

TECHNIQUE ET FIABILITE
DES DENOMBREMENTS AERIENS DE CANARDS
ET DE FOULQUES HIVERNANT EN CAMARGUE

par Alain DERVIEUX (*),
Jean-Dominique LEBRETON (**) et Alain TAMISIER (*)

L'évaluation quantitative des populations animales dans la nature est une difficulté réelle, quelles que soient les espèces concernées. Le problème a souvent été résolu partiellement par des méthodes de capture-recapture ou par des dénombrements relatifs qui permettent au moins de mesurer les fluctuations d'abondance (Blondel, 1969 ; Seber, 1972). Les dénombrements absolus (exhaustifs) sont beaucoup plus rares et portent généralement sur des espèces grégaires : oiseaux coloniaux pendant la période de reproduction, canards en période hivernale, etc. Ils offrent l'avantage de mesurer l'importance réelle des effectifs présents sur un milieu donné (donc de définir sa capacité d'accueil) et permettent de suivre dans le temps l'évolution de ces effectifs. Ces dénombrements, qui portent sur des rassemblements pouvant aller jusqu'à plusieurs dizaines de milliers d'individus, sont effectués soit par des procédés photographiques (Grzyneck et Grzyneck, 1960 ; Boyd, 1961 ; Goethe, 1961), soit par des estimations visuelles de la taille des groupes (observations au sol, en bateau, en avion, etc.), soit le plus souvent par une combinaison de ces moyens. Dans tous les cas, les risques d'erreur sont grands : couverture photographique incomplète (Watson, 1969), erreur de lecture sur la photo (Sinclair, 1973 ; Harris et Lloyd, 1977), erreur dans l'estimation visuelle (Matthews, 1960 ; Joensen, 1974). La précision de la mesure n'a été recherchée de manière élaborée que dans très peu de cas : essentiellement par Jolly (1969) pour répondre à des problèmes théoriques d'échantillonnage, par Coughley et Goddard (1972) pour évaluer des effectifs totaux à partir de plusieurs dénombrements successifs et sous-estimés, et par

(*) Centre d'Ecologie de Camargue, CNRS, Le Sambuc, 13200 Arles.

(**) Laboratoire de Biométrie, Université Claude-Bernard, 69621 Villeurbanne.

Sinclair (1973) pour vérifier que l'augmentation numérique des populations de mammifères qu'il étudiait n'était pas due à des artéfacts. Personne à notre connaissance ne semble s'être soucié de l'étude statistique de prédictions d'effectifs réels à partir d'effectifs estimés sur le terrain.

Le but de ce travail est d'essayer de déterminer, puis de tester à la fois la justesse et la fidélité des dénombrements réalisés en avion sur des concentrations de canards (Anatidés) et de foulques (*Fulica atra*) pendant leur hivernage en Camargue où les effectifs maximaux oscillent entre 130 000 et 180 000 canards et 20 000 à 40 000 foulques. Ces dénombrements sont réalisés une fois par mois (septembre à mars) aux dates fixées par le Bureau International de Recherches sur la Sauvagine (Tamisier, 1965) depuis 1964 par le même observateur (A.T.) à l'exception de trois années (J. Lefebvre et H. Hafner).

Nous disposons : 1) d'estimations visuelles faites sur un certain nombre de groupes d'oiseaux et de comptages précis effectués sur des photos aériennes de ces mêmes groupes (en 1976-1977) ; 2) de la répartition des différentes espèces selon les tailles des groupes pour 12 dénombrements réalisés en 1976-1977 et 1977-1978.

Une analyse statistique permet alors d'estimer les correctifs à apporter (justesse) et la variabilité des résultats (fidélité), aussi bien pour des groupes isolés que pour l'ensemble des effectifs. Ainsi la valeur du total des effectifs estimés au cours de chacun des 12 dénombrements sera corrigée et assortie d'un intervalle de confiance. Nous discuterons enfin les possibilités d'application de ces résultats aux dénombrements antérieurs pour lesquels la répartition selon les tailles des groupes n'est pas connue.

I. -- METHODE

A) TECHNIQUE DE DÉNOMBREMENTS

1. *Distribution hivernale des canards et des foulques* (fig. 1)

La distribution spatiale des canards et des foulques en hiver est de type grégaire pendant la journée : au cours des 3 mois principaux de l'hivernage (novembre, décembre et janvier) de la saison 1976-77, les deux plus importantes localités de chaque mois regroupent 35 % des effectifs de canards, 4 localités en regroupent 50 % et 16 localités 84 %. Dans le détail, on sait que certaines espèces sont plus grégaires que d'autres, en particulier les canards plongeurs *Aythini* par rapport aux canards de surface *Anatini* et, parmi ces derniers, les sarcelles d'hiver *Anas crecca* par rapport aux autres espèces. Le grégarisme des foulques est également très

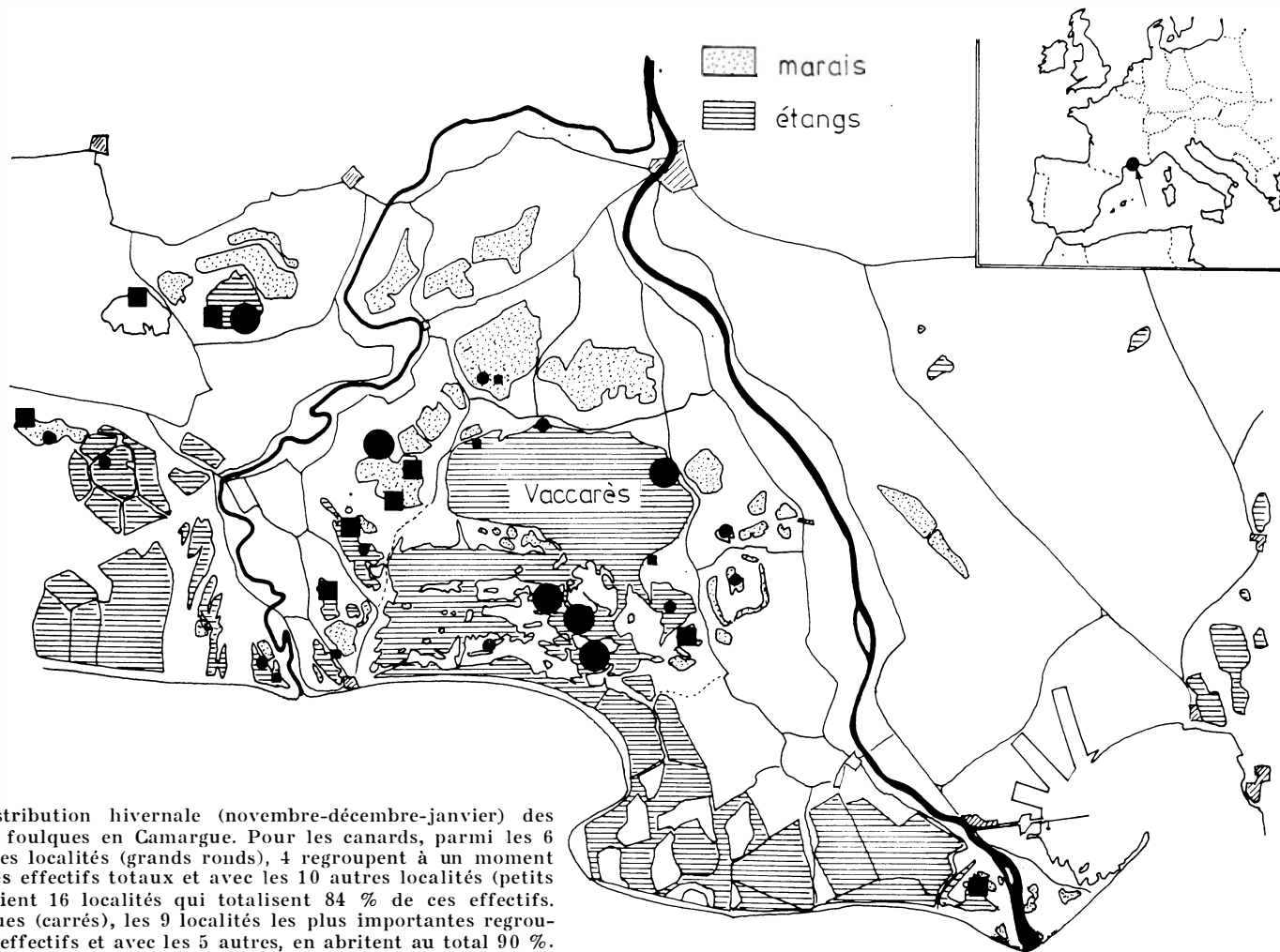


Fig. 1. — Distribution hivernale (novembre-décembre-janvier) des canards et des foulques en Camargue. Pour les canards, parmi les 6 plus importantes localités (grands ronds), 4 regroupent à un moment donné 50 % des effectifs totaux et avec les 10 autres localités (petits ronds), on obtient 16 localités qui totalisent 84 % de ces effectifs. Pour les foulques (carrés), les 9 localités les plus importantes regroupent 73 % des effectifs et avec les 5 autres, en abritent au total 90 %.

prononcé : 9 localités regroupent 73 % des effectifs et 14 localités en regroupent 90 %. On sait également que le grégarisme est moins fort en fin d'hivernage (généralement dès la mi-janvier), et à tout moment lorsque les niveaux d'eau sont élevés et les conditions climatiques défavorables (vent, pluie, etc.). Même dans ces cas-là cependant la majorité des effectifs reste concentrée sur quelques localités. De surcroît ces localités sont remarquablement stables : les canards et les foulques se rassemblent traditionnellement sur les mêmes emplacements. Ce mode de distribution est donc très favorable à la réalisation de dénombrements absolus.

2. Dénombrement

a) Type de couverture. — Les premières données fournies par Hoffmann et Penot (1955) ont permis de sélectionner, parmi tous les plans d'eau de Camargue, ceux utilisés pendant la journée par les canards et les foulques. L'inventaire ainsi établi comprend environ 50 localités réparties sur les 600 km² de zones humides que présente au maximum la Camargue en hiver. Il fait l'objet de quelques remaniements en fonction des changements dans l'utilisation des localités par les oiseaux, de sorte que chaque année il garantit une couverture généralement considérée comme totale pour les groupes de canards et de foulques hivernant en Camargue. Les oiseaux isolés peuvent échapper à cette couverture, mais ils représentent des effectifs extrêmement faibles (cf. plus loin).

b) Technique d'estimation. — Que les dénombrements soient réalisés à pied ou en avion, le principe de l'estimation des groupes reste le même : l'observateur compte le plus exactement possible une petite partie (10, 50, 100 individus) du groupe d'oiseaux et reporte ensuite autant de fois que nécessaire la « surface » couverte par cette partie : il s'agit donc en fait d'une succession d'estimations avec correction éventuelle pour compenser les différences de densité des oiseaux. Pour des groupes de grande taille (plusieurs milliers), la partie servant de référence peut être de 500 ou 1 000 individus. Elle fait alors elle-même l'objet d'une estimation et non plus d'un décompte précis. Ceci est particulièrement vrai lors des dénombrements aériens où le temps d'estimation est extrêmement court, surtout avec les espèces qui s'envolent rapidement. Leur décompte doit même souvent être effectué d'un seul coup, sans découpage du groupe. Les dénombrements réalisés en Camargue sont intégralement faits en avion (sauf sur une localité dont les résultats ne seront pas envisagés ici).

c) Technique de dénombrement aérien. — Les dénombrements sont effectués sur des avions du Centre d'Essais en Vol d'Istres : Nord 1100 puis Robin HR 100. Tous deux sont pourvus d'ailes basses et permettent le transport d'un observateur à côté du pilote et éventuellement d'un autre à l'arrière. La vitesse minimale est de 120 à 150 km/h avec 4 heures d'autonomie.

Le passage de l'avion à basse altitude (30 à 60 m) fait envoler les oiseaux et plus particulièrement les canards de surface que l'observateur ne peut déterminer qu'en vol. La détermination des canards plongeurs sur l'eau est plus facile. Elle ne pose pas de problème pour les foulques, La technique de dénombrement sera donc différente selon les groupes d'espèces : pour les canards de surface l'avion doit impérativement faire voler tous les individus ; pour les plongeurs et les foulques il les survole sans nécessairement les mettre sur l'aile, ce qui facilite grandement leur estimation. En règle générale, le principe suivant est adopté : au cours de chaque dénombrement, le pilote, guidé par l'observateur, suit un trajet fixe passant par toutes les localités à visiter. Il « enroule » (= fait le tour de) chaque localité en passant à l'aplomb des bordures de façon à faire envoler les canards éventuellement abrités dans la végétation de bordure. Tous les groupes sont estimés un par un et les effectifs enregistrés sur magnétophone ainsi que les localités où ils ont été vus. Si l'étang est particulièrement grand, l'avion effectue un ou plusieurs vols transversaux supplémentaires. Dans le cas de grands groupes d'oiseaux (plusieurs milliers), on « enroule » la concentration à plus haute altitude (100 m) de façon que les oiseaux ne s'envolent pas : l'observateur peut alors estimer l'ensemble du groupe à plusieurs reprises et sous des angles différents. Puis l'avion redescend à son altitude normale et « enroule » à nouveau la concentration pour une estimation détaillée par espèces.

Dans le cas de très grandes surfaces d'inondation (une partie de la Réserve Nationale de Camargue), l'avion effectue une série de transects linéaires de façon à couvrir toute cette zone et « enroule » séparément les concentrations. Dans les cas assez rares de plusieurs concentrations proches les unes des autres ou lorsque les canards sont distribués en grands nombres et de façon assez lâche sur de grandes surfaces, l'avion évolue alors au milieu de plusieurs centaines, voire plusieurs milliers d'oiseaux dont l'estimation numérique et la détermination posent de sérieux problèmes.

Le survol qui dure entre trois et quatre heures consiste en une série presque ininterrompue de virages serrés effectués à basse altitude et à vitesse réduite au minimum. L'observateur doit avoir une bonne visibilité sur l'avant en toute circonstance ainsi que sur le côté pendant les virages. Ces conditions sont avantageusement remplies par les avions à ailes basses qui n'excluent pas le repérage latéral des groupes éloignées pendant un vol rectiligne. Ce repérage est possible jusqu'à environ 2 km. D'autre part, la nécessité d'effectuer les dénombrements à date fixe implique parfois des conditions météorologiques limites : en Camargue, le vent constitue la principale gêne (instabilité de l'avion, augmentation du rayon de virage, etc.). La vitesse de défilement de l'avion par rapport au sol peut alors être considérablement réduite en volant face au vent.

Cet ensemble de conditions (basse altitude, vitesse réduite, virages serrés, mauvaises conditions météo, etc.) conduit à des survols très acrobatiques pour lesquels la sécurité ne peut être assurée que par des pilotes professionnels et sur des appareils sérieusement contrôlés.

d) Limites de la méthode de dénombrement. Les résultats obtenus doivent être envisagés en tenant compte des biais introduits par la méthode. Ces biais sont de diverses natures :

— « *Omission* ». Certains oiseaux ne sont pas vus parce qu'ils se situent en dehors de la couverture de prospection : cela peut concerner des groupes de plusieurs centaines d'oiseaux en stationnement éphémère (les stationnements durables sont signalés par informations locales), c'est-à-dire que l'omission a alors très peu de chances de se renouveler pendant plusieurs mois successifs. En revanche cela concerne plus régulièrement des petits groupes d'individus dont le nombre total reste toutefois faible (effectif total inférieur à 2 ou 3 000 en général).

D'autres oiseaux ne sont pas vus car ils n'ont pas été repérés par l'observateur sur les localités qu'il a survolé : en supposant que 50 oiseaux sont ainsi oubliés sur chacune des 50 localités prospectées, cela porterait à 2 500 le nombre d'individus non comptabilisés, cette valeur étant certainement maximale. Cette omission se produit plus facilement les jours de vent car les oiseaux sont abrités dans la végétation et moins enclins à s'envoler, donc à être vus. On peut estimer que le total des omissions ne dépasse pas 5 à 6 000 oiseaux (canards et fougues).

— « *Evasion* ». Sur les lieux de très grandes concentrations et surtout sur les très grandes surfaces d'inondation où les canards sont dispersés l'observateur focalise son attention sur les plus grands groupes et laisse « échapper » certains individus qu'il voit mais ne compte pas. L'estimation numérique de ces pertes est difficile ; elle est faible à nulle dans les conditions normales, mais peut probablement atteindre jusqu'à 10 000 individus pour l'ensemble du dénombrement dans les mauvais cas.

— *Détermination dans les groupes plurispécifiques*. La détermination des canards vus d'avion repose sur des critères légèrement différents (en particulier couleur du dos) de ceux utilisés au sol, mais ne pose pas de problème particulier sauf dans le cas des canards de surface : d'un seul coup d'œil ou presque, il faut parfois compter les effectifs de 2 ou 4 espèces dans un vol qui peut atteindre jusqu'à plusieurs milliers d'oiseaux. L'attention de l'observateur est retenue par les espèces les plus « voyantes » qui tendent à être surestimées. Inversement, on peut citer l'exemple des pilets *Anas acuta* si faciles à déterminer au sol, qui sont remarquablement ternes vus d'avion et dont la silhouette caractéristique n'apparaît plus : ils sont certainement sous-estimés quand ils se trouvent mélangés à d'autres espèces.

D'autre part, les différences de plumage entre les canards des différentes classes d'âge et de sexe compliquent sérieusement l'estimation des siffleurs *Anas penelope* et des souchets *A. clypeata*. La présence de ces espèces dans un groupe plurispécifique est d'abord notée par la présence des mâles adultes, et l'estimation de leur nombre se fait par une difficile évaluation des femelles et des jeunes mâles, bien que les oiseaux d'une même espèce tendent à se rassembler à l'intérieur du groupe. Finalement le nombre retenu est assez étroitement fonction du nombre de mâles adultes, alors que le rapport mâle adulte/total est loin d'être constant.

— *Evaluation des groupes denses.* Les groupes les plus denses, donc les espèces le plus souvent en formation serrée, sont sous-estimées (Matthews, 1960) : c'est le cas des sarcelles d'hiver *Anas crecca* en vol et des foulques sur l'eau.

— *Facteurs divers.* Les conditions générales de luminosité et les dispositions dans lesquelles se trouve l'observateur influencent d'une manière non quantifiable la nature des estimations. Par ailleurs, la succession rapide des groupes d'importance ou de densité très diverses entraîne probablement aussi des variations d'estimations que l'on peut difficilement évaluer. Enfin l'observateur est inconsciemment tenté d'utiliser un certain nombre de valeurs « rondes » qui lui sont propres et lui servent de référence, toute estimation visuelle reposant avant tout sur une évaluation géométrique de surface (Frontier, 1969). Ces valeurs tendent à favoriser la formation de classes d'abondance qui ne correspondent pas nécessairement à la réalité. Par exemple le nombre 100 a été retenu 4 fois pour des groupes comportant respectivement 150, 128, 72 et 144 foulques (cf. plus loin).

L'importance des biais liés aux problèmes d'omission, d'évasion et de détermination spécifique varie considérablement avec les conditions de dénombrement, essentiellement avec le type de distribution des oiseaux qui est fonction des périodes hivernales et des espèces (fig. 2) :

— en septembre-octobre, les niveaux d'eau bas et les effectifs faibles fournissent les conditions de dénombrement les plus simples ;

— de novembre à janvier, les niveaux d'eau sont de plus en plus hauts et les effectifs très élevés. Le grégarisme des canards, caractéristique à cette époque, facilite beaucoup le dénombrement mais les conditions peuvent être franchement mauvaises si le survol a lieu par vent fort ;

— en février et mars, les niveaux d'eau sont toujours très hauts et les effectifs, tout en s'affaiblissant, se dispersent considérablement. Les erreurs par omission sont probablement prédomi-

nantes et en mars concernent essentiellement les espèces nicheuses (Colvert *A. platyrhynchos* et foulques). Elles n'affectent cependant que des effectifs totaux très faibles.

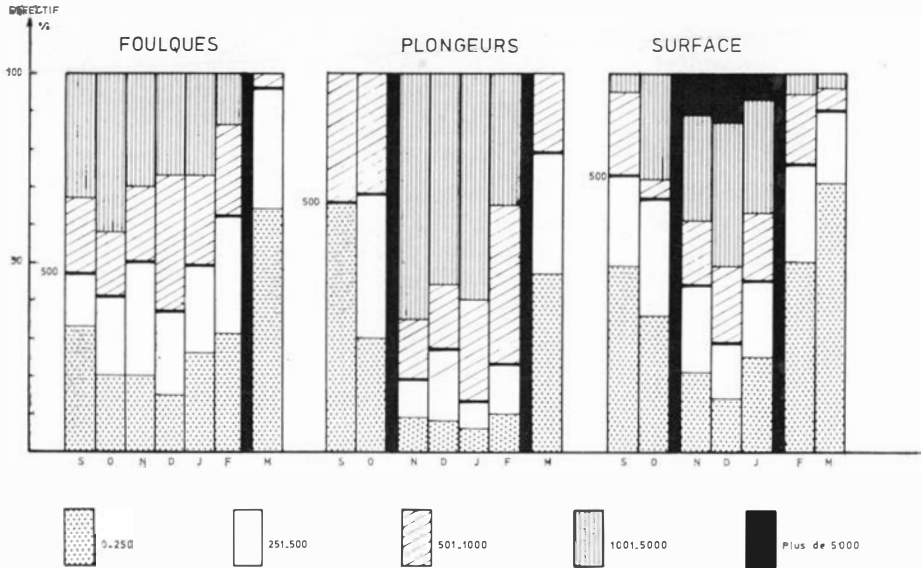


Fig. 2. — Variation saisonnière du type de distribution des foulques, des canards plongeurs et des canards de surface (1976-77 et 1977-78) en fonction de la taille des groupes (qui sert d'élément de référence car elle a un rôle déterminant dans la précision des estimations pendant le dénombrement). On remarquera que dans tous les cas, les périodes pré- et post-hivernales sont nettement caractérisées par l'abondance des groupes de taille petite et moyenne.

En conclusion, la technique de dénombrement aérien présente des avantages réels (Joensen, 1968 ; Watson, 1969) : instantanéité du compte effectué par une seule personne sur une surface pouvant être très grande (plusieurs milliers de km²) et inaccessible par d'autres moyens. Ses inconvénients résident dans la difficulté à cerner la précision des résultats qu'elle fournit. Ces problèmes de précision portent d'une part sur l'omission, l'évasion et les difficultés de détermination qui sont difficilement quantifiables. Ils portent d'autre part sur l'estimation proprement dite des groupes observés qui est la source de biais la plus importante en Camargue et qui est calculée dans le chapitre suivant à l'aide de photos tests prises pendant le dénombrement.

B) TECHNIQUE PHOTOGRAPHIQUE

1. *Matériel utilisé*

Les prises de vue ont été effectuées avec deux appareils de format 24×36 : un Nikon F2 équipé d'un objectif de 55 mm permettant de photographier les groupes de grande taille et à courte distance les groupes de taille moyenne, un Asahi Pentax Spotmatic équipé d'un petit téléobjectif de 135 mm pour les petits groupes ou les groupes plus éloignés de moyenne importance (foules principalement).

La vitesse et l'instabilité relative de l'avion nécessitent des prises de vue rapides : respectivement le $1/500^{\circ}$ et le $1/1\ 000^{\circ}$ de seconde sont les réglages les plus efficaces. L'irrégularité des conditions de luminosité pendant les dénombrements obligent à utiliser les films suivants : Kodachrome 64 (64 ASA) pour le Nikon, Ektachrome High Speed (160 ASA) pour le Pentax. Ces deux films permettent de travailler aux vitesses indiquées ci-dessus. L'usage de la couleur facilite la numération (meilleure adaptation de l'œil qu'avec le noir et blanc) et les déterminations spécifiques.

Les comptages d'après les diapositives ont été effectués à l'aide d'un projecteur Leitz Prado Universal retenu pour sa luminosité, la qualité de l'image et la protection thermique des diapositives.

La solution que nous avons retenue diffère de celle choisie classiquement (tirage noir et blanc sur papier) : Sapin-Jaloustre et Cendron (1953), Watson, (1969), Sinclair (1973), Harris et Lloyd (1977). Elle permet une manipulation rapide et aisée à tout moment avec des rapports d'agrandissement variables à la demande. Elle est bon marché et la préparation technique des films se résume à un seul traitement entièrement assuré à l'extérieur.

2. *Technique*

Le but à atteindre est d'obtenir des photos de groupes dont l'estimation visuelle a été faite dans les conditions normales de dénombrement. Ceci exclut la réalisation de vols spéciaux qui fausseraient les données (trop grande sélectivité).

De novembre 1976 à mars 1977, 5 survols ont été effectués par 2 observateurs (A.T. à l'avant pour le dénombrement, A.D. à l'arrière pour l'échantillonnage photo). Les clichés ont été réalisés au cours du déroulement habituel du vol et, dans quelques cas, pendant une manœuvre particulière (enroulement supplémentaire des groupes, altitude différente) suivant les nécessités des prises de vue. L'ouverture des fenêtres n'étant pas possible, toutes les photos ont été prises à travers la verrière du cockpit, ce qui entraîne une perte de qualité importante. Le repérage des clichés



Fig. 3. — Groupe dense de foulques. Ce type de distribution est fréquent avec cette espèce et de telles densités d'oiseaux posent quelques problèmes d'estimation à l'observateur. Mille dix individus.

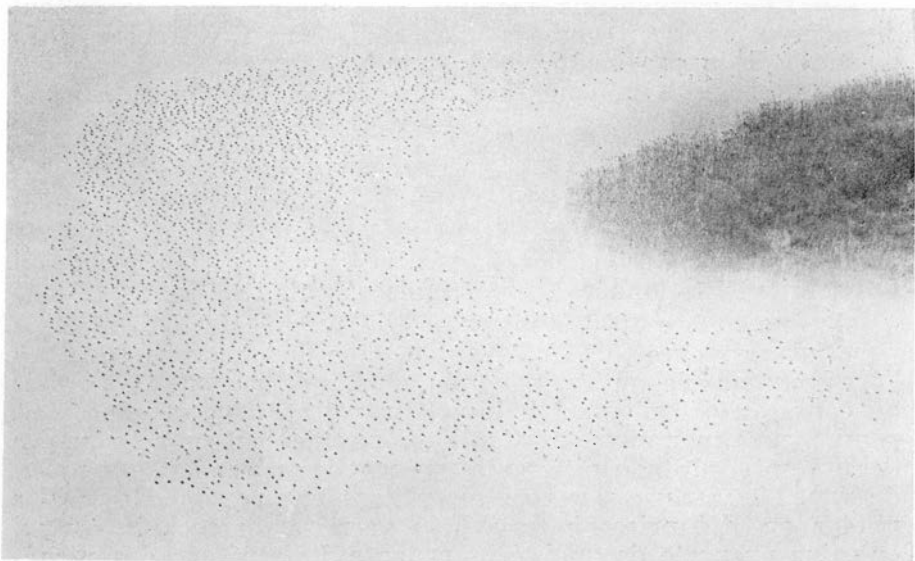


Fig. 4. — Concentration homogène typique de canards plongeurs (milouins et morillons). Les individus sont stables malgré l'approche de l'avion. Deux mille six cents individus.

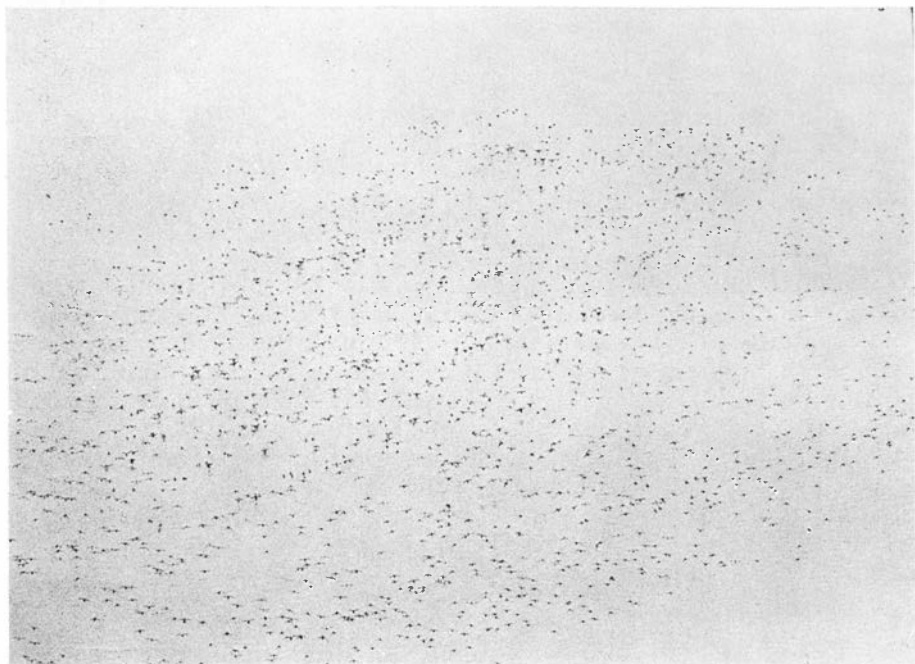


Fig. 5. — Groupe de canards de surface en vol (siffleurs et chipeaux). L'estimation est difficile pour des groupes de cette taille car les oiseaux sont sur l'aile (ce qui est nécessaire pour l'identification des espèces) et forment un groupe hétérogène et instable. Mille neuf cent quatre-vingt-dix oiseaux.

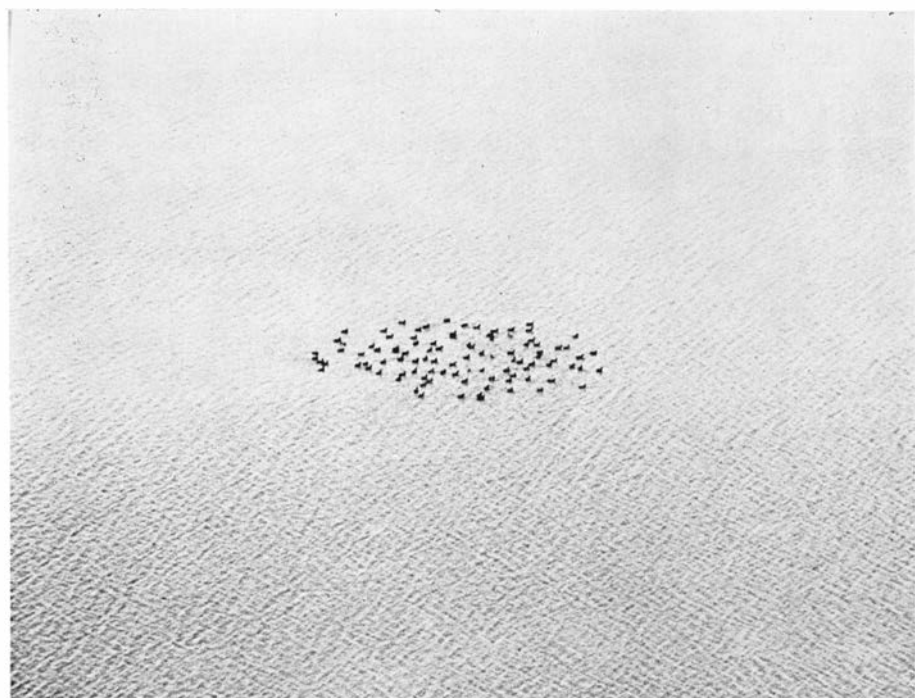


Fig. 6. — Foulques. Les groupes de petite taille sont en général estimés d'un seul coup d'œil (de même pour les canards) car ils sont fréquents et il n'est pas possible de leur accorder un temps d'observation suffisant (pour l'estimation comme pour l'approche). Ceci explique des variations importantes de R/E pour ces petits groupes, quelle que soit l'espèce. Cent oiseaux.

a impliqué l'usage de casques d'écoute permettant la communication entre les deux observateurs, et d'un second magnétophone pour enregistrer la localité, la taille estimée du groupe photographié, les espèces concernées et les numéros des photos.

3. *Exploitation*

Le comptage des oiseaux s'est effectué par projection sur une feuille blanche de format variable, chaque individu étant pointé au crayon avec regroupement par centaines. Plusieurs types d'erreur sont possibles pendant la lecture de la photo : numération, distinction difficile des oiseaux dans la végétation, confusion entre les oiseaux en vol et leur ombre (erreurs par excès), superposition d'oiseaux dans le cas de fortes densités (erreur par défaut). Ces biais sont étroitement liés à la qualité des images (définition, bougé, etc.). Le comptage répété de plusieurs clichés permet de situer l'ordre de grandeur de l'erreur entre 0 et 5 %, la moyenne étant aux alentours de 2 %.

4. *Limites de la méthode*

Les photos réalisées constituent un échantillonnage par définition sélectif dans lequel sont bien représentés les groupes d'oiseaux nettement individualisés, c'est-à-dire précisément ceux qui sont les plus faciles à dénombrer. Ne sont pas représentés notamment les rassemblements lâches sur les zones à végétation émergente, et les plus fortes concentrations de canards de surface pouvant atteindre occasionnellement jusqu'à 10 à 15 000 individus. Ces types de groupements sont les plus difficiles à estimer, mais ils sont très rares par l'ensemble des dénombrements (cf. fig. 2).

Les figures 3 à 6 illustrent certains types de distribution caractéristiques des foulques, des canards plongeurs et des canards de surface.

II. — *RESULTATS*

A) *DONNÉES BRUTES* (figure 7 et tableaux I, II et III)

Un total de 63 photos a pu être utilisé pour comparer les effectifs estimés E aux effectifs réels R comptés d'après les photos qui regroupent 38 valeurs pour les foulques, 16 pour les canards plongeurs et 9 pour les canards de surface. La tendance générale est à la sous-estimation, en moyenne de 20 %. Simultanément, le graphe fait ressortir l'existence de plusieurs valeurs de R pour une même valeur de E (par exemple, $R = 247, 262, 370$ pour $E = 220$). Ceci exprime la variabilité de l'estimation et fournit une base de calcul simple pour l'évaluation de la variance. La discontinuité des valeurs de E correspond à l'effet attractif des chiffres « ronds » mentionnés plus haut (cf. Méthode), tels que 80, 100, 120, 1 200, etc.

Les estimations sont directement influencées par le type de distribution spatiale des espèces ou des groupes d'espèces comptés. Les coefficients de régression de R par rapport à E sont manifestement différents pour les foulques, les canards plongeurs et les canards de surface (respectivement 1,515 ; 1,268 ; 1,131).

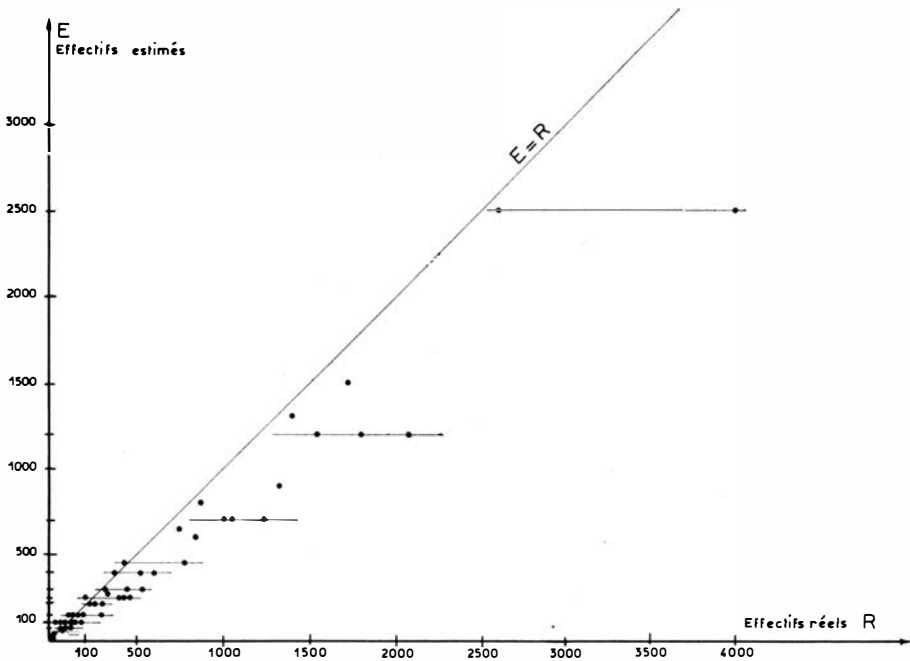


Fig. 7. — Relation entre les effectifs estimés E (toutes espèces confondues) et les effectifs réels R comptés d'après les diapositives. Les estimations sont dans la majorité des cas plus faibles que les effectifs réels (en moyenne de 80 %), sauf avec les très petits groupes.

B) ANALYSE STATISTIQUE

1. Méthode

Il s'agit de l'étude statistique de prédiction d'effectifs réels R à partir d'effectifs estimés E. Une telle étude est possible dès lors que l'on dispose simultanément (= pour les mêmes groupes d'oiseaux) de photos livrant R et d'estimations réalisées sur le terrain. Dans la pratique, on disposera éventuellement pour chaque valeur de E, *variable de prédiction*, de plusieurs valeurs de R, *variable*

à prédire. Le calcul du coefficient de corrélation entre R et E révèle immédiatement l'intensité de la liaison linéaire entre les deux variables ($n = 63$, $r = 0,977$ toutes espèces confondues).

Il en est de même entre logarithmes ($r = 0,980$) et l'on pourrait être tenté d'utiliser comme équation de prédiction une régression linéaire de R (resp. $\log R$) par rapport à E (resp. $\log E$).

Cependant, l'étude de la liaison entre l'effectif estimé E et l'effectif réel R d'une troupe d'oiseaux est difficile à réaliser directement, sans transformation de variables, pour deux raisons essentielles :

- La variance de l'effectif réel pour un effectif estimé donné augmente avec l'effectif estimé, en gros comme son carré : $\text{Var}(R/E) = aE^2$.
- Les techniques habituelles de régression fournissent des courbes ne passant pas forcément par l'origine : l'obtention d'un effectif réel prédit de 0 pour un effectif estimé de 0 paraît pourtant l'une des contraintes les plus naturelles à imposer à toute équation de prédiction en ce domaine.

TABLEAU I

35 valeurs de R/E observées pour les foulques, rangées par classes de valeur de E et selon la date du décompte (voir explications dans le texte).

	$E \leq 80$	$80 < E \leq 150$	$150 < E \leq 300$	$E > 300$
<u>Février</u>	1,67	1,28 1,23	1,19 1,23	1,52 1,78
	1,43	0,72 0,81	1,64 1,52	0,99 1,44
	1,26	1,44	1,82 1,81	1,72 1,49
		1,42		1,08
<u>Mars</u>	1,13 1,31	1,50	1,12	0,97
	0,60	0,83	0,83	1,50
	0,78		1,09	
	1,80			
	1,20			

L'emploi de correctifs (régression par l'origine, régression à l'aide des moindres carrés pondérés) amène cependant naturellement à l'étude de la variable R/E en fonction de E et de diverses variables qualitatives, au premier rang desquelles se situe l'espèce ou le groupe d'espèces concernées, avec leurs caractéristiques propres de répartition spatiale susceptibles d'influencer l'observateur.

En effet la recherche d'une prédiction de R par une fonction f(E) passant par l'origine amène à poser f(E) = Eg(E) et l'emploi des moindres carrés pondérés par la variance de R pour estimer les paramètres inconnus de la fonction g amène à minimiser pour n couples observés (R_i, E_i)

$$\sum_{i=1}^n \frac{(R_i - f(E_i))^2}{aE_i^2} = \frac{1}{a} \sum_{i=1}^n \frac{(R_i - E_i g(E_i))^2}{E_i^2}$$

Soit à un facteur près

$$\sum_{i=1}^n \left[\frac{R_i}{E_i} - g(E_i) \right]^2$$

Si g(E) = constante, la meilleure estimation en sera la moyenne des R/E et l'on pourra donc étudier les valeurs de R/E dans différentes classes (espèce, date, valeur de E) par les techniques d'analyse de variance.

Si l'hypothèse de constance de R/E en fonction de E est écartée, g(E) peut être obtenu par régression (linéaire, ou polynomiale) de R/E en fonction de E ou par différentes constantes sur des intervalles de valeurs de E.

Pour résumer,

— La variance de R/E ne varie pas systématiquement avec E :

$$\text{Var} \left(\frac{R}{E} / E \right) = \frac{1}{E^2} \text{var} (R/E) = a$$

— Toute équation R/E = g(E) mène à R = E.g(E) qui pour E = 0 donne bien R = 0.

R/E présente en outre l'avantage d'être simplement interprété comme un « pourcentage », en général supérieur à 100 %, et devrait pouvoir être utilisé avec succès dans toute étude de ce type.

2. Résultats par espèce (fig. 8)

a) *Foulque*. Le tableau I donne 35 valeurs de R/E rangées dans un tableau à double entrée, selon la date du décompte et selon des classes de valeurs de E. 3 valeurs correspondant à d'autres mois n'ont pu être prises en compte.

Une analyse de variance à deux facteurs contrôlés (facteur *date*, facteur « valeurs de E ») à nombres inégaux de répétitions, a été réalisée selon les techniques proposées par Scheffé (1967, p. 112-119).

Le test d'interaction des deux facteurs (Scheffe, p. 113-115) conduit à un F de 0,43 (3 et 27 ddl) et l'hypothèse d'absence d'interaction est acceptée.

On teste alors les deux facteurs sous l'hypothèse d'additivité (Scheffe, p. 115-116), ce qui conduit aux tableaux d'analyse de la variance suivants :

	Somme de carrés	ddl	Variance	F
Facteur « E »	0,096375	3	0,03212	0,2628
Résiduelle	3,6114	30	0,12038	Non significatif
Facteur date	0,661087	1	0,661087	5,49166
Résiduelle	3,6114	30	0,12038	(P < 0,05)

Le test d'interaction des deux facteurs (Scheffé, p. 113-115) conduit à un F interaction (Scheffé, p. 117-118) conduit à des résultats similaires.

Nous accepterons donc l'hypothèse selon laquelle R/E dépend de la date du décompte, mais non de la valeur de E. Les estimations de R/E sont les moyennes des lignes du tableau I :

pour *Février* : 1,4227 ;
pour *Mars* : 1,12769

L'utilisation des approximations du test de Hartley (Dagnélie, p. 58-60) ne décèle aucune hétérogénéité des variances et la variance de R/E peut être estimée par la variance résiduelle 0,12038.

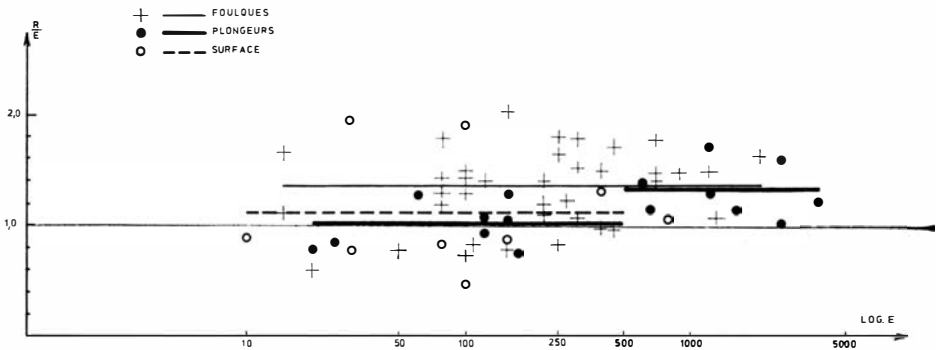


Fig. 8. — Relation entre le coefficient de correction R/E et la taille des groupes estimés, toutes dates confondues. Chez les foulques, ce coefficient (1,34) est indépendant des effectifs. Chez les plongeurs, il prend deux valeurs moyennes : 1,01 pour les groupes inférieurs à 500 et 1,33 pour les groupes supérieurs ou égaux à 500. Chez les canards de surface, il est de 1,13 pour les groupes inférieurs à 500.

Application à une estimation isolée

Dans la pratique, les décomptes de février peuvent être convertis en effectifs réels par la formule $R = 1,4227 \times E$. Ceux de mars par la formule $R = 1,12769 \times E$. Dans les deux cas, la variance de R est estimée par $E^2 \times 0,12038$, et l'écart type par $0,3470 \times E$.

Si la moyenne m et la variance σ^2 de R/E étaient connues exactement, l'hypothèse de normalité permettrait de munir chaque effectif converti R d'un intervalle de confiance au risque 5 % :

$$R = m E \pm 1,96 \sigma E$$

La moyenne et la variance n'étant connues que par leurs estimations \hat{m} (sur n points) et s^2 (avec n' degrés de liberté), la situation est un peu plus complexe.

Il est en effet possible d'estimer la variance de R conditionnellement à la valeur de \hat{m} : cette première estimation servira pour des comparaisons de décomptes convertis à l'aide d'une même équation.

Il est possible d'estimer une variance de R « dans l'absolu », tenant compte de l'imprécision de \hat{m} , obtenu sur un échantillon de taille finie ; cette seconde estimation servira aux calculs de précision lorsqu'il s'agira de chiffrer l'abondance réelle des oiseaux à telle ou telle période. Les deux cas seraient confondus si les échantillons photographiques de référence étaient infinis.

Si l'on convertit ces deux variances en intervalles de confiance, on obtient pour un effectif estimé E isolé :

Intervalle conditionnel :

$$R = \hat{m}.E \pm t_{0,05}(n') \times s \times E$$

Intervalle non conditionnel :

$$R = \hat{m}.E \pm \frac{n+1}{n} t'_{0,05}(n') \times s \times E$$

où $t'_{0,05}(n')$ est le seuil à 5 % d'une loi de Student à n' degrés de liberté. Ici $n = 22$ (Février) ou 13 (Mars) et $t_{0,05}(30) = 2,042$.

Les intervalles de confiance non conditionnels s'écrivent :

$$\begin{aligned} \text{en Février} \quad R &= 1,4227 \times E \pm 0,7245 \times E \\ \text{en Mars} \quad R &= 1,12769 \times E \pm 0,7353 \times E \end{aligned}$$

et pour le taux de conversion R/E on obtient :

	Minimum	Maximum
Février	0,6982	2,1472
Mars	0,3924	1,8630

Ainsi l'intervalle de confiance de R pour une troupe estimée à 100 individus en février est [70,218], ce qui ne doit décevoir en aucun cas comme nous allons le voir immédiatement.

Application à la conversion de décomptes globaux

Les larges fourchettes ci-dessus concernent des décomptes isolés : pour une série d'effectifs estimés $(E_i)_{i=1, \dots, n}$, la conversion de l'effectif total

$$E = \sum_{i=1}^n E_i$$

va utiliser la même formule

$$R_i = 1,4227 \text{ ou } 1,12769 \times E_i$$

selon le mois, soit après sommation :

$$\begin{aligned} R &= 1,4227 \times E \\ \text{ou} \quad &1,12769 \times E \end{aligned} \quad \text{selon le mois}$$

L'estimation d'un intervalle de confiance sur R sera basée sur l'indépendance des estimations E_i , que l'on peut accepter au moins en première approximation.

Sous cette hypothèse d'indépendance, la variance de R est la somme des variances de R_i :

$$\text{Var}(R) = \Sigma \text{Var}(R_i) = \sigma^2 \Sigma \times E_i^2 ;$$

elle est estimée par

$$s^2 \Sigma E_i^2 = 0,12038 \Sigma E_i^2$$

Il est donc indispensable de connaître le détail des effectifs estimés E_i qui vont jouer énormément sur la précision relative.

Comme précédemment, dans le cas où le coefficient de conversion est supposé connu, ou quand sa valeur n'intervient pas dans les calculs (comparaison de deux décomptes pour lesquels le même coefficient de conversion est supposé s'appliquer), on se référera à une variance conditionnelle de R ; l'intervalle de confiance conditionnel sera donné par :

$$R = \Sigma R_i = \hat{m} \Sigma E_i \pm t_{0,05}(n') \times s \sqrt{\Sigma E_i^2}$$

Dans le cas où la valeur de \hat{m} est utilisée, par exemple pour définir dans l'absolu le nombre d'individus hivernants, la variabilité propre de \hat{m} ajoute un terme à la variance. On se référera alors à un intervalle de confiance non conditionnel :

$$R = \Sigma R_i = \hat{m} \Sigma E_i \pm t_{0,05}(n') \times s \sqrt{\Sigma E_i^2} \times \sqrt{1 + \frac{1}{n} \frac{(\Sigma E_i)^2}{\Sigma E_i^2}}$$

Un dénombrement ayant livré en février 10 troupes de 100 foulques donnera un intervalle conditionnel de [1193, 1652] et un intervalle non conditionnel de [1152, 1693]. Pour 100 troupes de 10 foulques, on obtiendra :

$$\begin{array}{ll} \text{conditionnement} & : [1348, 1495] \\ \text{non conditionnement} & : [1252, 1593] \end{array}$$

L'effet de variabilité propre de \hat{m} , qui est encore une fois à négliger dans les comparaisons de décomptes, se propage, alors que la variabilité du processus d'estimation lui-même se réduit progressivement quand on additionne les résultats : on reconnaît dans la réduction de la deuxième source de variabilité, l'effet qui conduit l'observateur à fragmenter autant que possible l'estimation d'une troupe d'oiseaux importante en plusieurs troupes plus petites estimées séparément.

Nous verrons que dans les applications à des décomptes réels, les deux sources de variabilité auront des effets du même ordre de grandeur, et que, à l'échelle d'une région comme la Camargue, avec quelques dizaines de milliers d'oiseaux, la précision devient excellente, au-delà même peut-être de certains biais d'ordre biologique (évasion, omissions, etc.).

b) CANARDS PLONGEURS (*tableau II*)

L'analyse de variance à un facteur n'est pas significative ($F = 1,75$; ddl : 4 et 11). L'examen des résidus (écarts entre moyennes des classes et moyenne générale) montre qu'il s'agit probablement d'un défaut de puissance dû au faible nombre de données. Seuls les deux premiers résidus sont négatifs, combinaison la plus défavorable parmi les 10 façons de choisir deux objets parmi 5) à l'hypothèse selon laquelle la sous-estimation ne s'aggrave pas avec l'effectif estimé. Pour parer à cette difficulté, il est possible de rechercher une équation $R/E = a + bE$ au lieu de $R/E = Cte$. L'équation qui en résulte $R = aE + bE^2$ et les calculs de précision ne sont guère commodes à employer et nous préférons utiliser deux équations : $R/E = C_1$ et $R/E = C_2$ selon les valeurs de E .

TABLEAU II

16 valeurs de R/E observées pour les canards plongeurs, rangées par classes de valeurs de E (voir explications dans le texte).

$E \leq 120$	$150 \leq E \leq 170$	$600 \leq E \leq 650$	$1200 \leq E \leq 1500$	$2500 \leq E \leq 3500$
0,80	1,29	1,42	1,30	1,20
0,88	0,78	1,16	1,74	1,04
1,30	1,07		1,15	1,60
1,04				
0,93				

Il n'a pas été possible de tester l'effet éventuel du mois de décompte à cause du faible nombre de données.

Le traitement et les estimations deviennent après groupement en deux classes :

$$E < 500 \quad R/E = 1,01125 \quad s^2 = 0,04104$$

$$E \geq 500 \quad R/E = 1,32625 \quad s^2 = 0,0588$$

La comparaison des deux variantes n'étant pas significative, on utilisera l'estimation commune $s^2 = 0,04996$ à 14 ddl. La comparaison des deux moyennes obtenues par ce regroupement est alors significative.

La conversion en effectifs réels de 3 000 canards estimés sous la forme de 2 troupes de 1 000, 3 troupes de 300 et une troupe de 100 se fait comme :

$$\hat{R} = 2 \times 1\,000 \times 1,32625 + (3 \times 300 + 100) \times 1,01125 = 3664$$

la variance conditionnelle estimée est

$$0,04996 \times (2 \times 1\,000^2 + 3 \times 300^2 + 100^2) = 113908,8$$

et l'intervalle de confiance conditionnel construit à l'aide d'un $t_{0,05}(14) = 2,145$ est [2940, 4388].

Les intervalles de confiance non conditionnels seront obtenus par une technique similaire à celle employée pour les foulques,

tenant compte de l'emploi simultané de deux équations de conversion.

c) CANARDS DE SURFACE (*tableau III*)

Le faible nombre de données oblige à une discussion essentiellement qualitative qui sera largement nourrie des concepts mis en place à propos des deux exemples précédents. La moyenne des 8 valeurs de R/E pour $E < 500$ est 1,126. Leur variance (0,29) et la variance des 9 valeurs (0,25632) sont notablement plus élevées que celle des canards plongeurs.

TABLEAU III

9 valeurs de R/E observées pour les canards de surface, rangées par valeurs de E
(voir explications dans le texte).

E	10	30	30	80	100	100	150	400	800
$\frac{R}{E}$	0,90	0,77	1,93	0,84	0,48	1,92	0,87	1,33	1,09

III. — EXPLOITATION. DISCUSSION

L'objectif à atteindre est de déterminer à partir des effectifs estimés la meilleure prédiction des effectifs réels, et les limites à l'intérieur desquelles elle se situe. On définit ainsi la justesse (coefficient de correction R/E) et la fidélité (intervalle de confiance) de l'estimation.

A) Applications aux groupes d'espèces

Les foulques sont étudiées tout d'abord car elles fournissent le plus grand nombre de données.

1) FOULQUES (fig. 9, *tableau IV*)

L'analyse statistique permet de calculer pour les dénombrements de février et mars la valeur de R :

$$\text{en février } R = 1,42 E$$

$$\text{en mars } R = 1,13 E$$

et un intervalle de confiance à l'aide des techniques indiquées en II B. La différence observée entre février et mars est liée de toute évidence à l'apparition d'un comportement pré-reproducteur en mars qui se traduit par une dispersion des foulques en groupes de petite taille. En revanche la valeur de février traduit un comportement hivernal grégaire que l'on retrouve de septembre à février

TABLEAU IV

*Résultats de douze décomptes de foulques
(voir explications dans le texte).*

Date du dénombrement	ΣE_i = effectif estimé total	ΣR_i = effectif converti total.	$\frac{\Sigma R_i}{\Sigma E_i}$ = Taux de conversion	Intervalle de confiance conditionnel au risque 5 % ΣR_i min=valeur ΣE_i minimale du taux de conversion	Intervalle de confiance conditionnel au risque 5 % ΣR_i max=valeur ΣE_i maximale du taux de conversion	Précision relative (1/2 longueur relative de l'intervalle de confiance conditionnel au risque 5 %)	Précision relative non conditionnelle (1/2 longueur relative de l'intervalle de confiance non conditionnel au risque 5 %)
NOVEMBRE 1976	25 175	36 585	1,423	1,268	1,578	0,109	0,152
DECEMBRE 1976	24 440	34 771	1,423	1,306	1,540	0,082	0,134
JANVIER 1977	19 800	28 170	1,423	1,275	1,571	0,104	0,149
FEVRIER 1977	13 635	13 399	1,423	1,275	1,571	0,104	0,148
MARS 1977	5 646	6 367	1,128	0,983	1,273	0,129	0,216
SEPTEMBRE 1977	22 155	31 520	1,423	1,266	1,580	0,110	0,153
OCTOBRE 1977	20 170	28 696	1,423	1,280	1,566	0,100	0,146
NOVEMBRE 1977	20 638	29 362	1,423	1,317	1,529	0,074	0,130
DECEMBRE 1977	29 095	41 394	1,423	1,293	1,553	0,091	0,141
JANVIER 1978	19 645	27 949	1,423	1,308	1,538	0,081	0,133
FEVRIER 1978	13 667	19 444	1,423	1,297	1,549	0,089	0,138
MARS 1978	8 484	9 567	1,128	1,009	1,247	0,105	0,204

(fig. 2) et qui est souligné par les 3 valeurs très voisines de décembre et janvier (moyenne R/E = 1,52). Des considérations biologiques nous autorisent au moins provisoirement à retenir la valeur de février comme coefficient de correction pour les 6 premiers mois de l'hivernage.

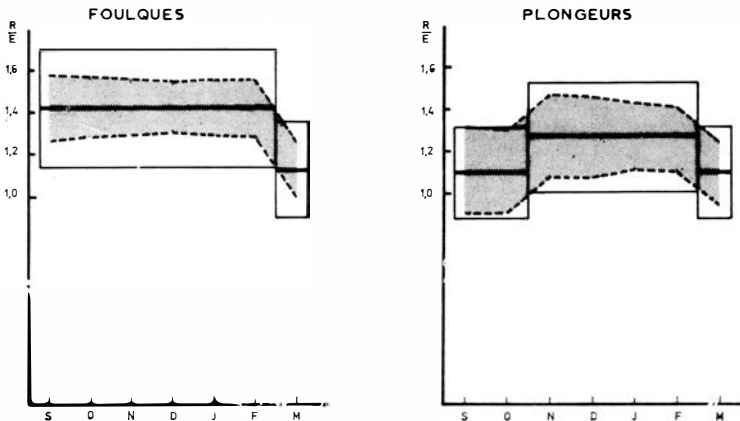


Fig. 9. — Application des équations de conversion aux données de 1976-77 et 1977-78 pour les foulques et les canards plongeurs. Valeurs du coefficient de correction R/E et de sa marge d'erreur selon les mois. En grisé, intervalle de confiance conditionnel (cf. analyse statistique et tableaux IV et V). Les valeurs moyennes (traits gras) retenues pour les foulques sont : R/E = 1,42 de septembre à février et 1,13 en mars. Pour les plongeurs R/E = 1,11 pendant les périodes pré- et post-hivernales et 1,28 de novembre à février. Dans les deux cas, la marge d'erreur est de $\pm 20\%$ (rectangle).

L'intervalle de confiance se trouve d'autant plus réduit que le nombre d'estimations est plus élevé et que l'effectif de chaque groupe est plus faible. En pratique, sur 12 résultats, sa demi-longueur varie de 8 à 13 % pour l'intervalle conditionnel, et de 13 à 22 % pour l'intervalle non conditionnel. Pour simplifier, on peut raisonnablement penser que les effectifs de foulques estimés lors des dénombrements aériens permettent de calculer R selon :

$$R = 1,42 E \text{ de septembre à février}$$

$$R = 1,13 E \text{ en mars}$$

avec une marge d'erreur de $\pm 20\%$.

2) CANARDS PLONGEURS (fig. 9, tableau V)

Le coefficient de correction R/E prend 2 valeurs significativement différentes (malgré le petit nombre de données) selon la taille des groupes estimés (cf. fig. 4) :

$$\text{pour } E < 500 \quad R = 1,01 E \quad \text{et pour } E \geq 500 \quad R = 1,33 E$$

L'application de ces équations de conversion aux données de dénombrements pour lesquels le détail des groupes est connu (1976-77 et 1977-78) permet d'obtenir une seule valeur globale de R/E pour chaque mois assortie comme précédemment d'un intervalle de confiance (tableau V).

Pendant les mois de novembre, décembre, janvier et février, le coefficient de correction R/E varie très peu (1,26 à 1,30). On peut lui donner une valeur moyenne (1,28) qui caractérise la période hivernale pendant laquelle les effectifs sont élevés et distribués essentiellement en groupes de grande taille.

En septembre, octobre et mars R/E varie entre 1,09 et 1,12. Sa valeur moyenne 1,11 caractérise les périodes pré- et post-hivernales pendant lesquelles les effectifs sont faibles et distribués en petits groupes. Dans les deux cas, l'intervalle de confiance de R/E est au maximum de $\pm 18\%$ (intervalle conditionnel) et de $\pm 21\%$ (intervalle non conditionnel). Nous retiendrons $\pm 20\%$ dans les calculs ultérieurs.

3) CANARDS DE SURFACE (tableau VI, fig. 10)

Nous ne disposons que de 9 couples (R, E) qui échappent donc à une analyse statistique détaillée. Parmi ces 9 valeurs, 8 ont été obtenues sur des groupes de taille inférieure à 500 et permettent de calculer un R/E moyen égal à 1,13 (variance 0,29) (cf. fig. 8).

Une première solution qui semblerait acceptable serait d'utiliser les coefficients de conversion des plongeurs : chez les canards de surface comme chez les plongeurs, l'effet *taille de groupe* est

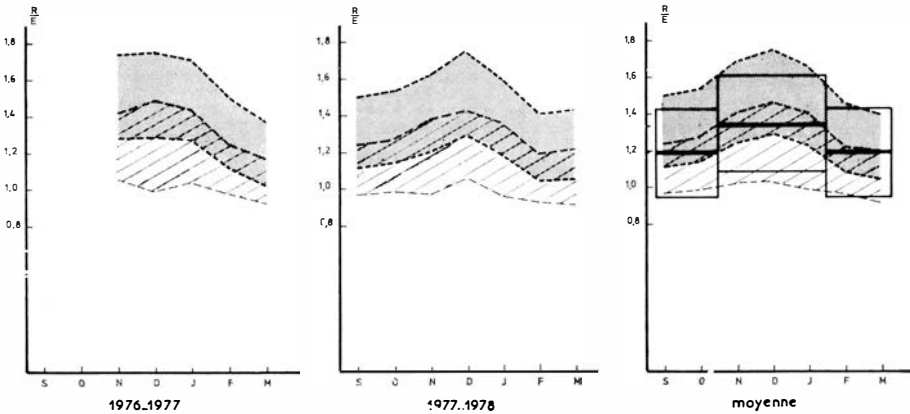


Fig. 10. — Application des équations de conversion aux données de 1976-77 et 1977-78 pour les canards de surface. Valeur du coefficient de correction R/E et de sa marge d'erreur selon les mois. Faute de données photographiques statistiquement utilisables, une hypothèse basse (hachures) et une hypothèse haute (grisé) fournissent les limites extrêmes et permettent de définir des valeurs moyennes de R/E (traits gras) : 1,18 pendant les périodes pré- et post-hivernales et 1,34 de novembre à janvier. Les rectangles représentent les $\pm 20\%$ de marge d'erreur.

TABLEAU V

*Résultats de douze décomptes de canards plongeurs
(voir explications dans le texte).*

Date du dénombrement	ΣE_i = effectif estimé total	ΣR_i = effectif converti total	$\frac{\Sigma R_i}{\Sigma E_i}$ = Taux de conversion	Intervalle de confiance conditionnel au risque 5 % ΣR_i min=valeur minimale du taux de conversion	Intervalle de confiance conditionnel au risque 5 % ΣR_i max=valeur maximale du taux de conversion	Précision relative (1/2 longueur relative de l'intervalle de confiance conditionnel au risque 5 %)	Précision relative non conditionnelle (1/2 longueur relative de l'intervalle de confiance non conditionnel au risque 5 %)
NOVEMBRE 1976	11 630	14 974	1,288	1,085	1,491	0,158	0,196
DECEMBRE 1976	12 240	15 685	1,281	1,091	1,471	0,148	0,188
JANVIER 1977	17 810	23 113	1,298	1,167	1,429	0,101	0,156
FEVRIER 1977	8 715	11 002	1,262	1,108	1,416	0,122	0,165
MARS 1977	3 191	3 479	1,090	0,936	1,244	0,141	0,187
SEPTEMBRE 1977	1 742	1 951	1,120	0,920	1,320	0,179	0,211
OCTOBRE 1977	2 770	3 085	1,114	0,921	1,307	0,174	0,208
NOVEMBRE 1977	10 245	13 085	1,277	1,099	1,455	0,140	0,180
DECEMBRE 1977	11 150	14 142	1,268	1,090	1,446	0,142	0,181
JANVIER 1978	11 135	14 095	1,266	1,091	1,441	0,138	0,177
FEVRIER 1978	9 476	11 945	1,261	1,094	1,428	0,132	0,177
MARS 1978	4 410	4 869	1,104	0,972	1,240	0,124	0,170

à nos yeux déterminant pour l'estimation des effectifs et son importance est renforcée par l'abondance des grands groupes. Cependant nous savons que les conditions d'estimation propres aux canards de surface (rapidité d'exécution, groupes plurispécifiques, envols, groupes lâches...) se traduisent très certainement par une plus forte sous-estimation. L'emploi des équations de conversion « plongeurs » ne peut donc constituer qu'une *hypothèse basse*. Encore faut-il, pour le calcul des intervalles de confiance, tenir compte de l'extrême variabilité des estimations : la variance calculée plus haut étant 6 fois plus grande que celle des canards plongeurs, les intervalles de confiance verront leur longueur multipliée par $\sqrt{6} = 2,45$ (la précision relative est alors de l'ordre de 15 %, cf. tableau VI).

TABLEAU VI

Résultats de 12 dénombrements de canards de surface.

- (1) *Dates des dénombrements.*
Hypothèse basse : coefficients de conversion conditionnels des canards plongeurs et variance des canards de surface.
- (2) *Intervalle de confiance conditionnel au risque de 5 % : R/E min. = valeur minimale du coefficient de conversion.*
- (3) *Coefficient de conversion moyen.*
- (4) *Coefficient de conversion maximum au risque de 5 %.*
- (5) *Précision relative conditionnelle en % (= demi-longueur de l'intervalle de confiance conditionnel au risque de 5 %).*
Hypothèse haute : paramètres empiriques et précision relative de 15 %.
- (6) (7) et (8) *Valeurs minimales, moyennes et maximales du coefficient de conversion.*

(1)	HYPOTHESE BASSE			
	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\frac{R}{E} \text{ min}$	$\frac{R}{E}$	$\frac{R}{E} \text{ max}$	%
NOV 76	1.06	1.24	1.42	14
DEC 76	1.00	1.24	1.49	19
JAN 77	1.02	1.23	1.43	16
FEV 77	0.98	1.11	1.25	12
MAR 77	0.91	1.04	1.18	13
SEP 77	0.98	1.11	1.23	12
OCT 77	0.99	1.13	1.28	13
NOV 77	0.97	1.18	1.38	18
DEC 77	1.09	1.24	1.40	12
JAN 78	0.97	1.16	1.36	16
FEV 78	0.92	1.06	1.20	13
MAR 78	0.90	1.07	1.24	16
\bar{m}				14.5

HYPOTHESE HAUTE		
(6)	(7)	(8)
$\frac{R}{E} \text{ min}$	$\frac{R}{E}$	$\frac{R}{E} \text{ max}$
1.29	1.51	1.74
1.29	1.52	1.75
1.27	1.49	1.71
1.12	1.32	1.51
1.02	1.20	1.38
1.11	1.30	1.50
1.14	1.34	1.54
1.20	1.41	1.62
1.29	1.52	1.75
1.18	1.39	1.60
1.04	1.23	1.41
1.05	1.24	1.43

La seconde solution consiste à hausser empiriquement les coefficients de conversion des plongeurs pour tenir compte des remarques précédentes.

Pour les groupes inférieurs à 500, nous estimons que le coefficient de correction peut varier de 1,0 (cf. plongeurs) à 1,3 : R/E moyen = 1,15. Pour les groupes supérieurs ou égaux à 500, ce coefficient n'est certainement pas inférieur à celui trouvé pour les plongeurs (1,3) et nous estimons qu'il ne peut être supérieur à 2 : R/E moyen = 1,65. Les résultats ainsi obtenus (tableau VI) assortis d'un intervalle de confiance basé sur celui obtenu précédemment ($\pm 15\%$) constituent l'hypothèse haute.

Les résultats de ces deux hypothèses (fig. 6, tableau VI) mettent en évidence la similitude des profils saisonniers et la constance et l'importance du chevauchement des intervalles de confiance. Dans un premier temps, le seul moyen d'obtenir un modèle opératoire est de choisir une hypothèse de travail intermédiaire entre les deux précédentes. On remarquera à cet effet que 2 périodes se distinguent en accord avec les distributions d'effectifs (fig. 6) :

— une période pré- et post-hivernale (septembre-octobre et février-mars) caractérisée par une faible sous-estimation (faibles effectifs, groupes relativement petits) : R/E = 1,18 ;

— une période hivernale (novembre-décembre-janvier) caractérisée par une forte sous-estimation (forts effectifs, groupes importants) : R/E = 1,34.

Ces valeurs de R/E n'ont plus de signification statistique mais constituent des approximations (« guess-estimates » des Anglo-Saxons) permettant d'exploiter au mieux les résultats des années antérieures. De la même façon, il n'est plus possible de parler d'intervalle de confiance et une fourchette approchée de $\pm 20\%$ nous servira simplement à définir des « gardes-fous », limites à l'intérieur desquelles vont varier les effectifs.

B) Remarques

Les équations de conversion obtenues seront appliquées aux dénombrements camarguais des années passées, c'est-à-dire que nous allons appliquer à de nouveaux jeux de données, un modèle ajusté à des données de référence. Le respect des hypothèses du modèle pour les nouveaux jeux de données ne peut être testé : il faut donc se livrer à un examen critique de ces hypothèses. Nous nous contenterons d'énoncer ici les questions que le biologiste peut poser à ce sujet et les éléments de réponse que nous avons, pour bien marquer le caractère préliminaire de ces applications. Certains de ces points ont d'ailleurs déjà été soulignés en I A 2.

1. — Applications des équations à de grandes troupes par extrapolation. Ce phénomène est d'autant plus gênant qu'il concerne surtout les canards de surface au cœur de l'hiver, c'est-à-dire le groupe d'espèces le plus abondant.

2 — Indépendance des estimations. L'estimation des variances (et donc des intervalles de confiance) est basée sur l'indépendance des estimations au cours d'un même dénombrement. Cette indépendance ne serait notamment pas respectée si l'ordre de présentation des groupes avait un effet sur les performances de l'observateur, phénomène que nous ne pouvons pas contrôler pour l'instant. D'autre part, pour respecter cette hypothèse d'indépendance, dans les quelques cas de grands groupes plurispécifiques pour lesquels l'estimation des effectifs a porté d'abord sur le total puis sur les proportions des différentes espèces, nous avons pris la précaution de réaliser les calculs sur l'effectif total.

3. — Effet jour. Dès lors que l'on utilise des équations hors de la période où elles ont été établies, on doit s'interroger sur l'identité des conditions de travail (luminosité, conditions de vol... mais aussi état personnel de l'observateur). L'observation des couples (R, E) au cours de plusieurs missions effectuées dans des conditions différentes fait rentrer en partie ce facteur dans les effets aléatoires que traduit la variance résiduelle. Il en sera autrement pour l'extrapolation à d'autres années.

4. — Normalité des distributions. Les intervalles de confiance sont construits sous l'hypothèse de normalité des distributions. Nous soupçonnons cependant une légère dissymétrie qui se traduit par l'apparition de temps à autre de fortes valeurs de R/E.

Ces différentes questions nous conduisent toutes à regarder avec prudence les fourchettes globales de conversion.

IV. — CONCLUSION

Nous avons tenté de définir la fiabilité de dénombrements aériens réalisés par *un observateur sur une région particulière*. Les données obtenues s'appliquent à cet observateur et à cette région. Elles ne sont pas définitives mais très encourageantes pour les possibilités de la méthode et pour les résultats qu'elle fournit.

1) Avec les années de référence 1976-77 et 1977-78 on sait que :

— Le coefficient de correction varie de 1,1 à 1,4 selon les groupes d'espèces et les périodes. La sous-estimation est donc générale et assez faible et cette tendance est probablement caractéristique des dénombrements de ce type.

— La marge d'erreur sur l'effectif total des dénombrements est faible ($\pm 20\%$ pour toutes les espèces) en raison du grand nombre de groupes estimés.

— Ces chiffres apportent un correctif à l'erreur la plus importante qui est l'estimation de l'effectif des groupes d'oiseaux. Mais ils n'intègrent pas tous les biais liés à la méthode des dénom-

brements aériens. Rappelons que les pertes dues à ces biais ne semblent pas pouvoir dépasser 10 % du total estimé de septembre à février. En mars, elles sont plus difficiles à évaluer à cause de la grande dispersion des reproducteurs (en particulier colverts *Anas platyrhynchos* et foulques) et pourraient être alors plus importantes.

2) L'exploitation des équations de conversion pour les années antérieures appelle quelques remarques :

— L'analyse des fluctuations d'abondance doit se faire de deux façons différentes. Si l'on cherche à comparer des effectifs obtenus pendant des mois appartenant à la même période (hivernale ou pré/post-hivernale), le coefficient de correction étant unique dans ces périodes, la comparaison peut porter directement sur les effectifs estimés assortis de 20 % de marge d'erreur. Si l'on cherche à comparer des effectifs obtenus pendant des mois appartenant à deux périodes différentes, la comparaison se fait à partir des effectifs réels $\pm 20\%$.

— Les coefficients R/E ont été calculés pendant une période donnée et leur application aux données antérieures implique l'hypothèse de leur stabilité dans le temps. Cette hypothèse ne peut être vérifiée statistiquement, mais les seules données disponibles sont très encourageantes : 3 photos de foulques (d'effectifs réels 535, 667 et 1 120 individus) prises pendant un dénombrement aérien de février 1966 donnent un coefficient moyen de 1,50, valeur bien située à l'intérieur des limites calculées.

— Les marges d'erreur sont essentiellement fonction du nombre des groupes estimés. Nous avons vu que leur profil saisonnier au cours des 2 hivers de référence est stable en dépit des variations de ces nombres de groupes et nous savons que ces variations sont du même ordre chaque année. Ceci nous permet d'admettre sans risque ces marges d'erreur pour les années antérieures.

— Les résultats obtenus n'ont pas de signification spécifique : ils ne permettent pas d'analyser les fluctuations d'abondance d'une espèce en particulier. A cause des difficultés d'estimation des groupes plurispécifiques, les marges d'erreur calculées pour chaque espèce pourraient être plus grandes que celles retenues globalement.

3) Concrètement, l'utilisation de ces résultats va mettre en évidence 2 aspects :

— les effectifs réels sont plus élevés que les effectifs estimés, ce qui accroît d'autant la valeur que l'on peut accorder à la capacité d'accueil de la région ;

— les écarts observés sur les effectifs entre faibles et fortes valeurs s'accroissent au niveau des effectifs réels aussi bien pour les fluctuations annuelles que saisonnières. Dans le dernier cas,

la courbe (classiquement « en cloche ») des effectifs de septembre à mars devient plus accusée.

4) Ce type d'analyse est à poursuivre pour deux raisons principales :

- contrôler l'évolution de l'observateur dans sa façon d'estimer les effectifs ;
- vérifier et améliorer ces premiers résultats car les analyses ont porté essentiellement sur les foulques, mais sont incomplètes pour les canards plongeurs et surtout pour les canards de surface. Or ces derniers représentent 60 à 80 % des effectifs totaux de canards et de foulques, et leur type de distribution rend leur dénombrement plus difficile, comme la réalisation de photographies exploitables.

Malgré ces réserves, il est désormais possible de connaître avec une précision satisfaisante la taille réelle des populations de canards et de foulques hivernant en Camargue et de mesurer avec sécurité leurs fluctuations d'abondance.

RESUME

L'évolution des effectifs totaux de canards et de foulques hivernant en Camargue est suivie par des dénombrements mensuels aériens depuis 1964. Ces dénombrements sont de type exhaustifs. Une série de tests photographiques réalisés en 1976-77 pendant ces vols a permis de mesurer la liaison entre les effectifs E estimés par l'observateur et les effectifs réels R comptés sur les diapositives (63). Le degré de la liaison est exprimé par le coefficient de correction R/E (justesse de la mesure) et par la marge d'erreur (fidélité de la mesure) selon un modèle statistique élaboré à partir des nombreuses données de foulques et repris avec les données moins nombreuses de canards plongeurs et de surface. Ce modèle permet d'exploiter au mieux le caractère répétitif des estimations lors d'un dénombrement et d'améliorer sensiblement la justesse et la fidélité du compte total. Il intègre les notions de distribution spatiale des oiseaux et d'importance de leurs effectifs.

Pour les foulques, le coefficient de correction calculé est de 1,42 de septembre à février et de 1,13 en mars. Pour les canards, des modèles opératoires dérivés du modèle statistique ont dû être utilisés. Ils donnent chez les plongeurs un coefficient de correction de 1,11 en début et en fin de saison (effectifs faibles et oiseaux plutôt dispersés) et de 1,28 de novembre à février (effectifs élevés et oiseaux grégaires). Chez les canards de surface, ce coefficient est de 1,18 en début et en fin de saison et de 1,34 de novembre à janvier. Dans tous les cas la marge d'erreur est de $\pm 20\%$.

Ces résultats permettent de connaître avec une précision satisfaisante la taille réelle des populations dénombrées et de mesurer avec sécurité les fluctuations d'abondance les plus grandes. D'autres séries de tests doivent permettre de vérifier et améliorer ces résultats, en particulier pour les canards de surface.

SUMMARY

The changes in abundance of the ducks and coots wintering in the Camargue have been estimated by monthly air counts since 1964. A series of control trials ($n=63$) was conducted in 1976 and 1977 to estimate the reliability of the air counts and to calculate the relationship between the numbers estimated from the air by an observer (E) and the actual numbers of individuals counted on color slides (R) of the same bird flocks. The degree of relationship between the two figures is expressed by a correction coefficient (R/E) expressing the accuracy of the measurement, and by a margin of error based upon a statistical model, which indicates the reliability of the measurement. The proposed model is based upon the numerous data available for coots, and it has been extended to populations of diving- and surface-feeding ducks. This model makes the best possible use of the various estimates made during a same census; it also integrates the spatial distribution of the birds and their numbers.

For coots, the R/E ratio is 1.42 from September to February, and 1.13 in March. Working models derived from the statistical one had to be used for ducks. For diving ducks the correction coefficient is 1.11 early and late in season when ducks are few and scattered; it reaches 1.28 from November to February when they live in large flocks. For surface-feeding ducks, the R/E ratio is 1.18 early and late in season, and 1.34 from November to January. In all cases the margin of error is about 20 %.

REMERCIEMENTS

Nous remercions la Direction des Centres d'Essais en Vol qui assure gracieusement la réalisation de ces vols de dénombrement et exprimons toute notre reconnaissance au personnel du CEV d'Istres, et en particulier aux pilotes qui apportent la meilleure qualité au travail que nous leur demandons tout en garantissant le maximum de sécurité. Nous remercions également M. Gilbert Mistral-Bernard qui a effectué ces vols pendant les trois premières années et continue de le faire occasionnellement avec beaucoup de compétence et d'amabilité.

BIBLIOGRAPHIE

BLONDEL, J. (1969). — Méthodes de dénombrement des populations d'oiseaux, p. 97-151 in Lamotte M. et Bourlière F. : *Problèmes d'échantillonnage des peuplements animaux des milieux terrestres*. Masson, Paris.

- CAUGHLEY, G. et GODDARD, J. (1972). — Improving the estimates from inaccurate censuses. *J. Wildl. Manag.*, 36 : 135-140.
- BOYD, H. (1961). — The gannetry of St Kilda. *J. Anim. Ecol.*, 30 : 117-136.
- DAGNÉLIE, P. (1970). — *Théories et méthodes statistiques*. Vol. II. *Les Méthodes de l'inférence statistique*. Duculot, Gembloux, 451 p.
- FRONTIER, S. (1969). — Sur une méthode d'analyse faunistique rapide de zooplancton. *J. exp. mar. Biol. Ecol.*, 3 : 18-26.
- GOETHE, F. (1961). — A survey of moulting Shelduck on Knechtsand. *Brit. Birds*, 54 : 106-115.
- GRZYMECK, M. et GRZYMECK, B. (1960). — Flamingoes censused in East Africa by aerial photography. *J. Wildl. Manag.*, 24 : 215-217.
- HARRIS, M.P. et LLOYD, C.S. (1977). — Variations in counts of sea birds from photographs. *Brit. Birds*, 70 : 200-205.
- HOFFMANN, L. et PENOT, J. (1955). — Premier recensement des canards hivernant en Camargue. *Terre et Vie*, 9 : 315-320.
- JOENSEN, A.H. (1968). — Wildfowl counts in Denmark in November 1967 and January 1968. Methods and results. *Dan. Rev. Game Biol.*, 5 (5) : 72 p.
- JOENSEN, A.H. (1974). — Waterfowl populations in Denmark. 1965-1973. *Dan. Rev. Game Biol.*, 9 (1) : 206 p.
- JOLLY, G.M. (1969). — The treatment of errors in aerial counts of wildlife populations. *East Afr. Agr. For. Jour., Sp. Issue*, 1969 : 50-55.
- KADLEC, J.A. et DRURY, W.H. (1968). — Aerial estimation of the size of gull breeding colonies. *J. Wildl. Manag.*, 32 : 287-293.
- MATTHEWS, G.V.T. (1960). — An examination of basic data from wildfowl counts. *XII Int. Orn. Congr.* : 483-491.
- SAPIN-JALOUSTRE, J. et CENDRON, J. (1953). — Une technique de dénombrement et d'étude d'une rookerie de Manchots Adélie par la photographie systématique. *Terre et Vie*, 7 : 1-25.
- SCHEFFÉ, H. (1967). — *The analysis of variance*. 5^e Edit. Wiley, New York, XVI et 477 p.
- SEBER, G.A.F. (1973). — *The estimation of animal abundance and related parameters*. Griffin, London, XII et 506 p.
- SINCLAIR, A.R. (1973). — Population increases of Buffalo and Wildbeest in the Serengeti. *E. Afr. Wildl. J.*, 11 : 93-107.
- TAMISIER, A. (1965). — Dénombrements d'Anatidés hivernant en Camargue (hiver 1964-65). *Alauda*, 33 : 265-293.
- WATSON, R.W. (1969). — Aerial photographic methods in censuses of animals. *E. Afr. Agr. For. J., Sp. Issue*, 1969 : 32-37.