

## IMPORTANCE DE LA PRISE EN COMPTE DE LA PROBABILITÉ DE DÉTECTION LORS DE L'ESTIMATION DE LA TAILLE DES POPULATIONS D'OISEAUX D'EAU

Christophe BARBRAUD <sup>(1)</sup>, Damien COHEZ <sup>(2)</sup>,  
Pierre DEFOS DU RAU <sup>(3)</sup>, Michel GAUTHIER-CLERC <sup>(2)</sup>,  
Guillaume GELINAUD <sup>(4)</sup>, Heinz HAFNER <sup>(5)</sup>,  
Yves KAYSER <sup>(2)</sup>, Jean-Yves MONDAIN-MONVAL <sup>(3)</sup>

### INTRODUCTION

L'estimation de la taille des populations à partir des recensements constitue un outil crucial pour établir les statuts et priorités de conservation des espèces (Karanth & Nichols, 1998 ; Kéry, 2002 ; Thompson, 2002). Cependant, très peu d'études prennent en compte la probabilité de détection (ou détectabilité) des espèces cibles, c'est-à-dire la probabilité de détecter un individu lorsqu'il est présent dans la zone d'étude, lors des estimations d'abondance (Rosenstock et al., 2002). Ceci risque d'aboutir à des estimateurs d'abondance biaisés (Nichols et al., 2000), et par conséquent à des statuts et des priorités de conservation inadéquats. De nombreuses études utilisent des indices d'abondance relatifs, mais l'hypothèse de proportionnalité constante entre l'indice

d'abondance relatif et l'abondance réelle est très rarement testée. Cette hypothèse se traduit en fait par l'hypothèse de la constance de la probabilité de détection. Cependant, il est probable que souvent la probabilité de détection des individus ou des espèces varie en fonction de la météo, de l'habitat, de l'observateur (Norwell et al., 2003 ; Diefenbach et al., 2003) ou d'autres facteurs.

Dans cette étude, nous estimons la probabilité de détection de deux espèces cryptiques et de trois autres espèces plus visibles. Nous évaluons les effets de l'habitat et de l'observateur sur les estimateurs de détectabilité. Nous utilisons la méthode du double observateur pour estimer la probabilité de détecter les nids du Crabier chevelu *Ardeola ralloides* en Camargue et de trois espèces d'oiseaux marins dans les

(1) : Centre d'Etudes Biologiques de Chizé, UPR 1934 CNRS,  
F - 79360 VILLIERS-EN-BOIS

Courriel : barbraud@cebc.cnrs.fr

(2) : Station Biologique de la Tour du Valat, Le Sambuc, F - 13200 ARLES

(3) : Office National de la Chasse et de la Faune Sauvage, CNERA-Avifaune Migratrice, Le Sambuc, F - 13200 ARLES

(4) : Bretagne Vivante – SEPNB, Réserve Naturelle des Marais de Séné, Brouel-Kerbihan, F - 56860 SENE

(5) : Mas Petit Badon, F - 13129 SALIN DE GIRAUD

îles du Morbraz, le Goéland argenté *Larus argentatus*, le Goéland brun, *L. fuscus* et le Goéland marin *L. marinus*. Nous utilisons également une autre approche par capture-marquage-recapture pour estimer la probabilité de détection des nichées de Nette rousse *Netta rufina* en Camargue.

## MÉTHODOLOGIE

Différentes probabilités de détection ont été estimées. Pour le Crabier chevelu nous avons estimé la probabilité de détecter un nid avec des poussins ou des œufs. Pour les trois espèces de goélands nous avons estimé la probabilité de détecter des nids avec des œufs. Enfin, pour la Nette rousse nous avons estimé la probabilité de détecter des nichées (un parent accompagné de poussins) sur des plans d'eau.

*Crabier chevelu* : l'étude a été effectuée en Camargue, site majeur de reproduction de cette espèce en France, où les effectifs reproducteurs sont dénombrés chaque année depuis plus de 30 ans (Hafner et al., 2001). Les dénombrements ont été effectués en juin 2002 dans trois colonies mixtes de Crabier chevelu, d'Aigrette garzette *Egretta garzetta*, de Héron garde-bœufs *Bubulcus ibis*, de Bihoreau gris *Nycticorax nycticorax* et de Héron cendré *Ardea cinerea*. Les colonies étaient situées dans des bois de Tamaris *Tamarix gallica*, d'Ormes *Ulmus campestris*, et de Frêne *Fraxinus* sp., souvent entourés d'eau. Nous avons utilisé la méthode du double observateur (Nichols et al., 2000, Barbraud et al., sous presse): deux observateurs entraient dans la colonie en suivant une ligne matérialisée par un ruban coloré. Un observateur primaire notait et marquait à l'aide de marques de couleur chaque nid de Crabier ob-

servé. Un observateur secondaire suivait l'observateur primaire et notait les nids marqués par l'observateur primaire, ainsi que les nids observés par l'observateur secondaire mais non marqués (ratés) par l'observateur primaire. Les observateurs alternaient dans la mesure du possible les rôles d'observateur primaire et secondaire. Les données ont été analysées à l'aide du logiciel DOBSERV (Hines, 2000) et nous avons testé l'effet observateur sur la détectabilité des nids.

*Goélands* : le travail de terrain a été effectué en Bretagne du 18 mai au 6 juin 2002, période durant laquelle le maximum de nids sont occupés par des œufs (Henry et Monnat, 1981). Nous avons également utilisé la méthode du double observateur, et ce dans neuf colonies de reproduction situées sur des îlots satellites de Belle-Ile et de l'île d'Houat. Les îlots étaient recouverts de végétation plus ou moins hautes (principalement *Erica* spp. et *Dactylis* spp.) et de zones rocheuses. Toutes les colonies sauf une étaient situées sur des zones plates, et étaient occupées par au moins deux espèces. Les nids de toutes les espèces ont été regroupés dans l'analyse. Dans chaque colonie, des binômes d'observateurs (primaire et secondaire) étaient désignés et le même protocole que celui appliqué au Crabier chevelu a été utilisé. A la différence du Crabier nous avons pu tester l'effet de covariables (colonie et hauteur de végétation) sur les probabilités de détection, en plus de l'effet observateur.

*Nette rousse* : l'étude a été effectuée en Camargue, un site de reproduction majeur de l'espèce en France (Boutin, 1994 ; Dehorter & Rocamora, 1999). L'objectif initial de l'étude sur la Nette rousse était d'estimer

la taille de la population camarguaise, et le plan d'échantillonnage est détaillé dans Defos du Rau et al. (2003). Brièvement, pour estimer la probabilité de détection nous avons utilisé un échantillon non aléatoire d'étangs dans lesquels les densités de Nette rousse étaient *a priori* suffisamment élevées pour l'estimation. Nous avons ensuite tiré au sort un échantillon aléatoire d'étangs dans lesquels des dénombrements de Nette rousse ont été effectués. Ces dénombrements ont été corrigés par la probabilité de détection et nous avons ensuite estimé des densités de Nette rousse par hectare. Ces densités ont été extrapolées à l'ensemble de la Camargue à l'aide d'un système d'information géographique en se basant sur les variables d'habitat déterminant la présence de la Nette rousse (Defos du Rau et al., manuscrit non publié). Un échantillon non aléatoire de 33 étangs a été utilisé pour estimer la détectabilité des nichées. Sur chaque étang un comptage a été effectué au même endroit toutes les deux semaines entre 17 et 21 heures, dans des conditions météorologiques similaires, du 1er juin 2001 au 15 août 2001, donnant un total de 5 comptages. Les données ont été analysées à l'aide du protocole robuste de Pollock (Pollock, 1982 ; Kendall et al., 1997) et du logiciel MARK (White & Burnham, 1999) afin d'estimer la probabilité de détection d'une nichée (Defos du Rau et al., 2003).

## RÉSULTATS

Concernant le Crabier chevelu, le meilleur modèle ajusté aux données est un modèle où la probabilité de détection est fonction de l'observateur. La probabilité de détecter un nid par un observateur unique varie de 0,518 (erreur standard = 0,111) à 0,700 (e.s. = 0,118), et la probabilité de

détecter un nid par au moins un observateur est de 0,856 (e.s. = 0,083).

Concernant les goélands, le meilleur modèle ajusté aux données est un modèle où la probabilité de détecter un nid est constante. Avec ce modèle, la probabilité de détecter un nid par un observateur unique est de 0,761 (e.s. = 0,016), et la probabilité de détecter un nid par au moins un observateur est de 0,943 (e.s. = 0,008). Nous n'avons pas mis en évidence un effet de la colonie ou de la végétation sur la détectabilité. Cependant, un modèle avec un effet observateur sur la probabilité de détection était relativement équivalent au meilleur modèle. Ce modèle montre une forte hétérogénéité des probabilités de détection en fonction des observateurs, variant de 0,610 (e.s. = 0,01) à 0,900 (e.s. = 0,007).

Concernant la Nette rousse, le meilleur modèle ajusté aux données est un modèle où la probabilité de détection des nichées varie en fonction du temps. Avec ce modèle, la détectabilité varie de 0,391 (e.s. = 0,08) à 0,708 (e.s. = 0,102) selon la date de comptage, et la probabilité de détection moyenne d'une nichée est de 0,575 (e.s. = 0,098).

## DISCUSSION

Pour l'ensemble des espèces étudiées, les probabilités de détection sont inférieures à 1, ce qui montre qu'une proportion non nulle des nids/nichées est manquée lors des dénombrements, et que les estimations d'abondance des populations sont probablement biaisées vers le bas. Les probabilités de détection des espèces les plus cryptiques (Crabier chevelu et Nette rousse) sont même largement inférieures à 1, ce qui indique qu'une forte proportion des nids/nichées peut être ratée

lors des dénombrements, parfois près de 50%. Par exemple, pour la Nette rousse, l'estimation d'abondance passe de 80-100 couples à 559 couples (IC 95%: 436-855) pour la Camargue lorsque la détectabilité des nichées est prise en compte dans les dénombrements (Defos du Rau et al., 2003). Dans deux cas (Crabier chevelu et Nette rousse) nous avons pu montrer que la probabilité de détection n'était pas constante. Parmi les sources de variabilité nous avons pu identifier l'observateur et le temps. De même, concernant les nids de goélands nous pouvons suspecter un effet des observateurs sur les probabilités de détection des nids. Ainsi, dans les cas présents, l'utilisation d'indices relatifs d'abondance serait biaisée car les probabilités de détection ne sont pas constantes et sont affectées par de multiples facteurs. Nous suspectons que parmi la plupart des études de dénombrements effectuées par plusieurs observateurs il existe un biais plus ou moins important due aux hétérogénéités entre les observateurs (Diefenbach et al., 2003). Il est également probable que,

comme nous avons pu le montrer avec l'exemple de la Nette rousse, les probabilités de détection varient au cours d'une même saison. Dans cette étude nous n'avons pu tester des différences inter-annuelles de la détectabilité mais il serait intéressant de tester un effet "année". Enfin, les dénombrements effectués à grande échelle (régionale, nationale ou continentale) recouvrent typiquement plusieurs types d'habitats pour une même espèce, et il est probable que la détectabilité des espèces/individus soit influencée par le type d'habitat prospecté.

Nous encourageons donc fortement la prise en compte de la probabilité de détection et des facteurs pouvant potentiellement l'influencer lors des études de dénombrements des oiseaux d'eau, mais également des autres espèces d'oiseaux. Il existe plusieurs techniques et outils statistiques facilement disponibles et relativement aisés à mettre en place pour estimer les probabilités de détection (ex : Nichols et al., 2000 ; Rosenstock et al., 2002 ; Thompson, 2002).

---

*Remerciements - Nous tenons à remercier pour l'étude sur le Crabier chevelu : K. Delord, N. Sadoul, B. Blohorn, M. Dulac, le Conseil Général du Gard, le Centre du Scamandre, la Station Biologique de la Tour du Valat, la Société de Secours des Amis des Sciences ; pour leur participation aux dénombrements de goélands : J. Gallen, A. Loiret, J. Cabelguen, A. Clément, B. Cocardon, B. Demont, C. Dumas, E. Even-Jones, M. Fortin, J. Gallen, R. Gallais, A. Loiret, N. La Magourou, A. Le Nevé, G. Perrin, A. Le Roch, H. Le Roy, P. Le Roy, et D. Masci ; pour l'étude sur la Nette rousse : C. Lagaye, O. Navarro, G. Hemery, L. Willm, S. Cayuela, M. Guillemain, K. Norris, A. Tamisier, les Marais du Vigueirat, et les Domaines Listel.*

## Références bibliographiques

**BARBRAUD C., KAYSERY., COHEZ D., GAUTHIER-CLERC M. & HAFNER H.** (Sous presse) Detection probability of nests of Squacco Herons in southern France. *Journal of Field Ornithology*.

- BOUTIN J.** (1994) Nette rousse. In : *Nouvel Atlas des Oiseaux Nicheurs de France 1985-1989* : 142-143. Yeatman-Berthelot, D. & Jarry, G. (Eds). Société d'Etudes Ornithologiques de France, Paris.
- DEHORTER O. & ROCAMORA G.** (1999) Nette rousse *Netta rufina*. In : *Oiseaux menacés et à surveiller en France* : 376-377. Rocamora, G. & Yeatman-Berthelot, D. (Eds). SEOF/LPO, Paris.
- DEFOS DU RAU P., BARBRAUD C. & MONDAIN-MONVAL J.-Y.** (2003) Estimating breeding population size of the red-crested pochard (*Netta rufina*) in the Camargue (southern France) taking into account detection probability : implications for conservation. *Animal Conservation* 6 : 379-385.
- DIEFENBACH D.R., BRAUNING D. W. & MATTICE J.A.** (2003) Variability in grassland bird counts related to observer differences and species detection rates. *Auk* 120 : 1168-1179.
- HAFNER H., BENNETTS R.E. & KAYSERY.** (2001) Changes in clutch size, brood size and numbers of nesting Squacco Herons (*Ardeola ralloides*) over a 32-year period in the Camargue, Southern France. *Ibis* 143 : 11-16.
- HENRY J. & MONNAT J.-Y.** (1981) Oiseaux marins de la façade atlantique française. Rapport non publié SEPNB/ME.
- HINES J.E.** 2000. Program DOBSERV : user instructions. <http://www.mbr-pwrc.usgs.gov/software.html#dobserv>.
- KARANTH K.U. & NICHOLS J.D.** (1998) Estimation of tiger densities in India using photographic captures and recaptures. *Ecology* 79 : 2852-2862.
- KENDALL W.L., NICHOLS J.D. & HINES J.E.** (1997) Estimating temporary emigration and breeding proportions using capture-recapture data with Pollock's robust design. *Ecology* 78 : 563-578.
- KÉRY M.** (2002) Inferring the absence of a species – a case study of snakes. *Journal of Wildlife Management* 66 : 330-338.
- NICHOLS J.D., HINES J.E., SAUER J.R., FALLON J.W., FALLON J.E. & HEGLUND P.J.** (2000) A double-observer approach for estimating detection probability and abundance from point counts. *Auk* 117 : 393-408.
- NORWELL R. E., HOWE F.P. & PARRISH J.R.** (2003) A seven-year comparison of relative abundance and distance sampling methods. *Auk* 120 : 1013-1028.
- POLLOCK K.H.** (1982) A capture-recapture design robust to unequal probability of capture. *Journal of Wildlife Management* 46 : 757-760.
- ROSENSTOCK S.S., ANDERSON D.R., GIESEN K.M., LEUKERING T. & CARTER M.F.** (2002) Landbird counting techniques : current practices and an alternative. *Auk* 119 : 46-53.
- THOMPSON W. L.** (2002) Towards reliable bird surveys : accounting for individuals present but not detected. *Auk* 119 : 18-25.
- WHITE G.C. & BURNHAM K.P.** (1999) Program MARK : survival estimation from populations of marked animals. *Bird Study* 46, 120-139.