
<i>Chondrostoma nasus</i>	26	0,04	0,423	0,15
Total	56 857		268,132	

Étant donné le grand nombre de *Rutilus rutilus* et de *Scardinius erythrophthalmus* récoltés, ces deux espèces n'ont pu être entièrement triées. Enfin, comme il est très difficile d'identifier rapidement les jeunes Cyprinidés il est possible qu'un certain nombre de jeunes *Leuciscus leuciscus* aient été confondus avec des *Rutilus* ou *Scardinius* de petite taille. Malgré tout, les résultats tels qu'ils figurent au tableau 1 donnent des renseignements extrêmement précis sur le peuplement de la « noue » de Colébi le 14 septembre 1959. La biomasse y était de 820 kilogrammes à l'hectare et les voraces (*Esox* et *Perca*) y représentaient 16,5 p. 100 du poids total. La valeur élevée trouvée pour la biomasse provient du fait que le milieu étudié servait de frayère et de refuge. La densité de peuplement des

bras morts est d'ailleurs toujours largement supérieure à celle des eaux courantes. Bourlière (1962) passant en revue les valeurs trouvées aux U.S.A. par divers auteurs donne comme moyennes 625 kilogrammes à l'hectare pour les bras morts et 187,5 kg à l'hectare pour les rivières.

Empoisonnement. — Il existe une très grande variété de substances ichthyotoxiques, naturelles ou de synthèse. Pour les études écologiques, on donne la préférence à celles ayant une action spécifique sur les Poissons de façon à ne pas détruire complètement la biocénose. Parmi les substances utilisées, citons le crésol (Wilkins, 1955) et surtout la roténone, extraite de la racine du Derris, plante tropicale de la famille des Légumineuses. Le produit, une émulsion, contenant 5 p. 100 de roténone, est généralement utilisé à la dilution de 0,5 p.p.m. Il présente l'avantage d'être toxique seulement pour les animaux à respiration branchiale ou trachéenne et de perdre assez rapidement sa toxicité même en eau stagnante (Léonard, 1939). Les poissons tués peuvent donc être consommés sans inconvénient par l'homme et les plans d'eau empoisonnés peuvent être repeuplés après un court laps de temps. Enfin, dans les eaux courantes, la toxicité de la roténone peut être neutralisée par du permanganate de potassium déversé en aval de la zone à empoisonner (Lawrence, 1956).

La principale difficulté des méthodes par empoisonnement consiste à obtenir une bonne répartition du produit à la concentration nécessaire dans toute la masse d'eau de façon à tuer la totalité des poissons. Une grande partie de ceux-ci tombent au fond et lorsque la profondeur est grande il est nécessaire de recourir à des plongeurs. Le ramassage est donc plus difficile que dans les méthodes par assèchement et les risques de sous-estimations plus grands pour certaines espèces (Carlander et Lewis, 1948). L'empoisonnement est donc surtout indiqué dans des eaux peu profondes et d'étendue limitée.

Gosse (1963) a publié les résultats d'une pêche au poison effectuée le 14 août 1959 dans une petite section du ruisseau Etea, sur le plateau de Yangambi au Congo ex-belge. Les poids n'ont pas été notés. Dans cet exemple comme dans le précédent on peut admettre que les effectifs observés, tels qu'ils figurent au tableau 2, représentent très exactement la composition et la structure du peuplement étudié. En effet, lorsque les conditions favorables sont réalisées, l'empoisonnement conduit à d'aussi bons résultats que l'assèchement et les évaluations des biomasses obtenues par l'une ou l'autre méthode sont considérées comme atteignant une précision équivalente.

Une vérification en a été fournie par Carlander (1955) qui a comparé, par la méthode de l'analyse de la variance les biomasses (en livres par acre) obtenues par mise à sec et par empoisonnement dans 48 retenues d'eau du Middle West dont les superficies variaient de 4 ares à 46 hectares (0,1 à 113 acres). Les valeurs obtenues figurent dans le tableau 3. Le rapport des variances sensiblement égal à 0,2 ne peut autoriser à penser que l'assèchement et l'empoisonnement aient eu des efficacités différentes. La valeur de F donnée par les tables de Snédécour pour 1 et 46 degrés de liberté, et pour le seuil de signification de 0,05, est en effet légèrement supérieure à 4.

Tableau 2

Espèces	Nombre	% du total
<i>Barbus candens</i>	280	41,79
<i>Hypsopanchax platysternus</i>	81	12,09
<i>Epiplatys sexfasciatus</i>	80	11,94
<i>Auchenoglanis ballayi</i>	49	7,31
<i>Micralestes buloti</i>	45	6,72
<i>Stomatorbinus patrizii</i>	35	5,22
<i>Amphilius brevis</i>	29	4,33
<i>Hypsopanchax silvestris</i>	22	3,29
<i>Aphyosemon christyi</i>	11	1,64
<i>Ctenopoma nanum</i>	10	1,49
<i>Malapterurus electricus</i>	9	1,34
<i>Namochromis squamiceps</i>	9	1,34
<i>Mastacembelus batesii</i>	4	0,60
<i>Clarias walkeri</i>	3	0,45
<i>Phractura inaeq</i>	2	0,30
<i>Clarias longicauda</i>	1	0,15
Total	670	100,00

Tableau 3

	Nombre	Logarithmes des biomasses (en livres par acre)		
		Somme	Somme des carrés	Somme des carrés des écarts
Assèchement	21	52,694	133,460644	1,238852
Empoisonnement	27	68,605	175,752785	1,432562
Total	48	121,299	309,213429	2,683275
Dispersion	Somme des carrés des écarts	Degrés de liberté	Estimations des variances	Rapport des variances
Totale	2,683275	47		
Factorielle	0,011861	1	0,011861/1	0,011861
Résiduelle	2,671414	46	2,671414/46	0,058074 = 0,2

Explosifs. — L'emploi des explosifs et plus particulièrement de la dynamite présente sur celui des substances, ichtyotoxiques l'avantage d'une action instantanée car les poissons sont tués au moment même de l'explosion. Certains montent immédiatement en surface alors que d'autres tombent au fond où le ramassage est toujours difficile. La méthode est coûteuse, d'efficacité incertaine

et par sa violence bouleverse complètement les biotopes. Elle n'est indiquée que dans des cas très particuliers où les autres méthodes ont été inefficaces et n'a guère été utilisée pour l'étude des peuplements dans les eaux continentales.

Pêches exhaustives. — Elles consistent à employer un engin ou un procédé relativement peu sélectif, tels que la senne ou la pêche électrique, de façon répétée jusqu'à ce que le rendement devienne nul. On estime alors que la totalité du peuplement a été capturée c'est-à-dire que l'efficacité de la pêche a atteint 100 p. 100 pour toutes les espèces. Malheureusement, les contrôles, chaque fois qu'il a été possible d'en faire, ont montré que ce résultat n'était jamais atteint dans la pratique et que l'efficacité réelle variait avec les espèces et la taille des individus. Les résultats obtenus par les pêches exhaustives sont donc toujours sous-estimés. La méthode des évaluations corrigées, ou l'une des méthodes d'évaluations indirectes qui seront décrites plus loin, pallie cet inconvénient et donne des résultats plus précis tout en nécessitant un moindre effort de pêche.

2° *Peuplements partiels*

Parfois l'écosystème est trop vaste pour que la totalité du peuplement puisse y être récolté mais il est possible d'y isoler un certain nombre de sections ou de zones dont le peuplement partiel est analysable par l'une des méthodes signalées précédemment. Toutes les notions théoriques sur l'échantillonnage, l'estimation, à partir des résultats partiels obtenus, de la densité moyenne de chaque espèce en nombre d'individus ou en kilogrammes par hectare, et la détermination de l'intervalle de sécurité correspondant à cette estimation, sont applicables. Toutefois, dans les eaux continentales, il est généralement impossible de suivre un plan d'échantillonnage rigoureux et déterminé d'avance car on est obligé, avant tout, de tenir compte des possibilités matérielles de pêche. En outre, qu'il s'agisse du cours d'une rivière ou de l'étendue d'un lac, il est rare que les facteurs du milieu restent identiques. Dans un cours d'eau par exemple, la largeur, la profondeur, la nature du fond, la vitesse du courant varient d'un endroit à l'autre et il en résulte des différences importantes entre les relevés qui y sont effectués. Dans ces conditions, la notion de peuplement moyen pour l'ensemble du cours d'eau a peu d'intérêt et la variabilité des résultats d'échantillonnage partiels reflètera à la fois l'hétérogénéité des biotopes et de leurs peuplements en même temps que l'effet du hasard.

Étude du peuplement d'une ou plusieurs rivières. — Gerking (1949) a étudié le peuplement des rivières de l'Indiana en pêchant pendant 3 années certaines sections d'étendue restreinte, ne mesurant pas plus de 18 à 30 mètres (60 à 100 pieds) de long sur 7 à 14 mètres (25 à 45 pieds) de large. Ces sections étaient limitées par des filets à maille fine de 6-7 millimètres au travers desquels ne pouvaient s'échapper que de très petits poissons; leur incidence sur les estimations de biomasses a été jugée négligeable. Les poissons étaient capturés.

par 10 à 15 coups de senne successifs; en outre, pour que le coefficient d'efficacité de ces pêches soit dans tous les cas de l'ordre de 90 p. 100, les sections avaient été choisies et le fond débarrassé des pierres qui l'encombraient. En 3 ans, 6 sections ont été pêchées à 5 ou 6 reprises. Le poids et l'effectif de chacune des 46 espèces capturées variaient d'une section à l'autre et dans une même section d'une pêche à l'autre. Dans le tableau 4, figurent seulement les biomasses observées en kilogrammes par hectare. Malgré une très grande dispersion des résultats, on constate que la densité de peuplement d'une section donnée varie moins que les densités moyennes des 6 sections. Il est intéressant de noter à ce point de vue qu'une corrélation significative (+0,866) a été mise en évidence entre le poids moyen de poisson capturé dans chaque section et le volume de l'eau surmontant les fonds de plus de 2 pieds, les sections les plus profondes ayant les biomasses les plus fortes.

Tableau 4

Kg/ha observés . .	202	124	206	900	43	77
	51	89	206	1 059	71	54
	59	64	274	2 081	104	58
	118	88	173	1 073	7	54
		115	89	145	64	16
Moyenne	107	96	190	1 052	58	51

Il convient donc d'être extrêmement prudent en extrapolant à l'ensemble d'un cours d'eau ou d'un bassin, les résultats d'échantillonnages partiels, même lorsque ceux-ci ont été effectués avec une grande précision et en s'entourant de toutes les garanties nécessaires pour éliminer les causes d'erreurs systématiques.

Étude d'un peuplement en déplacement. — Dans certains cas, par exemple à la suite d'une baisse importante du niveau des eaux, l'ensemble des poissons qui peuplaient un certain milieu peut effectuer une migration qui l'oblige à passer dans un canal étroit, sous un pont ou tout autre lieu rendant possible des échantillonnages partiels répartis au hasard durant tout le temps de passage. Les résultats obtenus par une telle méthode sont encore plus sujets à caution et risquent d'être encore plus dispersés que ceux obtenus par échantillonnages partiels en divers points du cours d'une rivière. Des études sur le comportement des poissons en migration ont en effet montré que certaines espèces sont grégaires et se regroupent en bancs monospécifiques alors que d'autres poissons ont tendance à se regrouper entre individus de tailles sensiblement équivalentes. Les déplacements d'une espèce sont aussi fréquemment influencés par les conditions extérieures : obscurité de la nuit, nébulosité dans la journée, lunaisons, conditions atmosphériques, etc. Tous ces facteurs sont susceptibles de modifier la composition des échantillons et d'affecter les résultats d'une façon difficile à déterminer et à apprécier.

ÉVALUATIONS CORRIGÉES

Puisque les évaluations directes risquent toujours de donner des chiffres plus ou moins inférieurs à la réalité, on peut majorer les valeurs obtenues directement, en les affectant d'un coefficient déterminé à la suite d'expériences de contrôle soigneusement menées. Tous les procédés de pêche sont en effet plus ou moins sélectifs et l'échantillon prélevé dans un milieu donné n'est pas, dans la plupart des cas, exactement représentatif du peuplement réel. L'efficacité des divers procédés de capture susceptibles d'être utilisés varie non seulement selon les caractéristiques intrinsèques des engins (mailles des filets, voltage et ampérage des appareils électriques) mais aussi selon les poissons, leur espèce, leur sexe, leur taille, la saison ou d'autres facteurs.

D'après Funck (1957) les procédés de pêche électrique, dans les milieux où ils sont utilisables, sont ceux qui possèdent la meilleure efficacité bien que celle-ci soit limitée pour certaines espèces telles que les *Tilapia*, les Silures et les Centrarchidés. C'est également la pêche électrique qui donne les résultats les plus constants et qui, pour cette raison, tend à supplanter toutes les autres méthodes d'échantillonnage, notamment en rivière.

Backiel (1964), en Pologne, utilise un appareil électrique à courant continu (220 V, environ 4 A) qui permet de capturer des poissons de 5 à 50 centimètres de long, le plus souvent de 5 à 15 centimètres pour les petites espèces comme *Phoxinus phoxinus* et de 10 à 20 centimètres pour les plus grandes comme *Lota lota*. Dans les petits ruisseaux n'excédant pas 3 mètres de large, le taux d'efficacité est estimé à 0,80 et les résultats bruts, une fois corrigés, ont conduit à admettre comme densité moyenne 0,331 poisson par mètre carré, soit 1 poisson pour 3 mètres carrés.

Profitant de l'expérience acquise antérieurement au cours de plus de 80 inventaires effectués en utilisant la méthode de Petersen, Huet et Timmermans (1966), pour étudier la population piscicole de l'Ourthe en Belgique, se sont contentés d'un seul parcours avec une pêche aussi intensive que possible. Ils ont estimé les coefficients d'efficacité de 0,40 à 0,75 selon les pêches et parfois, dans une même pêche, selon les espèces. Les résultats obtenus le 7 août 1964 au lieu dit Lohan figurent dans le tableau 5. Il s'agissait d'un tronçon de 440 mètres de long, d'une superficie de 0,81 ha et pour laquelle le coefficient d'efficacité a été estimé à 0,65. Sur les 15 espèces inventoriées, 4 de petite taille n'ont pas été prises en considération, les 11 autres étaient représentées par 525 individus pesant en tout 76,460 kg. Les résultats corrigés rapportés à l'hectare ont été obtenus en divisant les résultats bruts par 0,65 et 0,81.

La méthode des évaluations corrigées est très rapide mais la valeur des résultats définitifs auxquels elle conduit dépend de l'exactitude du coefficient d'efficacité estimé. Or, celle-ci n'est réelle et la méthode digne de confiance que si les observateurs ont acquis une grande connaissance du milieu dans lequel ils opèrent et une parfaite maîtrise de la technique qu'ils utilisent.

Tableau 5

Espèces	Résultats bruts			Résultats corrigés par ha		% en poids
	Nombres	Taille (cm)	Poids (kg)	Nombres	Poids	
<i>Barbus barbus</i>	251	9-31	24,740	477	46,989	38,985
<i>Chondrostoma nasus</i>	20	32-49	17,550	38	33,333	27,655
<i>Squalius cephalus</i>	38	16-37	7,520	72	14,283	11,850
<i>Salmo iruita fario</i>	93	11-29	6,985	177	13,267	11,007
<i>Thymallus thymallus</i>	12	21-27	1,640	23	3,115	2,584
<i>Anguilla vulgaris</i>	4	39-78	1,615	8	3,067	2,545
<i>Gobio gobio</i>	73	7-16	1,300	139	2,469	2,048
<i>Leuciscus leuciscus</i>	15	10-27	0,875	28	1,662	1,379
<i>Gardonus rutilus</i>	11	14-20	0,650	21	1,234	1,024
<i>Esox lucius</i>	5	13-38	0,475	9	0,902	0,748
<i>Perca fluviatilis</i>	3	14-15	0,110	6	0,209	0,173
<i>Phoxinus phoxinus</i>	CC					
<i>Cottus gobio</i>	C					
<i>Spirhinus bipunctatus</i>	C					
<i>Nemacheilus barbatulus</i>	AC					

ÉVALUATIONS INDIRECTES

Les méthodes d'évaluations indirectes seront traitées plus en détail car ce sont en fait les plus couramment utilisées et les seules auxquelles les calculs statistiques soient rigoureusement applicables.

1^o Méthode de De Lury

Première méthode de De Lury. — Elle consiste à effectuer plusieurs pêches successives au même endroit ou dans un même secteur avec un effort de pêche rigoureusement constant et sans remettre les poissons capturés à l'eau. Dans ces conditions, une proportion constante k du peuplement est capturée à chaque pêche. Si l'on désigne par $X_1, X_2 \dots X_n$ les prises cumulées avant la première, la seconde..., la $n^{\text{ème}}$ pêche, et N l'effectif initial, les captures successives sont :

$$\begin{aligned} Y_1 &= k(N - 0) & X_1 &= 0 \\ Y_2 &= k(N - X_1) & X_2 &= Y_1 \\ \bar{Y}_n &= k(N - X_n) & \bar{X}_n &= Y_{n-1} \end{aligned}$$

Sur un graphique où les captures sont portées en ordonnées et les captures cumulées en abscisses, les points représentatifs de chaque pêche sont alignés sur une droite de pente k qui coupe l'axe des X au point d'abscisse N . En réalité, les points ne sont jamais rigoureusement alignés et pour obtenir la meilleure

estimation de N, on est conduit à rechercher la droite d'ajustement qui représente au mieux l'ensemble des points représentatifs des *n* pêches successives. La méthode la plus courante est celle des moindres carrés, ce qui revient à calculer l'équation de la droite de régression de Y en X, les points n'étant pas pondérés.

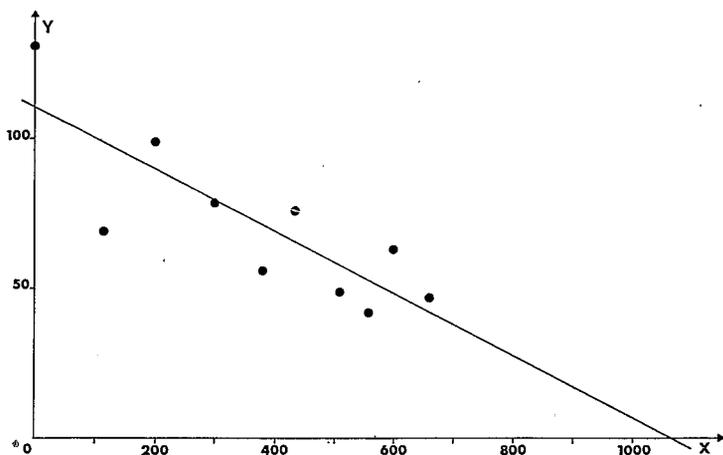


FIG. III, 1. — Évaluation de l'effectif d'une population de *Micropterus dolomieu* par la première méthode de DE LURY. Les captures Y sont portées en ordonnées et les captures cumulées X en abscisses.

Cette méthode a été utilisée par Omand (1951) pour évaluer la population de *Micropterus dolomieu* dans le Little Silver Lake (Ontario) dont la superficie atteignait environ 40 à 50 hectares (100 à 125 acres). En septembre 1949, 7 nasses ont été posées 10 jours de suite et l'on a considéré comme prises par unité d'effort de pêche l'ensemble des captures quotidiennes des 7 nasses; 710 individus au total ont été capturés et les résultats figurent au tableau 6. La pente de la droite de régression a pour valeur $k = -0,103908$. L'équation de la droite est :

$$Y - 72 = 0,103908 (X - 377); \text{ pour } Y = 0, \text{ on a } X = 377 + 71/0,103908$$

soit $X = 1060$. Les 7 nasses ont capturé en moyenne chaque jour $k = 10,4$ p. 100 du peuplement, soit 1,48 p. 100 par nasse; 1060 est la meilleure estimation de l'effectif initial cherché.

Tableau 6

Pêches successives. .	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
Nombre de poissons pris à chaque pêche.	131	69	99	78	56	76	49	42	63	47	710
Captures cumulées. .	0	131	200	299	377	433	509	558	600	663	3 770

La façon de calculer l'intervalle de sécurité correspondant a été indiquée par De Lury (1951) et les calculs pour l'exemple cité ici ont été explicités par Ricker (1958). L'intervalle de sécurité est très asymétrique et pour un seuil de probabilité de 0,05 on trouve 802 comme limite inférieure et 1 901 comme limite supérieure, ce qui montre que les pêches par nasses dans les conditions indiquées plus haut n'ont pas permis d'obtenir une évaluation très précise.

Deuxième méthode de De Lury. — Dans cette méthode, le principe des pêches successives est le même que précédemment, seule la façon de traiter les résultats numériques diffère. A la première pêche $Y_1 = kN$ poissons sont capturés et il en reste $N - kN = N(1 - k)$; à la seconde pêche $Y_2 = kN(1 - k)$ sont prélevés et il en reste $N(1 - k) - kN(1 - k)$ soit $N(1 - k)^2$; à la $n^{\text{ème}}$ pêche $Y_n = kN(1 - k)^{n-1}$ poissons sont prélevés et il en reste $N(1 - k)^n$.

On peut donc écrire : $Y = kN(1 - k)^n / (1 - k)$ et en prenant les logarithmes : $\log Y = n \log(1 - k) + \log \frac{kN}{(1 - k)}$.

Il en résulte que sur un graphique où les logarithmes des captures successives sont portés en ordonnées et le rang des pêches en abscisses, les points représentatifs des pêches successives sont alignés. On est donc ramené à déterminer la droite de régression de $\log Y$ en n dont la pente est $\log(1 - k)$; d'autre part, après la $n^{\text{ème}}$ pêche, il reste $N - \sum_1^n Y_n$ poissons et cette quantité doit être

égale à $N(1 - k)^n$ d'où l'on tire $N = \frac{\sum Y}{1 - (1 - k)^n}$.

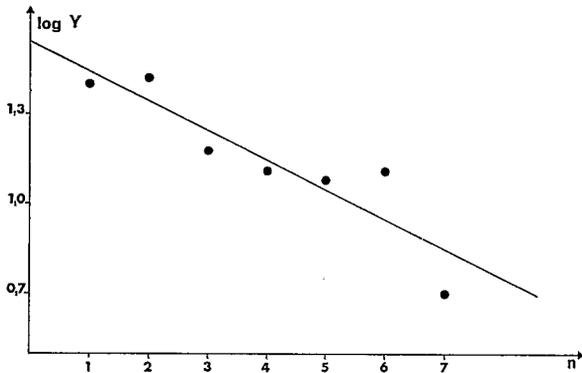


FIG. III, 2. — Évaluation de l'effectif d'une population de *Coregonus clupeaformis* par la seconde méthode de DE LURY. Le rang des pêches est porté en abscisse et le logarithme des captures en ordonnée.

Cette méthode a été employée par Ricker (1949) pour étudier la population de *Coregonus clupeaformis* d'un petit lac situé dans une île du lac Nipigon (Ontario). Les prises par unité d'effort étaient les prises hebdomadaires de filets maillants toujours posés au même endroit et pêchant de façon identique durant 7 semaines consécutives. Pour les individus de 33 à 35,5 cm (13-14 pouces) de longueur à la fourche, les résultats obtenus figurent dans le tableau 7. La pente de la droite

de régression a pour valeur $-0,1007$ dont l'antilogarithme est $1 - k = 0,793$ d'où $k = 0,207$. Ainsi, chaque semaine en moyenne 20,7 p. 100 du stock initial a été capturé et comme 109 poissons en tout ont été pêchés, la meilleure évaluation du stock initial est donnée par la relation $N = 109 / (1 - 0,793^7) = 136$.

Tableau 7

Semaines successives. .	1	2	3	4	5	6	7	Total
Nombre de poissons pris chaque semaine	25	26	15	13	12	13	5	109
Logarithmes	1,40	1,42	1,18	1,11	1,08	1,11	0,70	

Des estimations pour les autres classes de longueur de *Coregonus clupeaformis* ont été obtenues de façon analogue.

Avantages et inconvénients des méthodes de De Lury. — Les méthodes de De Lury sont simples et les opérations de pêche qu'elles nécessitent peuvent être facilement et rapidement exécutées. Les poissons capturés ne sont en effet ni marqués ni remis à l'eau et les pêches successives peuvent se succéder sans interruption. Dans le premier exemple ci-dessus les opérations de pêche avaient en fait duré 10 jours et dans le second exemple 7 semaines. Durant de tels laps de temps, la mortalité naturelle et le recrutement des diverses classes de longueur sont susceptibles de modifier l'effectif du stock sur lequel on opère et que l'on suppose rester constant. Mais ces causes d'erreur sont éliminées lorsqu'on emploie la pêche électrique comme on tend de plus en plus à le faire maintenant. Les pêches successives sont alors pratiquées les unes à la suite des autres et terminées en un temps suffisamment court pour que ni la mortalité naturelle, ni la croissance individuelle, ni les migrations ne modifient de façon appréciable le peuplement à étudier.

Les méthodes de De Lury supposent que les efforts de pêche restent rigoureusement constants et cette condition est souvent la plus difficile à réaliser. L'étude du peuplement total d'un milieu nécessite en général une évaluation séparée pour chaque espèce et pour chaque catégorie de longueur car l'efficacité de l'engin ou du procédé de capture utilisé varie en fonction des espèces et des tailles. C'était le cas pour les *Coregonus clupeaformis* du lac Nipigon pêchés aux filets maillants.

Les méthodes de De Lury sont parfois employées pour obtenir rapidement un ordre de grandeur, sans souci de grande précision, par exemple pour évaluer les stocks d'espèces dites « accessoires » dans les rivières à truites : vairons, chabots, loches, etc. Ces espèces sont en effet représentées par un grand nombre d'individus tous de petite taille et l'on ne cherche à obtenir qu'une estimation globale de

leur biomasse sans étudier chaque espèce séparément. On utilise alors un engin de pêche électrique à forte efficacité et l'unité d'effort de pêche correspond à un parcours du secteur à inventorier. Tous les parcours successifs sont effectués par le même opérateur et dans les mêmes conditions. Il suffit de peser ensemble tous les petits poissons capturés au cours de 2, le plus souvent 3, rarement 4 passages successifs pour arriver à une estimation que l'on juge suffisante dans la plupart des cas.

2^o Méthode de Petersen

Méthode de Petersen. — Cette méthode comporte deux pêches successives du même secteur. À la première pêche, m poissons capturés sont marqués par un procédé quelconque. Puis les poissons marqués sont remis à l'eau. L'effectif total de la population étant N , la proportion des poissons marqués est $p = m/N$. On attend que les Poissons marqués se soient dispersés au hasard parmi les poissons non marqués pour pratiquer la seconde pêche. Celle-ci comporte c poissons dont r marqués et $(c - r)$ non marqués. On a approximativement $m/N = r/c$ d'où $1/N = r/cm$. La meilleure estimation du taux d'efficacité de la pêche est toujours donnée par le rapport r/m .

Puisque la proportion des poissons marqués est m/N et que l'on suppose ces poissons répartis au hasard dans l'ensemble de la population, la variance de r dans l'échantillon d'effectif c est donnée par la formule relative à la distribution binomiale $[p + (1 - p)]^c$; cette variance est égale à $cp(1 - p)$ c'est-à-dire $c \frac{m}{N} \left(1 - \frac{m}{N}\right)$. La variance de $1/N$ est donc $\frac{1}{c^2 m^2} \frac{cm}{N} \left(1 - \frac{m}{N}\right)$. Si l'efficacité de la pêche est bonne, c'est-à-dire si le taux de recapture est assez élevé on peut remplacer m/N par r/c qui en est une valeur approchée. La variance de $1/N$ a alors pour expression $\frac{1}{c^2 m^2} \frac{cr}{c} \left(\frac{c-r}{c}\right) = \frac{r(c-r)}{m^2 c^3}$.

$N = cm/r$ est une estimation de N qui tend vers N lorsque l'effectif de l'échantillon augmente, mais ce n'est pas la meilleure estimation au sens statistique du terme, c'est-à-dire celle donnée par la méthode du maximum de vraisemblance. Une meilleure estimation est donnée par la formule $N = m(c + 1)/(r + 1)$.

Pour déterminer l'intervalle de sécurité, le plus simple consiste à partir de l'estimation de $1/N$ qui est distribuée symétriquement alors que l'estimation de N ne l'est pas. La variance étant $r(c - r)/m^2 c^3$, on calcule les valeurs de $1/N$ correspondant aux limites de l'intervalle de sécurité et, en prenant les inverses, on en déduit les valeurs limites pour N . On utilise aussi couramment les abaques établies par Clopper et Pearson (1934) pour un seuil de probabilité de 0,05. Elles donnent m/N en fonction de c et r/c .

À titre d'exemple, la méthode de Petersen a été appliquée par Ricker (1958) au stock de *Salmo fario* peuplant un petit lac de Norvège; 109 individus pris à la senne avaient été marqués par ablation d'une nageoire et remis à l'eau de façon à pouvoir se mélanger rapidement avec le reste de la population non marqué.

Peu après, une seconde pêche à la senne avait donné 57 individus marqués sur 177. On notera tout de suite que l'efficacité de la pêche, évaluée par le taux de recapture $57/109 = 0,52$ était très élevé. Dans ces conditions, la meilleure estimation de N est donnée par la formule : $(177 + 1) 109 / (57 + 1) = 334$ individus.

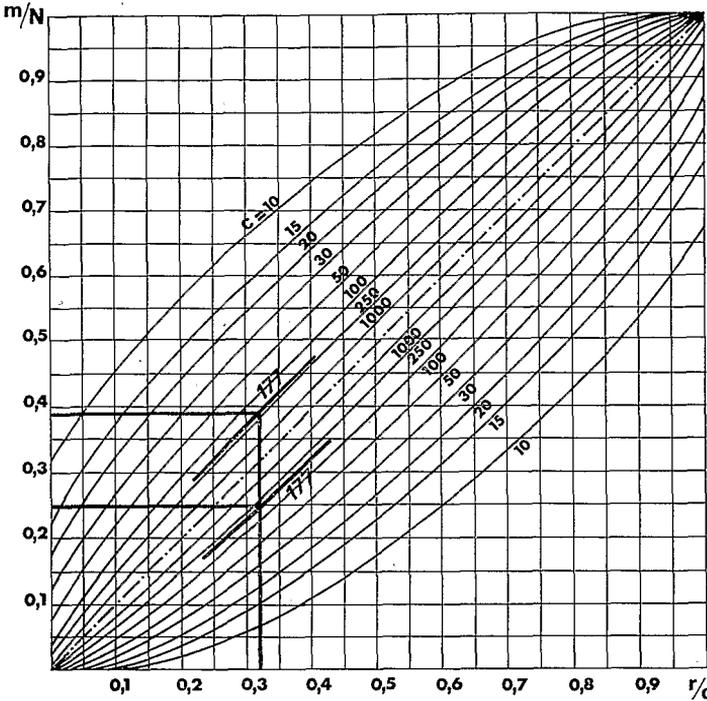


FIG. III, 3. — *Abaques de CLOPPER et PEARSON donnant l'intervalle de sécurité d'une estimation par la méthode de PETERSEN. Pour $r/c = 0,32$ les deux courbes interpolées correspondant à $c = 177$ donnent $m/N = 0,25$ et $0,39$.*

Pour calculer l'intervalle de sécurité, on considère la meilleure estimation de r/N qui est égale à $58/109,178 = 0,002989$. Sa variance est égale à :

$$\frac{57 (177 - 57)}{109^2 117^2} = \frac{57 120}{109^2 177^2} \text{ et l'écart type est } \frac{82,70}{256 695}$$

l'intervalle de sécurité est donc $\pm 1,96 \frac{82,70}{256 695} = \pm 0,000632$. Les valeurs limites de r/N sont $0,003621$ et $0,002357$ auxquelles correspondent pour N les 2 valeurs 276 et 424.

En utilisant les abaques de Clopper et Pearson, on part de $c = 177$ et $R/c = 0,32$; on lit $m/N = 0,39$ et $0,25$ d'où $N = 109/0,39 = 425$ pour la limite supérieure et $N = 109/0,25 = 273$ pour la limite inférieure. On constate que l'intervalle de sécurité pour N est bien asymétrique.

Précautions à prendre avec la méthode de Petersen. — Pour que les résultats obtenus soient valables, les poissons marqués doivent être identifiés comme tels sans aucune erreur lors de la seconde pêche. Ceci suppose qu'ils n'ont pas perdu leur marque ou que leurs nageoires n'ont pas régénéré entre temps. Lorsque l'intervalle entre les deux pêches ne dépasse pas quelques heures, comme c'est le cas avec la pêche électrique, ou même quelques jours et que le marquage a été convenablement fait, les pertes de marques sont nulles et les régénérations de nageoires négligeables. Les poissons marqués ont encore plus de chances d'être reconnus comme tels lorsqu'ils peuvent être examinés par l'opérateur même qui les a marqués. En outre les poissons marqués ne doivent pas être plus facilement capturés que les non marqués, ce qui revient à dire que le procédé de marquage ne doit pas affecter la vitalité des poissons. Lorsqu'on utilise l'électricité, il faut attendre quelques heures au moins entre les deux pêches pour que les poissons soient complètement remis du choc ressenti au cours de la première capture.

Les poissons marqués doivent être répartis ou se répartir d'eux-mêmes de façon que leur distribution soit sensiblement identique à celle de la population dans son ensemble, c'est-à-dire qu'ils doivent se disperser au hasard parmi l'ensemble des non marqués. S'il n'en est pas ainsi, le taux d'efficacité de la seconde pêche doit être proportionnel au nombre de poissons marqués lors de la première pêche dans le même secteur. Supposons par exemple qu'une population de 20 000 individus soit répartie par moitié dans 2 secteurs A et B qui sont pêchés successivement; dans le secteur A, 1 000 poissons sur les 10 000 existants sont marqués ($1/10$) et dans le secteur B, 2 000 poissons sur les 10 000 existants sont marqués ($1/5$). Si les poissons marqués ne se répartissent pas au hasard dans l'ensemble de la population et que les proportions relatives à chaque secteur restent $1/10$ pour le premier et $1/5$ pour le second, lors de la seconde pêche on trouvera 100 marqués sur 1 000 capturés dans le premier secteur et 400 marqués sur 2 000 capturés dans le second, soit 500 marqués sur 3 000 au total. Si l'on applique la formule donnant la meilleure estimation de l'effectif total $N = \frac{mc}{r}$ on trouve $N = \frac{3000 \cdot 3000}{500}$ soit $N = 18\ 000$, résultat erroné. Il est indispensable d'effectuer l'estimation pour chaque secteur séparément soit $N = \frac{1000 \cdot 1000}{100} = 10\ 000$ pour le secteur A et $N = \frac{2000 \cdot 2000}{400} = 10\ 000$ pour le secteur B et d'additionner les 2 estimations ce qui donne 20 000 individus pour l'ensemble de la population.

De nombreuses observations ont permis d'établir que les poissons, et plus particulièrement les truites, reviennent après la première pêche aux emplacements qu'ils occupaient auparavant, tandis que ceux qui se tenaient dans un abri inaccessible s'y tiendront encore lors de la seconde pêche. Le mélange des individus marqués et non marqués se fait d'autant plus mal que le secteur étudié est moins homogène. Il en résulte que les poissons marqués ont tendance à être sur-représentés dans la seconde pêche et l'effectif de la population à être sous-estimé (Vibert, 1963).

Comme il a été dit plus haut au sujet des méthodes de De Lury, l'étude du peuplement total d'un milieu doit faire intervenir des évaluations séparées pour chaque espèce et chaque catégorie de taille afin de tenir compte des différences d'efficacité des engins ou procédés de pêche utilisés. Durant toute la période de temps qui s'écoule entre deux pêches, le nombre d'individus de chaque groupe étudié ne doit pas varier. Pour éviter des immigrations ou des émigrations on tend parfois des filets pour barrer chacune des extrémités du secteur étudié. Cette précaution est inutile avec la pêche électrique lorsque les opérations sont rapidement menées et qu'il s'agit de poissons, comme les truites, à territorialité très accusée en dehors des possibles migrations de reproduction. Il est d'ailleurs recommandé dans ce cas d'effectuer des parcours de vérification à l'amont et à l'aval du secteur à inventorié afin de chiffrer les émigrations au cas où il s'en produirait (Vibert, 1963).

Lorsque les opérations de pêche durent assez longtemps pour que la mortalité naturelle intervienne, celle-ci doit affecter les deux groupes de poissons marqués et non marqués, proportionnellement à leur importance. Enfin la croissance ne doit pas faire varier de façon notable les effectifs de chacune des catégories de taille considérée, sinon il est nécessaire de corriger les estimations pour tenir compte de l'influence du recrutement.

Élimination de l'influence du recrutement. — Après le premier marquage, et par suite de la croissance parfois très rapide des alevins, de nouveaux individus viennent constamment grossir les effectifs des poissons susceptibles d'être pêchés. Ceci a pour effet de diminuer la proportion des individus marqués dans l'ensemble de la population étudiée et par conséquent le rapport r/c tend à diminuer avec le temps. Pour éliminer cette influence du recrutement, on cherche à préciser comment r/c varie en fonction du temps t . Comme le rapport r/c lui-même n'est pas distribué normalement, on utilise son logarithme ou l'arc sinus de sa racine carrée. Puis on calcule l'équation de la droite de régression qui représente au mieux l'arc sinus en fonction du temps. L'ordonnée à l'origine de cette droite donne une estimation de c/r pour $t = 0$. En multipliant cette estimation par le nombre m de poissons marqués, on obtient une estimation corrigée $N = mc/r$ pour la population initiale.

Cette méthode a été utilisée par Parker (1955) à partir de données recueillies du 6 juillet au 18 octobre 1953 dans le lac Flora (Wisconsin) et relatives à une population de *Lepomis macrochirus*, de *Lepomis gibbosus* et d'hybrides. Les poissons, dont l'identification assez délicate ne permettait pas de séparer sûrement les espèces, étaient capturés à l'aide de filets maillants et marqués par ablation de la nageoire pelvienne gauche. Du 2 au 6 juillet 1953, 3 229 individus ont été ainsi marqués dont 9 sont morts durant les opérations de marquage. Des pêches ultérieures ont été faites avec les mêmes filets et tous les poissons capturés du 9 juillet au 18 octobre ont été tués. Les résultats figurent dans le tableau 8 où, en face de chaque date de pêche, figurent le temps t en jours depuis la fin du marquage, le nombre c d'individus capturés, le nombre r d'individus marqués, le rapport r/c et la valeur de l'arc sin $\sqrt{r/c}$.

En tout 16 930 individus ont été capturés parmi lesquels 1 701 étaient marqués. L'application de la formule $N = mc/r$ donnerait $3229.16930/1701 = 32138$ individus comme estimation de la population totale. Pour un seuil de probabilité de 0,05 les limites de l'intervalle de sécurité correspondant sont

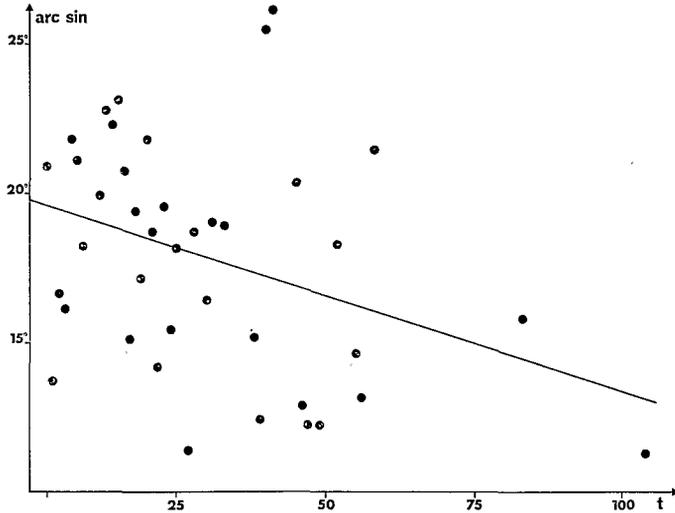


FIG. III, 4. — Élimination de l'influence du recrutement dans l'estimation du rapport r/c .
Les temps en jours sont portés en abscisses,
les valeurs correspondantes de $\text{arc sin } \sqrt{r/c}$ en ordonnées

30725 et 33623. Mais en fait le rapport r/c n'a pas gardé durant les 104 jours la même valeur moyenne. L'équation de la droite de régression de l'arc $\text{sin } \sqrt{r/c}$ en fonction du temps t est :

$$\text{arc sin} = 19,7614^{\circ} - 0,0645269 t$$

Pour $t = 0$, le rapport r/c a pour valeur 0,11435 d'où l'on déduit une nouvelle évaluation de l'effectif initial de la population $N = 3229/0,11435 = 28238$. Les limites de l'intervalle de sécurité étant cette fois 23459 et 34778.

Par ailleurs un taux moyen de mortalité de 0,427 avait été calculé en se basant sur les effectifs des différentes classes d'âge. Comme on ignore si ce taux subit ou non des variations saisonnières, on a supposé qu'il restait constant aussi bien pour les poissons marqués que pour les non marqués. Le taux quotidien de mortalité a donc été estimé à 0,00153 (les tables de fonctions exponentielles donnent $i = 0,56$ pour $a = 0,4288$ de sorte que le taux instantané quotidien est égal à $0,56/365 = 0,00153$). Dans le tableau 8 le nombre de poissons marqués ayant disparu par mortalité naturelle est indiqué dans l'avant-dernière colonne et le nombre de poissons marqués restant à la fin de chaque journée de pêche est indiqué dans la dernière colonne. On arrive ainsi, en tenant compte de la mortalité naturelle, à une nouvelle estimation de N , à savoir 28 159 individus avec comme limites de l'intervalle de sécurité 23 394 et 34 681.

Tableau 8

Date	<i>t</i>	<i>c</i>	<i>r</i>	<i>r/c</i>	Arc $\sin\sqrt{r/c}$	Mort.	<i>m</i>
VII- 6	9	3220
9	3	86	11	0,1279	20,96	15	3194
10	4	733	41	0,0559	13,69	5	3148
11	5	618	51	0,0825	16,64	5	3092
12	6	703	54	0,0768	16,11	5	3033
13	7	673	93	0,1382	21,81	5	2935
14	8	948	123	0,1298	21,13	4	2808
15	9	244	24	0,0984	18,24	4	2780
18	12	225	26	0,1156	19,91	13	2741
19	13	622	93	0,1495	22,79	4	2644
20	14	540	78	0,1444	22,30	4	2562
21	15	650	100	0,1538	23,11	4	2458
22	16	907	113	0,1246	20,70	4	2341
23	17	252	17	0,0675	15,12	4	2320
24	18	1019	113	0,1109	19,46	4	2203
25	19	549	48	0,0874	17,16	3	2152
26	20	567	78	0,1376	21,81	3	2071
27	21	438	45	0,1027	18,72	3	2023
28	22	183	11	0,0601	14,18	3	2009
29	23	537	60	0,1117	19,55	3	1946
30	24	98	7	0,0714	15,45	3	1936
31	25	795	77	0,0969	18,15	3	1856
VIII- 2	27	387	15	0,0388	11,39	6	1835
3	28	233	24	0,1030	18,72	3	1808
5	30	250	20	0,0800	16,43	6	1782
6	31	443	47	0,1061	19,00	3	1732
8	33	580	61	0,1052	18,91	5	1666
13	38	628	43	0,0685	15,12	13	1610
14	39	151	7	0,0464	12,39	2	1601
15	40	305	56	0,1836	25,40	2	1543
16	41	36	7	0,1944	26,13	2	1534
20	45	91	11	0,1209	20,36	9	1514
21	46	1025	51	0,0498	12,92	2	1461
22	47	308	14	0,0454	12,25	2	1445
24	49	308	14	0,0454	12,25	4	1427
27	52	51	5	0,0980	18,24	7	1415
30	55	78	5	0,0641	14,65	6	1404
31	56	193	10	0,0518	13,18	2	1392
IX- 2	58	290	39	0,1345	21,47	4	1349
27	83	54	4	0,0741	15,79	51	1294
X-18	104	132	5	0,0379	11,24	41	1248
		16930	1701			280	

Finalement les résultats sont les suivants : la population estimée au 6 juillet était de 28 159 individus. La même estimation faite au 18 octobre (en utilisant le nombre de poissons marqués restant soit 1 248 et le taux *r/c* obtenu à partir de la droite de régression pour *t* = 104 soit 0,051005) donne 24 468 individus. Or, du fait de la pêche, 16 930 poissons ont été retirés de l'ensemble de la population et la mortalité naturelle en a fait disparaître un nombre estimé à 3 457. Le total atteint 20 387. Des 28 159 individus composant initialement la population, il ne restait donc plus après 104 jours que 28 159 — 20 387 = 7 772; la différence avec l'effectif estimé à la même date 24 468 — 7 772 = 16 696 représente donc les apports dus au recrutement. Cet exemple montre qu'en

3 mois 1/2 le recrutement à presque compensé la ponction effectuée au peuplement du fait de la pêche.

On notera également que si le fait de tenir compte du recrutement et de la mortalité naturelle conduit à une estimation de la population initiale certainement plus proche de la réalité (28 159 au lieu de 32 138), l'intervalle de sécurité est par contre beaucoup plus étendu (23 394 — 34 681 au lieu de 30 725 — 33 623). En effet les calculs font intervenir l'écart-type de la pente de la droite de régression et celui de l'ordonnée à l'origine pour $t = 0$. Les valeurs limites correspondantes du rapport r/c multipliées par m donnent les limites cherchées pour l'estimation de N . L'étendue de l'intervalle dépend donc de la dispersion des valeurs de r/c correspondant à chaque pêche alors que le calcul de l'intervalle de sécurité pour l'estimation faite à partir des résultats globaux ne tient évidemment pas compte de cette dispersion.

3^o Méthode de Schnabel

Cette méthode consiste à faire plusieurs pêches successives, toutes suivies de marquage et de remise à l'eau des poissons marqués. A partir de la seconde pêche le nombre des poissons marqués et repris est noté. Soit c_t le nombre d'individus capturés au jour t , m_t le nombre total d'individus marqués et existant au début du jour t , c'est-à-dire le nombre total de poissons qui ont été marqués moins ceux qui sont morts accidentellement au cours des pêches précédentes, et r_t le nombre d'individus marqués et repris au jour t . L'estimation la plus simple de N , telle qu'elle a été donnée par Schnabel (1938) est :

$$N = \frac{\sum c_t m_t}{\sum r_t}$$

Au bout d'un certain nombre de pêches les estimations successives de N tendant à se stabiliser et l'on a alors intérêt à arrêter les opérations car de multiples causes d'erreurs peuvent intervenir si les pêches sont prolongées durant une période assez longue. Les précautions à prendre sont les mêmes que pour la méthode de Petersen, mais la méthode de Schnabel permet d'arriver à une estimation satisfaisante alors même que, du fait de l'effectif important de la population étudiée, le nombre de poissons marqués repris à chaque pêche reste faible.

L'estimation $N = \frac{\sum c_t m_t}{\sum r_t}$ n'est pas la meilleure au sens statistique du terme. Elle est en général supérieure à la réalité et une valeur plus proche de celle-ci est donnée par la formule de Schnabel modifiée $N = \frac{\sum c_t m_t}{(\sum r_t) + 1}$. Comme dans la méthode de Petersen, l'estimation de N est distribuée asymétriquement alors que l'estimée de l'inverse $1/N = \sum r_t / \sum c_t m_t$ a une distribution presque normale avec une variance égale à $\sum r_t / (\sum c_t m_t)^2$. Pour obtenir les limites de l'intervalle de sécurité, on calculera donc cette variance et on multipliera sa racine carrée par le t de la courbe normale correspondant à $(n - 1)$ degré de liberté, n étant

le nombre de pêches. On obtient ainsi deux valeurs limites pour $1/N$ d'où l'on déduit les valeurs correspondantes pour N .

La méthode de Schnabel a été utilisée par Wohlschlag et Woodhull (1953) pour évaluer le nombre de *Micropterus salmoides* peuplant la retenue d'eau de Salt Springs Valley (California). Les pêches effectuées à l'aide de nasses et de sennes ont duré plus d'un mois et les résultats, groupés en 8 périodes de 4 à 7 jours chacune, sont indiqués dans le tableau 9.

Tableau 9

Période	Nombre de jours écoulés	c_t	Poissons marqués	m_t	r_t	$c_t m_t$
1	0	127	127	0	0	0
2	6	113	112	127	1	14351
3	10,5	199	185	239	7	47351
4	15	321	311	424	10	136104
5	20	257	247	735	8	188895
6	27	330	310	982	15	324060
7	31,5	435	399	1292	31	562020
8	35,5	242	222	1691	13	409222
9	40,5	191	0	1913	20	365383
Total					105	2047596

La formule simple de Schnabel donne comme estimation de N : $2047596/105 = 19501$. L'estimation de l'inverse est $1/N = 105/2047596$ et t pour 8 degrés de liberté étant égal à 2,31, les limites inférieure et supérieure de $1/N$ pour un seuil de probabilité de 0,05 sont égales à $105 \pm 2,31 \sqrt{105/2047596}$ soient 0,000062839 et 0,000039719. Les valeurs correspondantes de N sont 15914 et 25177. Les auteurs qui se sont reportés aux tables de Chapman pour déterminer l'intervalle de sécurité donnent comme valeurs limites 15881 et 23347.

En fait ces chiffres n'ont qu'une valeur indicative, en effet la croissance des poissons durant la période considérée était rapide et a pu être évaluée à 0,77 mm par jour en moyenne. Le recrutement a donc joué un rôle important et l'estimation faite en négligeant la croissance est certainement trop forte. Les auteurs en faisant intervenir le recrutement mais en négligeant la mortalité naturelle ont proposé comme estimation corrigée 14924 avec comme limites de l'intervalle de sécurité 12139 et 18282.

Dans cet exemple, on notera la très faible efficacité des modes de pêche utilisés $20/1913 = 0,0104$ qui avait fait renoncer à la méthode de Petersen.

Formules de Schumacher. — Les estimations simples ou modifiées de Schnabel sont seulement des approximations de la valeur de N donnée par la méthode du maximum de vraisemblance. Pour cette valeur de N , Schumacher et Eschmeyer (1943) ont proposé la formule suivante : $1/N = \Sigma m_t r_t / \Sigma c_t m_t^2$. De Lury (1958) a montré que l'on obtient cette formule d'une façon simple en représentant sur un graphique chaque pêche par un point d'abscisse m_t et d'or-

donnée r_t/c_t . Si aucune erreur n'était introduite par l'échantillonnage, tous les points représentant les pêches successives devraient être alignés sur une droite passant par l'origine et ayant pour pente $1/N$. On notera au passage que dans la méthode de Petersen où l'on se base sur un seul point, on avait effectivement $1/N = c_t m_t / r_t$. Si la droite représentant au mieux l'ensemble des pêches dans la méthode de Schnabel est déterminée par la méthode des moindres carrés et que chaque point est pondéré de la quantité c_t , le paramètre $p = 1/N$ doit être choisi de façon à rendre minimale la somme des carrés $\sum c_t \left(\frac{r_t}{c_t} - p m_t \right)^2$. En dérivant par rapport à p , on trouve :

$$\sum c_t \left(\frac{r_t}{c_t} - p m_t \right) m_t = 0 \quad \text{ou} \quad \sum p c_t m_t^2 = \sum c_t \frac{r_t}{c_t} m_t$$

et finalement $p = \frac{1}{N} = \frac{\sum r_t m_t}{\sum c_t m_t^2}$.

L'erreur standard sur la pente de la droite $1/N$ est égale à $\frac{s}{\sqrt{\sum c_t m_t^2}}$ avec $s^2 = \frac{\sum (r_t^2/c_t) - (\sum r_t m_t)^2 / \sum c_t m_t^2}{m - 1}$ où m est de nombre d'échantillons intervenant dans la sommation. Pour le calcul des limites de l'intervalle de sécurité, on utilise la valeur t correspondant à $m - 1$ degrés de liberté.

Ricker (1958), d'après des données de Gerking (1953) a traité l'exemple suivant relatif à la population de *Lepomis microlophus* habitant le lac Gordy (Indiana). Les captures ont été faites à l'aide de nasses et le tableau 10 indique les résultats obtenus du 2 au 15 juin pour une seule classe d'âge. Dans la quatrième colonne figure le nombre de poissons marqués chaque jour et effectivement remis à l'eau; ce nombre est égal à c_t sauf lorsque quelques individus sont morts au cours des manipulations.

La formule simple de Schnabel donne $N = 10740/24 = 448$ et la formule modifiée $N = 10740/25 = 430$. La formule de Schumacher donne comme meilleure estimation de $1/N$: $2294/970296 = 0,0023642$ doit $N = 423$. La quantité s^2 est donnée par :

$$s^2 = \frac{7,7452 - (2294)^2/970296}{14 - 1} = 0,17851 \quad \text{d'où} \quad s = 0,42250;$$

L'erreur standard de $1/N$ est donc $0,42250/\sqrt{970296} = 0,00042892$. Pour 13 degrés de liberté, t étant égal à 2,16 l'intervalle de sécurité pour un seuil de probabilité de 0,05 est $\pm 0,0009265$. Les limites de l'intervalle de sécurité pour $1/N$ sont $0,0023642 \pm 0,0009265$, soient 0,0014377 et 0,0032907, ce qui donne pour N les valeurs 304 et 696.

Valeur et précision réelle de la méthode de Schnabel. — Pour contrôler la valeur de la méthode de Schnabel, Carlander et Moorman (1956) ont étudié les peuplements de 42 étangs de l'Iowa. Les pêches étaient faites à l'aide de sennes de 15 à 20 mètres de long; tous les poissons étaient marqués par ablation partielle d'une nageoire et remis à l'eau jusqu'à ce que le nombre des poissons déjà

Tableau 10

Date	c_t	r_t		m_t	$c_t m_t$	$m_t r_t$	$c_t m_t^2$	r_t^2 / c_t
2	10	0	10	0	0	0	0	0
3	27	0	27	10	270	0	2700	0
4	17	0	17	37	629	0	23273	0
5	7	0	7	54	378	0	20412	0
6	1	0	1	61	61	0	3721	0
7	5	0	5	62	310	0	19220	0
8	6	2	4	67	402	134	26934	0,6667
9	15	1	14	71	1065	71	75615	0,0667
10	9	5	4	85	765	425	65025	2,7778
11	18	5	13	89	1602	445	142578	1,3889
12	16	4	10	102	1632	408	166464	1,0000
13	5	2	3	112	560	224	62720	0,8000
14	7	2	4	115	805	230	92575	0,5714
15	19	3	...	119	2261	357	269059	0,4737
	162	24	119	984	10740	2294	970296	7,7452

marqués atteigne le tiers de celui des captures. Dans des étangs dont la superficie ne dépassait pas 0,2 ha, 2 à 3 coups de senne suffisaient en général. On attendait alors jusqu'au lendemain pour permettre aux individus marqués de se répartir dans l'ensemble du peuplement. La population était ensuite estimée en donnant 3 ou 4 coups de senne successifs et en utilisant la formule simple de Schnabel ou la formule de Schumacher. Enfin 10 étangs furent traités à la roténone et tous les poissons morts furent ramassés à l'exception d'un certain nombre perdus dans les eaux profondes. Chaque fois qu'il fut possible, les poissons avaient été marqués avant empoisonnement de sorte qu'une nouvelle estimation pouvait être faite par la méthode de Petersen.

Les estimations obtenues par la méthode de Schnabel furent semblables à celles obtenues par empoisonnement pour 3 populations de *Lepomis macrochirus*, 1 de *Pomoxis annularis*, 1 de *Notemigonus chrysoleucas*, 1 de *Micropterus sp.*, 1 de *Lepomis humilis* et 2 d'*Ictalurus sp.* Les estimations obtenues par empoisonnement furent largement supérieures pour 1 population de *Carassius auratus* et 5 d'*Ictalurus sp.* Les auteurs concluent qu'apparemment certains poissons et notamment les Siluridés échappent facilement aux sennes.

Oliva (1955) a publié les résultats obtenus par diverses méthodes concernant la population de *Carassius carassius* habitant un étang naturel de 209 mètres carrés, profond de 0,9 m au maximum et situé dans la plaine d'inondation qui longe le cours moyen de l'Elbe en Bohême. Les poissons étaient marqués par ablation partielle de la nageoire ventrale gauche et 4 groupes mesurant 2, 4, 8 et 12 centimètres de longueur standard moyenne ont été traités séparément. La méthode de Schnabel a été appliquée à une série de pêches successives faites aux filets maillants du 2 août au 5 septembre 1953. A cette date, ce type de pêche fut abandonné car les estimations données par la formule simple de Schnabel étaient devenues pratiquement constantes. Le 8 septembre, une pêche à la senne, à efficacité très supérieure, fut pratiquée et les résultats traités par la méthode de

Petersen. Enfin du 5 au 18 octobre, 200 grammes de roténone et 3 jours plus tard 200 grammes de HCH furent déversés dans l'étang et les résultats furent également traités par la méthode de Petersen.

L'ensemble de tous ces résultats, relatifs au groupe de 2 centimètres de longueur standard figurent dans le tableau 11.

Tableau 11

Dates	c_t	Poissons marqués	m_t	r_t	$\Sigma c_t m_t / \Sigma r_t$	Intervalle de sécurité
2-8-53	42	42	0	0		
2-8-53	18	13	42	5	151	
2-8-53	28	24	55	4	255	153-765
2-8-53	26	25	79	1	433	272-1453
2-8-53	22	19	104	3	511	332-1108
3-8-53	35	33	123	2	730	476-1565
9-8-53	46	38	156	8	789	567-1269
16-8-53	69	51	194	18	793	602-1162
23-8-53	20	15	245	5	813	634-1134
23-8-53	36	20	260	16	754	600-1017
30-8-53	28	17	280	11	748	607-976
5-9-53	34	21	297	13	752	494-1269
8-9-53	665	442	318	223	948	385-1095
5-18-10-53	158		760	113	1063	966-1182

Pour les pêches aux filets maillants, à très faible efficacité, la méthode de Petersen n'aurait conduit à aucun résultat valable. Il était donc nécessaire de recourir à la méthode de Schnabel. On voit qu'à partir de la dixième pêche les estimations se stabilisent entre 748 et 754. Il n'y avait donc pas intérêt à poursuivre. La pêche du 8 septembre est au contraire beaucoup plus efficace et la méthode de Petersen donne une meilleure estimation avec un intervalle de sécurité moins étendu. Il en est de même pour la pêche par empoisonnement bien que le nombre total de poissons récoltés ait été faible probablement parce que les individus tombés au fond n'ont pu être retrouvés en raison de leur faible taille.

Pour les 4 groupes de longueur, les estimations sont indiquées dans la tableau 12.

Tableau 12

Groupe de taille	Estimations et intervalles de sécurité					
	Méthode de Schnabel		Petersen-senne		Petersen-poison	
2 cm	752	494-1269	948	835-1095	1063	966-1182
4 cm	586	488-732	509	449-587	554	498-633
8 cm	186	150-246	194	154-284	232	197-282
12 cm	14	9-29	19	11-78	19	12-41
Total.	1538		1670		1868	

CONCLUSIONS

Les effectifs des diverses espèces de poissons d'eau douce peuplant un milieu donné peuvent être déterminés en principe avec précision par les méthodes d'évaluations directes. Malheureusement celles-ci ne sont applicables qu'à des étendues d'eau restreintes et dans des conditions assez exceptionnelles. D'ailleurs même avec un empoisonnement total, les risques de perdre un grand nombre d'individus de petite taille et de sous-estimer l'importance des petites espèces ne doivent pas être perdus de vue. Les écologistes soucieux de précision devront toujours contrôler l'efficacité du ramassage par des marquages préalables et avoir recours à la méthode de Petersen plutôt que de se fier aux évaluations directes obtenues par des procédés de pêche supposés exhaustifs.

Dans les milieux d'étendue plus vaste, seules les méthodes d'évaluations indirectes sont utilisables. Lorsque l'efficacité de la pêche est bonne, la méthode de Petersen peut suffire, sinon il est nécessaire de multiplier les pêches et d'employer la méthode de Schnabel. C'est généralement le cas lorsqu'on désire exploiter les résultats de captures par nasses, filets maillants, etc. Dès que les opérations de pêche se poursuivent pendant un laps de temps assez long, il faut songer à tenir compte de la croissance, du recrutement, de la mortalité naturelle, des déplacements migratoires ou autres, etc. La sélectivité des engins ou procédés de pêche oblige en outre à traiter séparément les diverses espèces rencontrées et les diverses tailles d'une même espèce. Il en résulte que les méthodes d'évaluations indirectes ont été surtout utilisées pour estimer l'importance de stocks monospécifiques. Cependant la pêche électrique, employée dans des conditions bien définies et dont l'efficacité a été soigneusement contrôlée, rend de plus en plus de services pour les études de peuplement dans les eaux continentales (Vibert, 1968).

BIBLIOGRAPHIE

- BACKIEL (T.) (1964). — On the fish populations in small streams. *Verb. Internat. Verein. Limn.*, **15**, 529-534. — BOURLIÈRE (F.) (1962). — Biomasse de Poissons dans différents milieux aquatiques naturels. *La Terre et la Vie*, **2**, 194-195. — CARLANDER (K. D.) (1955). — The standing crop of fish in lakes. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **12**, (4), 543-570. — CARLANDER (K. D.) et LEWIS (W. M.) (1948). — Some precautions in estimating fish populations. *Progr. Fish. Cult.*, **10**, (3), 134-137. — CARLANDER (K. D.) et MOORMAN (R. B.) (1956). — Standing crops of fish in Iowa, ponds. *Proc. Iowa Acad. Sc.*, **63**, 659-668. — DE LURY (D. B.) (1947). — On the estimation of biological populations. *Biometrics*, **3**, (4), 145-167. — DE LURY (D. B.) (1951). — On the planning of experiments for the estimation of fish populations. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **8**, (4), 281-307. — DE LURY (D. B.) (1958). — The estimation of population size by a marking and recapture procedure. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **15**, (1), 19-25. — FUNK (J. L.) (1957). — Relative efficiency and selectivity of gear used in the study of fish populations in Missouri streams. In : CARLANDER (K. D.). — *Symposium on evaluation of fish populations in warmwater streams*, Iowa St. College, 31-44. — GERKING (S. D.) (1949). — Characteristics of stream fish populations. *Invest. Ind. Lakes*, **3**, (7), 283-309. — GERKING (S. D.) (1952-1953). — Vital statistics of the fish population of Gordy Lake, Indiana. *Trans. Amer. Fish. Soc.*, **82**, 48-67. — GERKING (S. D.) (1967). — *The biological basis of freshwater fish production*. Blackwell, Oxford, xiv + 495 p. — GOSSE (J. P.) (1963). — Le milieu aquatique et l'écologie des Poissons dans la région de Yangambi. *Ann. Mus. Roy. Afr. Centr.*, in-8°, **Sc. Zool.**, **116**, 113-249. — HUET (M.) et TIMMERMANS (J. A.). — Population piscicole d'une frayère en bordure de la Meuse belge. *Rev. Suisse Hydrol.*, **22**, (1), 451-460. — HUET (M.) et TIMMERMANS (J. A.) (1966). — La population piscicole de l'Ourthe. *Verb. Internat. Verein.*

- Limnol.*, **16**, 1192-1203. — LAWRENCE (J. M.) (1956). — Preliminary results on the use of potassium permanganate to counteract the effect of rotenone on fish. *Progr. Fish. Cult.*, **18**, 18-21. — LEONARD (J. W.) (1938-1939). — Notes on the use of derris as a fish poison. *Trans. Amer. Fish. Soc.*, 269-280. — OLIVA (O.) (1959). — To the methods of estimation of fish population in the natural pond (en tchèque). *Acta Soc. Zool. Bohemosl.*, **19**, (4), 365-373. — OMAND (D. N.) (1951). — A study of populations of fish based on catch-effort statistics. *J. Wildlife Management*, **15**, 88-98. — PARKER (R. A.) (1955). — A method for removing the effect of recruitment on Petersen-type population estimates. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **12**, (3), 447-450.
- RICKER (W. E.) (1947). — Mortality rates in some little-exploited populations of freshwater fishes. *Trans. Amer. Fish. Soc.*, **77**, 114-128. — RICKER (W. E.) (1958). — Handbook of computations for biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Bd. Canada*, **119**, 300 p. — RICKER (W. E.) (1968). — Methods for assessment of fish production in fresh waters. *I.B.P. Handbook*, n° 3, Blackwell, Oxford, xiv + 313 p. — SCHNABEL (Z. E.) (1938). — The estimation of the total fish population of a lake. *Amer. Math. Monthly*, **45**, (6), 348-352. — SCHUMACHER (F. X.) et ESCHMEYER (R. W.) (1943). — The estimate of fish population in lakes and ponds. *J. Tennessee Acad. Sci.*, **18**, 228-249. — VIBERT (R.) (1963). — Les techniques d'échantillonnage des populations de Poissons d'eau douce. *La Terre et la Vie*, **2**, 164-179. — VIBERT (R.) (1966). — Applications de l'électricité à la biologie et à l'aménagement des pêches continentales. *Symposium Belgrade*, Paris, 1968, 276 p., 93 fig. — WILKINS (L. P.) (1955). — Observations on the field use of cresol as a stream-survey method. *Progr. Fish. Cult.*, **17**, 85-86. — WOHLISCHLAG (D. E.) et WOODHULL (C. A.) (1959). — The fish populations of Salt Springs Valley Reservoir, Calaveras County, California. *Calif. Fish and Game*, **39**, (1), 5-44.
-

Publication
sous les auspices
du Comité Français
du Programme Biologique
International

EXTRAIT

L'ÉCHANTILLONNAGE
DES PEUPELEMENTS DE POISSONS
D'EAU DOUCE

par

J. DAGET

Extrait de « Échantillonnage en milieu aquatique »,
sous la direction de M. LAMOTTE et collaborateurs
1971, MASSON et C^{ie}, éditeurs.

9 NOV 1971
O. R. S. T. O. M.
Collection de Référence
n° 5059