



ALAUDA

Revue internationale d'Ornithologie

Nouvelle série

LXXXI

N° 4

2013

4098

Alauda 81 (4), 2013: 241-268

UNE MÉTHODE SIMPLE POUR ESTIMER LES POPULATIONS D'OISEAUX COMMUNS NICHEURS EN FRANCE

Jean-Emmanuel ROCHÉ⁽¹⁾, Yves MULLER⁽²⁾ & Jean-Philippe SIBLET⁽³⁾

An easy method to estimate common breeding bird populations in France. Estimating population sizes of common birds at a national scale is a challenge in avian conservation. Scientific papers are contrasted on this topic, including sometimes data that are questionable. In this paper, we first discuss the change of spatial scale, from local to regional (i.e., the scale of the country), which is the main problem for estimating national populations of common birds. In France, such estimates are requested for the new atlas of breeding birds (2005-2012) and for the French contribution to the European Bird Directive assessment. A method is proposed which uses the semi-quantitative atlas data. The number of squares of the grid in each class of abundance is crossed with the arithmetic and geometric means of the class. The geometric and arithmetic ways of calculation give two estimates which are considered respectively as the lower and the upper limits of the population level (MDM, method of the two means). Results are tested at regional and national scales by comparison population sizes that have been estimated from density measurements in Great-Britain, Belgium, Switzerland and Cataluña bird atlas (MARA



Dessin Philippe VANARDOIS

method). Estimates are given for 154 common and less common species. Populations show a mean level which is near half those mentioned in Birdlife (2004). We conclude that actual datas published on the French population of common breeding birds must be use with caution and we suggest to use the present datas (Annexe 1).

Mots clés : Population, Recensement, Méthodologie, Oiseaux communs, Atlas, France.

Key words : Population, Census, Methodology, Common birds, Atlas.

⁽¹⁾ 53 rue de l'école, Le Sambuc, F-13200 Arles (jea.roche@wanadoo.fr).

⁽²⁾ 32 rue des chalets, F-57230 Eguelshardt (yves.muller@lpo.fr).

⁽³⁾ Muséum national d'Histoire Naturelle, Service du Patrimoine Naturel, CP 41, 75231 Paris cedex 05 (siblet@mnhn.fr).

Estimer l'abondance des populations d'oiseaux communs nicheurs constitue un défi que divers pays d'Europe tentent de relever au regard des données parfois très contrastées publiées dans certains ouvrages de référence, ce qui affecte leur crédibilité. MURGUI PÉREZ (2011) a ainsi montré que selon les sources utilisées, l'effectif national espagnol d'une espèce pouvait varier jusqu'à un facteur trente ! Des approches méthodologiques commencent à être discutées dans divers pays. En Espagne, cet auteur compare les effectifs issus de quatre méthodes : l'extrapolation de densités locales à l'échelle des habitats au pays entier, les données semi-quantitatives de l'atlas national des oiseaux nicheurs, les estimations issues de suivis par points d'écoute et la modélisation d'itinéraires échantillons réalisés dans le cadre de l'atlas des oiseaux nicheurs catalans. En Belgique (PAQUET, 2012) et en Grande-Bretagne (MUSGROVE *et al.*, 2013), les auteurs cités discutent de l'intérêt de l'estimation par la méthode du « *distance sampling* » et de la fiabilité des estimations à partir des données d'atlas.

En France, l'estimation des populations d'oiseaux communs nicheurs n'a pu être réalisée ni lors du premier atlas réalisé entre 1970 et 1975 (YEATMAN, 1976) ni lors du second datant de 1985-1989 (YEATMAN-BERTHELOT & JARRY, 1993) faute de pouvoir s'appuyer sur un réseau suffisant d'ornithologues. Idéalement, ces effectifs, très élevés, ne pourraient être estimés que par le biais de plans d'échantillonnage adaptés (échantillonnage stratifié en fonction des exigences écologiques des espèces par exemple). Mais la démarche n'a jamais été entreprise car ces espèces sont nombreuses et souvent considérées comme sans enjeu patrimonial.

Trois raisons nous amènent aujourd'hui à tenter néanmoins une estimation de leur population. La première tient au fait que l'atlas des oiseaux nicheurs en cours (2005-2012) demande aux observateurs d'évaluer le nombre de couples de chaque espèce dans chaque maille de 10 km de côté. La seconde découle du bilan européen en cours sur l'état de conservation issue des dispositions de la Directive européenne 79/409 dite « Directive oiseaux », le premier du genre, dans lequel chaque État de l'Union, dont la France, doit indiquer l'effectif national des populations

de chaque espèce nichant sur son territoire. La troisième est que les seules estimations nationales disponibles reposent soit sur une méthodologie et des données trop peu détaillées et difficiles à cerner - cas des inventaires des oiseaux de France (DUBOIS *et al.*, 2000, 2008) - soit sur une compilation bibliographique qui ne renseigne pas sur les modes de calcul des effectifs proposés - cas des « cahiers d'habitats oiseaux » récemment publiés (MUSÉUM NATIONAL D'HISTOIRE NATURELLE, 2012).

Dans tous les cas, il s'agit d'avancer un ordre de grandeur « vraisemblable » et non de fournir un effectif qui reste évidemment impossible à préciser pour de multiples raisons. De plus, connaître cet effectif avec précision présente un intérêt écologique limité, la population recensée étant une population « administrative » et non une population « fonctionnelle » soumise par ailleurs à d'évidentes variations interannuelles. De telles variations sont bien connues à l'échelle locale - parfois du simple au double voire davantage - mais restent difficiles à appréhender à l'échelle d'un pays.

Pour certaines espèces, ces fluctuations sont si importantes et répétées que la notion même d'abondance nationale perd quelque peu de son sens. La Bouscarle de Cetti (*Cettia cetti*), dont les populations décimées par les hivers froids recolonisent rapidement le territoire, en est un bon exemple.

De même, déterminer l'effectif national d'espèces en forte augmentation ou régression dépend de la période considérée. L'objectif du présent travail est donc de proposer une fourchette d'effectifs suffisamment large pour encadrer les fluctuations « ordinaires » survenant sur une période de temps courte, telle celle de l'atlas des oiseaux nicheurs de France (2005-2012). Il est d'autant plus délicat à atteindre que la méthodologie d'estimation proposée n'est pas formatée pour l'objectif mais essaie de s'adapter au jeu de données disponibles, celles de l'atlas en cours des oiseaux nicheurs dont la vocation, malgré une volonté affichée d'estimation quantitative, reste avant tout qualitative.

Au-delà des imperfections dont nous avons conscience, le présent article se veut une alternative méthodologique à un dire d'expert beau-

coup trop empirique pour être établi nationalement chez ces espèces. Il souhaite susciter une réflexion sur la difficile question de l'estimation des populations d'oiseaux communs nicheurs à très vaste échelle tout en incitant au développement de méthodologies d'estimation des populations à des échelles locales ou régionales.

DIFFICULTÉS ET PRINCIPALES APPROCHES POUR ESTIMER LES POPULATIONS D'OISEAUX NICHEURS À UNE ÉCHELLE NATIONALE

Gérer les changements d'échelles

Avant de présenter la méthodologie envisagée, rappelons que l'enjeu d'une estimation nationale des populations d'oiseaux communs réside dans une extrapolation permettant de passer de l'effectif de la population échantillonnée (faute de recensement exhaustif réalisable) à l'effectif national. Le problème essentiel vient de l'amplitude de cette extrapolation.

En France, il s'agit de convertir une abondance généralement mesurée sur des quadrats d'une dizaine d'hectares en un effectif réaliste pour une superficie 5 000 000 de fois plus grande ! Un tel changement d'échelle implique la prise en compte de facteurs de plus en plus globaux avec l'échelle considérée (habitat, structure des paysages, latitude, longitude, altitude, divers facteurs anthropiques...) qui influencent plus ou moins le calcul de l'abondance et *in fine* le résultat obtenu à l'échelle nationale. L'extrapolation peut être envisagée à cinq échelles :

■ De la station (≈ 1 ha) au petit quadrat (≈ 10 ha) : le niveau du territoire de nidification - À l'échelle très réduite de la station, les caractéristiques de l'habitat local prédominent. L'abondance des oiseaux y est mesurée par des indices provenant généralement de points d'écoute (BLONDEL *et al.*, 1981). Le changement d'échelle s'effectue alors par le biais d'un coefficient de conversion, rapport entre l'abondance relative de l'espèce dans un échantillon de points d'écoute et l'effectif recensé par quadrat sur la superficie échantillonnée. Cette conversion d'une valeur indiciaire en un effectif « absolu » est délicate car

les deux termes du rapport - l'abondance dans le quadrat et surtout l'abondance relative du point d'écoute - sont sensibles aux effets « observateurs » et « détectabilités ». Elle a été testée essentiellement dans les milieux forestiers (BLONDEL *et al.*, 1970; MULLER, 1987), plus rarement en milieu aquatique (ROCHÉ, 1989). À cette échelle, la densité des espèces, et de l'avifaune en général, décroît rapidement quand la superficie augmente (HERMANT, 1989-90) (FIG. 1) de sorte que la notion de densité perd beaucoup de son sens.

■ Du petit quadrat (≈ 10 ha) au grand quadrat (≈ 100 ha) : le niveau de la petite population - Les recensements d'oiseaux communs, de petits passereaux notamment, sont le plus souvent effectués à l'échelle d'un quadrat de 10 à 20 ha. La densité est alors exprimée en nombre de couples par 10 ha c'est-à-dire sur la base d'une ou deux unités d'échantillonnage seulement. La mesure de ces densités à partir de quadrats beaucoup plus étendus est rarement effectuée. L'analyse des rares données existantes montre que les densités tendent à diminuer sur les grands quadrats (*in* MULLER, 1997). L'extrapolation du niveau de la parcelle forestière au massif forestier par exemple

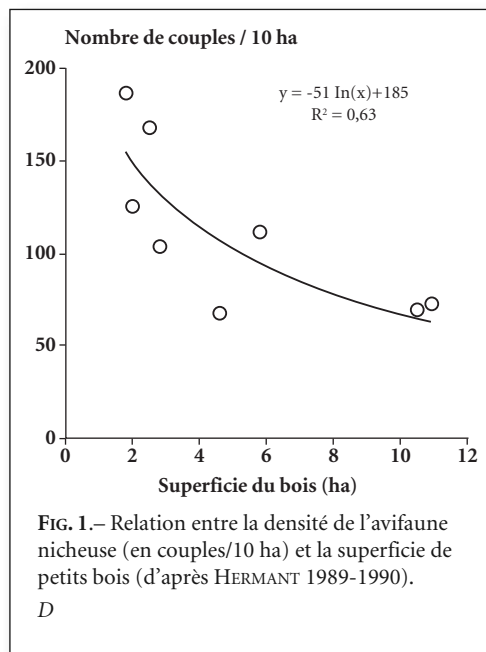


FIG. 1.— Relation entre la densité de l'avifaune nicheuse (en couples/10 ha) et la superficie de petits bois (d'après HERMANT 1989-1990).

D

demande donc des précautions et une bonne connaissance du terrain. Des travaux menés sur les oiseaux aquatiques montrent de même que si l'abondance d'une espèce comme la Foulque macroule *Fulica atra* est corrélée linéairement à la superficie d'un plan d'eau la densité ne l'est pas (elle diminue jusqu'à 60 ha environ) (ROCHÉ, 1978). Il devient alors difficile d'estimer correctement les populations d'une petite région d'étangs sur la base de la superficie totale de ceux-ci. La fragmentation de l'habitat perturbe donc l'extrapolation, à cette échelle comme à la précédente.

■ Du grand quadrat ($\approx 1 \text{ km}^2$) à la maille d'un atlas (100 km^2): le niveau de la population d'un « terroir » - L'occupation du sol et l'architecture du paysage jouent à cette échelle un rôle très important. L'extrapolation nécessite ici un échantillonnage adapté (stratifié en fonction de ces paramètres) car de nombreux habitats situés dans la maille ne sont pas ou plus favorables à l'espèce. Divers travaux proposent le recensement d'au moins 5 quadrats de 1 km^2 judicieusement répartis dans chaque maille pour être représentatif de l'ensemble (ESTRADA *et al.*, 2004; SCHMID *et al.*, 1998).

■ De la maille (100 km^2) à la région (en moyenne $25\,000 \text{ km}^2$): le niveau de la population régionale - Ce changement d'échelle commence à faire intervenir les facteurs physiques (altitude) et géographique (latitude, longitude...). Il doit intégrer les différences d'abondance des populations selon leur situation dans l'aire occupée (au centre ou en périphérie par exemple). En France, cette extrapolation peut s'appuyer sur les atlas régionaux récents qui permettent d'écarter du calcul les terroirs non favorables.

■ De la région (en moyenne $25\,000 \text{ km}^2$) au territoire national ($552\,000 \text{ km}^2$): le niveau de la population nationale - Cette ultime extrapolation met en jeu les facteurs les plus globaux (biogéographie, climat, histoire) afin de prendre en compte la distribution de l'espèce dans l'espace et son absence parfois d'immenses territoires. Ce changement d'échelle doit, plus encore que précédemment, intégrer les différences d'abondance au sein d'une

aire occupée qui est généralement vaste pour les espèces communes. Il peut se révéler délicat, les modélisations de l'abondance d'une espèce à l'échelle régionale n'étant pas toujours applicable à l'échelle nationale (WHITTINGHAM *et al.*, 2007; SCHAUB *et al.*, 2011). Le décalage dans le temps, fréquent dans les inventaires régionaux, accroît encore la difficulté de cet exercice.

Pour être aussi fiable que possible, l'estimation d'une population nationale devrait donc appréhender au mieux les incertitudes générées par le jeu de données à chaque changement d'échelle et ne pratiquer de « sauts d'échelles », qu'après les vérifications indispensables.

QUATRE APPROCHES PRINCIPALES POUR ESTIMER

Selon les données exploitées, quatre approches sont envisageables:

■ **Estimation par l'habitat:** on détermine approximativement une densité « moyenne » de l'espèce dans son habitat sur la base d'études locales et on l'extrapole à la superficie de cet habitat à l'échelle de la France. Cette démarche simple et intuitive a pour inconvénient majeur la définition de l'habitat de l'espèce (habitat de nidification? habitat de nidification et d'alimentation?). En outre, sa caractérisation peut se révéler difficile pour les espèces généralistes fréquentant des milieux hétérogènes, celles des lisières ou exploitant divers écotones... espèces qui sont globalement assez nombreuses. Mais bien d'autres problèmes se posent encore:

- Une espèce utilise rarement un seul habitat d'où le recours à des densités adaptées à chaque habitat;
- La densité dans un même habitat peut varier fortement d'une région à l'autre;
- La densité retenue comme référence peut être inadéquate pour la période considérée (espèce en expansion ou en régression rapide, données anciennes, fluctuations inter-annuelles liées à la nourriture, au climat ou à d'autres facteurs);
- La densité mesurée dépend pour partie de l'observateur y compris quand elle est estimée

par la méthode des quadrats (BIBBY *et al.*, 2000);

- L'extrapolation nécessite de connaître la superficie française du ou des habitats identifiés : la tâche est aujourd'hui plus aisée grâce aux nombreuses bases de données environnementales (TERRUTI, CORINE LAND COVER, AGRESTE, Zones humides, Inventaire forestier national...) mais reste très délicate car les habitats cartographiés ne sont qu'une typologie plus ou moins approximative de ceux qui sont effectivement exploités par l'espèce. Ils sont en outre décrits avec un grain plus ou moins fin (> 25 ha pour CORINE LAND COVER par exemple).

À ces difficultés s'ajoute le fait que deux hypothèses ne sont pas toujours vérifiées :

- L'occupation d'un habitat *a priori* favorable n'est pas nécessairement de 100 % soit du fait de la rareté de certaines espèces soit en raison de facteurs démographiques (en relation avec des événements climatiques ou la disponibilité des ressources alimentaires par exemple), de facteurs paysagers (superficie minimale pour l'installation d'au moins un couple, isolement), ou encore de facteurs biogéographiques ou anthropiques plus ou moins faciles à appréhender.
- La relation entre l'abondance d'une espèce et la superficie du milieu n'est pas linéaire mais logarithmique, comme l'ont montré BLAKE & KARR (1987) en milieu forestier, ce qui signifie que la densité diminue quand la superficie considérée augmente. Quelle densité de référence choisir alors pour l'extrapolation à des milieux très fragmentés (bois, marais, villages...)?

Chacune de ces difficultés apporte une incertitude sur l'estimation de la population. Si l'on admet une variation de 1 à 4 sur la densité moyenne (cf. FIG. 1) et d'autant sur la superficie occupée par l'espèce, l'incertitude finale peut se révéler élevée (jusqu'à un facteur 16).

■ **Estimation par la distribution** : En s'appuyant sur un atlas national des oiseaux nicheurs, la méthode se réfère à un jeu de données mieux cernées dans l'espace et dans le temps. Là encore le

calcul est en théorie simple. On détermine approximativement le nombre moyen de couples dans une maille et on l'extrapole à l'ensemble des mailles occupées. Mais la méthode a aussi ses inconvénients. Le premier tient au fait que des mailles appartenant aux domaines atlantique, continental, alpin ou méditerranéen sont difficilement comparables. Le second vient de la définition des classes d'abondance. Celles-ci doivent être d'autant plus précises que la maille est petite comme le montrent les atlas quantitatifs menés à différentes échelles. De plus, à grille identique, 1 km de côté par exemple, l'amplitude des classes doit tenir compte de la difficulté de prospection du terrain, du réseau d'observateurs, du nombre total de mailles à recenser par observateur (la précision pouvant être accrue par le faible nombre de mailles) (TAB. I)...

Le troisième inconvénient de cette approche tient encore au calcul de la densité de référence. Plus l'estimation d'abondance porte sur une grande maille et plus la densité diminue car la part des milieux non favorables pris en compte dans l'extrapolation augmente. Une quatrième difficulté vient du mode de calcul employé pour l'extrapolation. Faut-il retenir toutes les données de l'atlas ou seulement celles considérées dans la typologie de l'atlas comme probables et certaines? Cette seconde approche est préférée (les mailles « possibles » sont généralement exclues) mais certains auteurs vont plus loin et pondèrent différemment les mailles probables et les mailles certaines (GÉROUDET *et al.*, 1983). Il est néanmoins réel que l'exclusion des indices « possibles » peut induire un biais notamment pour les espèces dont la reproduction est difficile à prouver et dont une part non négligeable de la population se reproduit effectivement.

Ces réserves faites, plusieurs méthodes peuvent néanmoins être proposées.

- La méthode des bornes : elle effectue l'extrapolation du minimum et du maximum dans chaque classe d'abondance à partir du nombre de mailles qui est affecté à ces classes. À titre d'exemple, une espèce présente dans 50 mailles avec l'abondance 1-9 et dans 800 mailles avec l'abondance 10-99 aura une population minimale de 8050 couples (50 x 1

TABLEAU I.— Taille de la maille et classes d'abondance de différents atlas semi-quantitatifs d'oiseaux nicheurs en Europe.

Grid size and abundance classes in semi-quantitative European breeding bird atlas.

Échelle		Superficie (km ²)	Maille	Classe d'abondance par maille	Référence
Ville	Bruxelles (Belgique)	162	1 x 1 km	1-5, 6-10, 11-20, 21-40, 41-80, >80	WEISERBS & JACOB 2007
Terroir de plaine	Famenne (Belgique)	279	1 x 1 km	1-5, 6-10, 11-20, 21-40, >40	JACOB & PAQUAY 1992
Cantons montagnards	Mendriosotto (Italie)	102	1 x 1 km	1-5, 6-20, >20	LARDELLI 1988
	Genève (Suisse)	285	1 x 1 km	1, 2-5, 6-10, >10	GÉROUDET <i>et al.</i> , 1983
Région	Wallonie (Belgique)	16 844	5 x 8 km	1-5, 6-10, 11-20, 21-40, 41-80, 81-160, 161-320, 321-640, > 640	JACOB <i>et al.</i> , 2010
	Catalogne (Espagne)	38 000	10 x 10 km	Couples/km ² extrapolés à la maille	ESTRADA <i>et al.</i> , 2004
Pays	Belgique	30 510	8 x 10 km	1-5, 6-25, 26-125, 125-625, 625-3000, > 3000	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988
	Suisse	41 290	10 x 10 km	Couples/km ² extrapolés à la maille	SCHMID <i>et al.</i> , 1998
	Grande-Bretagne	230 000	10 x 10 km	Individus/4 km ² extrapolés à la maille	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993

+ 800 x 10) et une population maximale de 79 650 couples (50 x 9 + 800 x 99). Cette méthode est évidemment très sensible à l'amplitude des classes. Elle est utilisée par exemple dans l'atlas des oiseaux nicheurs de Bruxelles (WEISERBS & JACOB, 2007).

– La méthode des moyennes : elle s'appuie sur la valeur moyenne des classes et fournit donc un effectif et non une fourchette. La question ici est de savoir s'il faut calculer l'effectif sur une moyenne arithmétique de la classe ou sur une moyenne géométrique. La première revient à faire le présupposé que les effectifs sont régulièrement répartis à l'intérieur de chaque classe. Elle a été utilisée par exemple dans l'atlas des oiseaux nicheurs de Famenne en Belgique (JACOB & PAQUAY, 1992). La seconde suppose que les effectifs proches de la borne inférieure sont mieux représentés. C'est celle qui fut retenue à l'échelle de la Belgique (DE-

VILLERS *et al.*, 1988). Les partis pris peuvent donc varier à l'intérieur d'un même pays.

La moyenne arithmétique (Ma) est égale à la demi-somme du minimum et du maximum ($Ma = (\text{Min} + \text{Max})/2$). La moyenne géométrique (Mg) est calculée comme étant la racine carrée de leur produit ($Mg = \sqrt{\text{Min} \times \text{Max}}$).

On démontre mathématiquement que la moyenne géométrique fournit des effectifs toujours plus faibles que la moyenne arithmétique. Dans l'exemple précédent, la moyenne géométrique des deux classes est respectivement de 3 (classe 1-9) et de 31,5 (classe 10-99) et la moyenne arithmétique de 5 et de 54,5. Les effectifs obtenus sont donc respectivement de 25 350 couples (moyenne géométrique) et de 43 850 couples (moyenne arithmétique). Les deux valeurs fournissent une fourchette plus étroite que celle obtenue avec la méthode des bornes mais toujours incluse dans celle-ci.

■ Estimation mixte par les cartes de densité

Cette méthode combine les deux précédentes. Elle a pour inconvénient principal de recourir à des modélisations complexes de deux ordres :

– La modélisation de l'habitat par extrapolation : la méthode cherche à modéliser l'abondance de l'espèce dans les mailles en fonction de paramètres physiques et d'occupation du sol. Dans chaque maille occupée, une liste de variables environnementales est mesurée à une échelle aussi fine que possible (variables d'habitat, climatiques, anthropiques, géographiques...). L'objectif est de modéliser l'abondance de l'espèce c'est-à-dire de l'exprimer sous la forme d'une combinaison linéaire de variables qui explique le maximum possible des variations observées entre mailles. L'équation peut être ensuite appliquée aux mailles vides avec les valeurs observées des variables environnementales pour y prédire l'effectif de l'espèce.

– La modélisation de l'aire par interpolation (*krigeage*) : la méthode cherche à prendre en compte la probabilité de présence ou même l'abondance d'une espèce dans une maille vide en fonction de sa présence ou de son abondance dans les mailles environnantes. Bien qu'elle contribue à combler statistiquement de réelles lacunes d'observation, notamment au cœur de l'aire, l'interpolation conduit à un phénomène de contagion sur les marges de celle-ci. En effet, des mailles vides peuvent se trouver plus ou moins entourées de mailles statistiquement non vides (bien que sans observation réelle de l'espèce). Ces nouvelles mailles vides sont donc elles aussi soumises au calcul de probabilité de présence en fonction du nombre de mailles statistiquement non vides qui les entourent. De proche en proche, le calcul peut donc contaminer l'espace sur une distance plus ou moins importante (fonction du rayon de contagion retenu), éventuellement même au-delà de l'aire occupée réellement par l'espèce (cas des espèces à répartition littorale par exemple). Le *krigeage* fait donc apparaître des limites statistiques qui contredisent la réalité écologique.

Ces deux modélisations combinées permettent de produire une carte de densité relative de l'espèce dans l'aire définie comme statisti-

quement « probable ». Cette méthode a été employée, sous des formes plus ou moins élaborées, dans l'atlas des oiseaux nicheurs de Suisse (SCHMID *et al.*, 1998), de Catalogne (ESTRADA *et al.*, 2004), de Wallonie (JACOB *et al.*, 2010). Bien que moderne, elle n'est pas exempte d'inconvénients. Elle exigerait une typologie et une cartographie fine des milieux adaptées à chaque espèce ce qui n'est pas le cas, la méthode se référant au jeu de variables de bases de données standardisées. Le grain de certaines bases de données environnementales peut ainsi se révéler très insuffisant (25 ha par exemple dans CORINE LAND COVER). La complexité architecturale des paysages peut aussi être difficile à modéliser tant les paramètres à considérer sont nombreux. En outre, diverses variables environnementales peuvent jouer un rôle important dans certaines régions et pas dans d'autres. Il paraît ainsi délicat d'appliquer à des mailles méditerranéennes un modèle d'abondance d'une espèce construit sur un échantillon de mailles du domaine continental. La modélisation a donc de nombreuses limites au point que divers travaux montrent aujourd'hui qu'il est difficile d'appliquer une modélisation régionale à l'échelle d'un pays entier (SCHAUB *et al.*, 2011 ; WHITTINGHAM *et al.*, 2003, 2007). Elle tend vraisemblablement à surestimer les effectifs (élargissement de l'aire par le *krigeage*, prise en compte simplifiée de l'habitat).

■ Estimation à partir de suivis indiciaires

À ces trois méthodes, on peut en ajouter une quatrième qui propose d'utiliser les suivis d'oiseaux communs mis en place dans de nombreux pays. Ces suivis ne donnent en eux-mêmes ni un effectif ni une fourchette mais la méthode postule qu'il est possible de prédire l'abondance locale d'une espèce à partir de points d'écoute ou d'itinéraires-échantillons à condition de prendre en compte la probabilité de détection de chaque espèce. Outre sa grande complexité qui la rend peu lisible, cette méthode a divers inconvénients. La probabilité de contact est supposée dépendre principalement de la distance entre l'oiseau et l'observateur (NEWSON *et al.*, 2008) alors que celle-ci résulte aussi d'une multitude d'autres facteurs, chacun à composantes multiples (effets « observateur », « milieu », « paysage », « météo »,

« bruit », « concert » etc.) dont il paraît difficile de s'affranchir totalement dans le calcul de la densité. Sur un plan théorique, comment intégrer la différence de détectabilité entre mâle et femelle selon les espèces s'agissant d'estimer un nombre de couples? Et comment traiter le cas des individus non appariés? Ou encore comment intégrer l'apprentissage de l'observateur au cours du temps dans l'estimation des distances? Et sur un plan pratique, comment prendre en compte certains paramètres insoupçonnés comme la tenue vestimentaire qui semblent influencer les résultats des points d'écoute (GUTZWILLER, 1997; RIFFELL & RIFFELL, 2002)? Face à cette complexité, certains proposent simplement de situer l'ordre de grandeur des populations d'oiseaux communs sur la base de leur rang d'abondance dans ces programmes. Cette approche est en réalité sensible à l'échantillon de référence utilisé. Si l'on compare le rang des espèces dans le programme de Suivi Temporel des Oiseaux Communs (2012) en 2005 et en 2008, la corrélation entre les rangs des 10 espèces les plus communes est seulement de 0,45. De même, si l'on compare les rangs des espèces dans le programme STOC à ceux du programme Suivi Temporel des Oiseaux des Rivières (ROCHÉ, 2013) (base de données de 2 600 IPA répartis des milieux alpins aux estuaires sur 4 000 km de rivières

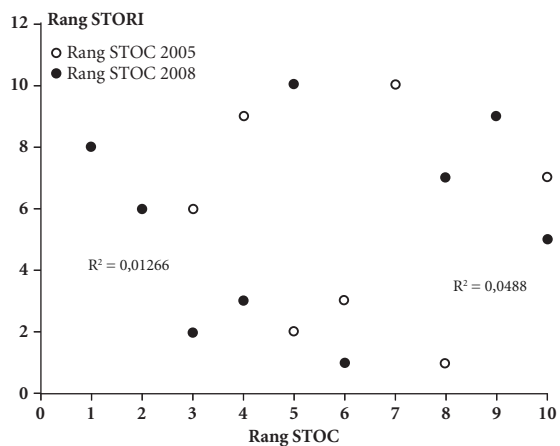
en France) on observe clairement que :

- 8 des 10 espèces les plus abondantes sont communes aux deux inventaires ;
- Les rangs de ces 10 espèces dans ces inventaires ne sont pas corrélés (FIG. 2).

Les deux programmes identifient donc d'une manière semblable les espèces « les plus communes » en France mais leur comparaison ne permet pas de dresser une hiérarchie cohérente de leur abondance nationale. Les discordances du classement soulignent la prudence qui s'impose à l'égard de ce type de comparaison particulièrement en ce qui concerne des espèces grégaires telles que l'Étourneau sansonnet (*Sturnus vulgaris*), le Moineau domestique (*Passer domesticus*) ou le Martinet noir (*Apus apus*). Rien ne dit que le rang traduise une abondance en soi, celui-ci étant en grande partie fonction de la détectabilité de l'espèce laquelle dépend des multiples facteurs évoqués ci-dessus. Il est probable que les rangs des programmes STOC et STORI ne sont représentatifs, ni l'un ni l'autre, du rang réel d'abondance des populations d'oiseaux communs dans notre pays. Dans ce contexte, il serait imprudent de vouloir passer d'un rapport entre des rangs (rapport d'autant plus variable qu'il est issu d'indices d'abondance) à un rapport censé représenter la proportion réelle des effectifs sur le terrain.

FIG. 2.— Comparaison des rangs d'abondance des 10 espèces les plus communes dans deux programmes de recensements d'oiseaux communs nicheurs à l'échelle nationale, les programmes STOC et STORI. Rang STORI :

- 1) Fauvette à tête noire *Sylvia atricapilla* (Rang STOC 2005 : 8, STOC 2008 : 6) ;
- 2) Merle noir *Turdus merula* (5/3) ;
- 3) Pinson des arbres *Fringilla coelebs* (6/4) ;
- 4) Rossignol philomèle *Luscinia megarhynchos* (>10) ;
- 5) Troglodyte mignon *Troglodytes troglodytes* (>10/10) ;
- 6) Corneille noire *Corvus corone* (3/2) ;
- 7) Mésange charbonnière *Parus major* (10/8) ;
- 8) Étourneau sansonnet *Sturnus vulgaris* (1/1) ;
- 9) Martinet noir *Apus apus* (4/9) ;
- 10) Pigeon ramier *Columba palumbus* (7/5).



Abundance rank of the 10 most common species in two national breeding bird censuses : STORI programm (ROCHÉ, 2013) and STOC programm.

MÉTHODE PROPOSÉE POUR ESTIMER LES POPULATIONS D'OISEAUX NICHEURS COMMUNS DE FRANCE

Confrontés aux problèmes et questions évoqués plus haut, nous proposons d'estimer les effectifs des populations par une méthode fondée sur trois principes : pertinence, modestie et vraisemblance. La pertinence consiste à adapter le niveau de traitement des données à la qualité de celles-ci. Le jeu de données quantitatives ou semi-quantitatives disponible en France pour les espèces communes est médiocre et peu propice à la réalisation de modélisations élaborées. Le programme STOC ne renseigne pas sur l'abondance absolue des espèces mais seulement sur leur abondance relative. L'atlas des oiseaux nicheurs quant à lui n'a pas permis la réalisation de quadrats échantillons de 1 x 1 km comme dans les atlas des pays voisins. En outre, les classes d'abondance retenues sont très larges (facteur 10) ce qui n'est guère propice à des estimations précises.

Enfin la participation du réseau d'ornithologues aux estimations semi-quantitatives a été très modérée (la proportion moyenne des mailles ayant fait l'objet d'une estimation pour une espèce donnée est d'environ un quart). La statistique ne peut donc malheureusement pas « sauver » un échantillonnage ou des recensements défaillants. La modestie concerne l'objectif. Dans ce contexte, il est prévu d'établir un ordre de grandeur et non de calculer un effectif précis encadré d'un intervalle de confiance pour les raisons évoquées en introduction. La vraisemblance est la capacité à juger le résultat. Elle sera recherchée par le croisement de plusieurs estimations quand c'est possible. La méthode retenue est donc délibérément simple. Elle consiste à déterminer un nombre moyen de couples nicheurs à une échelle intermédiaire entre niveau local et niveau national, celle d'une maille de l'atlas français (2005-2012) de 10 x 10 km de côté, et à le multiplier par le nombre de mailles de nidification.

L'évaluation des deux termes du calcul présente des difficultés : Faut-il retenir le nombre total de mailles de présence ou seulement les mailles probables et certaines telles qu'elles sont définies dans l'atlas ? Comment déterminer

l'abondance moyenne dans une maille ? Nous avons retenu dans un premier temps les seules mailles de nidification probables et certaines ce que font la plupart des atlas consultés. Dans l'atlas français 2005-2012, la part des mailles de nidification possibles est de 24 % en moyenne pour une espèce et 60 % des espèces présentent moins d'un quart de mailles possibles. L'influence de cette non prise en compte des mailles possibles sera testée plus loin après la présentation de la méthode d'estimation des populations. Deux cas se présentent :

Si l'atlas fournit un nombre « suffisant » d'estimation d'abondance par maille : la méthode des deux moyennes (MDM)

L'estimation que nous proposons de retenir est l'écart entre la moyenne géométrique (minimum) et la moyenne arithmétique (maximum) chacune étant pondérée par la proportion des mailles dans les classes d'abondance de l'atlas : 1-9, 10-99, 100-999 et 1 000-3 000 couples. Les proportions ont été calculées sur un échantillon d'environ 50 % des mailles ayant fait l'objet d'une estimation (le reste étant encore en cours de saisie) concernées par des indices de reproduction possibles, probables et certains. L'extrapolation s'effectue sur la totalité des mailles probables ou certaines. La borne supérieure de la classe 1 000-9 999 a été ramenée à 3 000 pour s'adapter à la réalité du terrain, aucune espèce commune ne dépassant l'effectif de 3 000 couples par 100 km² sauf situation exceptionnelle et toujours locale (Moineau domestique dans Paris par exemple). Plus généralement, ce protocole de calcul donne un poids élevé à la classe la plus forte. Or cette classe est trop grande pour certaines espèces et les moyennes géométrique et arithmétique, trop élevées, conduisent à une sur-estimation évidente. Quand la densité optimale d'une espèce est nettement inférieure à la borne supérieure de la dernière classe, nous proposons de resserrer celle-ci toujours sur le même principe : 1 000-3 000 (espèces très abondantes), 100-300 (espèces peu abondantes), 10-30 (espèces assez rares) et 1-3 couples (espèces très rares) au lieu de 1 000-9 999, 100-999, 10-99 et 1-9. Ces amplitudes réduites concernent 24 espèces (Annexe I).

■ **Exemple 3 : Le Pic noir** *Dryocopus martius* est nicheur probable ou certain dans 2 575 mailles dont 575 renseignées pour l'abondance : 82 % en classe 1-9, 18 % en classe 10-99. Cette dernière classe est trop large, les densités moyennes dans les atlas européens quantitatifs allant de 2 à 12 couples/100 km². Son amplitude est ramenée à 10-30 couples/100 km², les densités les plus fortes, dans les Vosges du Nord par exemple, atteignant 33 couples/100 km² (MULLER, 2012). Les moyennes géométrique et arithmétique donnent des effectifs respectifs de 14 459 et 19 928 couples. Cette fourchette paraît d'autant plus vraisemblable qu'elle chevauche celle obtenue avec la méthode MARA (voir plus loin) à partir des densités de l'atlas suisse (SCHMID *et al.*, 1998) : 7 à 11,5 couples/100 km² donnent pour 2 575 mailles 18 000-30 000 couples valeurs conservées sans correction, le suivi STOC indiquant une stabilité depuis 2001. L'estimation finale proposée est de 15 000-30 000 couples.

S'il y a trop peu ou pas d'estimations proposées : la méthode des atlas de référence actualisée (MARA)

La méthode s'appuie alors sur les atlas semi-quantitatifs des pays limitrophes : Belgique (DEVILLERS *et al.*, 1988) et Grande-Bretagne (GIBBONS *et al.*, 1993) pour les espèces de plaine, Suisse (SCHMID *et al.*, 1998) pour celles de montagne, Catalogne (ESTRADA *et al.*, 2004) pour les espèces méditerranéennes. Elle repose sur le postulat qu'à l'échelle d'un territoire suffisamment vaste, comme celle d'une maille de 100 km², les conditions écologiques sont en moyenne dictées par le contexte biogéographique de l'Europe de l'Ouest. Les conditions climatiques, la productivité biologique, la manière dont les sociétés occidentales ont façonné les paysages sont relativement semblables en France et dans les pays limitrophes et ne paraissent pas susceptibles de faire varier les populations d'oiseaux nicheurs, à l'échelle de 100 km², dans des proportions très importantes.

Même si des différences notables peuvent s'observer localement sur quelques mailles d'atlas, la densité moyenne de la population d'une espèce a peu de chance de varier d'un facteur 5 à 10 sur des dizaines ou des centaines de mailles et

encore moins d'un pays à l'autre. D'ailleurs, la densité moyenne de 46 espèces à la fois terrestres et communes (milliers de couples au moins) présentes dans ces quatre pays varie peu : 450 couples/100 km² en Grande-Bretagne, 443 en Suisse, 316 en Belgique et 861 en Catalogne. La densité globale de cette communauté d'oiseaux communs varie donc au plus dans des limites allant du simple au double. Un calcul a été effectué sur une liste élargie de 94 espèces, terrestres et communes, pour lesquelles il était possible de comparer les densités, espèce par espèce, entre deux pays au moins sur trois (la Catalogne est exclue car la forte modélisation surestime de toute évidence les effectifs en fournissant des densités nettement supérieures aux trois autres pays pour 82 des 94 espèces, Annexe II). Elle révèle des contrastes plus marqués pouvant aller jusqu'à un facteur 30 mais pour un nombre limité d'espèces. L'amplitude des variations de densité ne dépasse un facteur 10 que pour 8 espèces sur 94 ; elle reste inférieure à 5 pour 72 d'entre elles et inférieure à 3 pour 48 espèces soit plus de la moitié. PAQUET *et al.* (2012) ont réalisé ce type de comparaison entre la Belgique et trois autres pays (Grande-Bretagne, Espagne et Pays-Bas).

Pour 13 espèces, choisies en raison de dénombrements jugés peu fiables, les variations de densités n'excèdent pas un facteur 4 (sauf pour le Moineau domestique) et se situent généralement dans un facteur 2. Ce principe d'extrapolation des densités d'une région à une autre a déjà été utilisé notamment en Irlande où de nombreuses estimations quantitatives de l'atlas des oiseaux nicheurs proviennent d'extrapolation de données obtenues en Grande-Bretagne (GIBBONS *et al.*, 1993). Dans le cas présent, l'effectif français est calculé en multipliant le nombre de mailles (probables ou certaines) par un effectif moyen dans la maille (nombre de couples/100 km² ou effectif mini et maxi pour obtenir une fourchette) ce dernier provenant de l'atlas d'un pays voisin. Cet effectif moyen, calculé sur l'ensemble de l'aire de présence dans le pays de référence, est le rapport entre l'effectif total proposé pour le pays et le nombre de mailles probables ou certaines occupées. Cette méthode présente deux biais. Le premier, lié à l'âge des atlas référents, est pris en compte en multipliant le résultat par les

tendances significatives du programme STOC : tendance depuis 2001 quand la référence est l'atlas suisse (1993-1996) ou catalan (1999-2002), tendance depuis 1989 quand la référence est belge (1973-1977) ou anglaise (1988-1991). Cette correction démographique reste approximative car il n'est pas certain que la tendance des indices STOC et la tendance réelle de la population soient linéairement corrélées. Mais, Murgui Pérez (2012) a montré que les tendances démographiques dans le temps pesaient beaucoup moins dans l'estimation des effectifs nationaux que l'origine de l'information retenue pour le calcul (inventaire national, suivis, atlas...) notamment car les taux de croissance démographique ne compensaient pas les écarts très importants entre estimations. Le second biais vient des variations de la densité par maille selon la situation dans l'aire de répartition. Une correction très partielle a consisté à ne pas utiliser comme référence les atlas des pays voisins quand l'espèce y était trop rare, en limite d'aire de répartition ou quand sa densité était très supérieure à celle dans notre pays au regard des données bibliographiques (cas fréquent de l'atlas catalan). Au total, la MARA a pu être appliquée à 124 espèces en se référant à au moins un pays voisin (Annexe I).

■ **Exemple 1 : le Merle bleu *Monticola solitarius*.** Son abondance en France est très mal connue. Elle n'est renseignée que dans une maille de l'atlas 2005-2012. L'espèce est notée comme nidificatrice probable ou certaine dans 180 mailles. La densité en Catalogne de 24-39 couples/100 km² donne pour ces 180 mailles une fourchette de 4320 - 7020 couples. La tendance STOC non significative depuis 2001 ne justifie pas de correction et le résultat est conservé. La proposition est inférieure aux 5000-10000 couples de DUBOIS *et al.* (2008) mais supérieure aux 500-1500 couples de ISENMANN & PRODON (1999).

TEST DE LA MÉTHODE

Un moyen de tester la vraisemblance de l'estimation proposée est de la comparer aux résultats de dénombrements obtenus par des

inventaires exhaustifs ou approfondis. Le test effectué à l'échelle de la région Alsace par l'un de nous (Y. MULLER) pour 10 espèces forestières communes montre une excellente concordance entre la méthode proposée et une estimation associant l'extrapolation de densités et la compilation de nombreux inventaires exhaustifs locaux (TAB. II).

Un second test à l'échelle nationale a été mené sur 24 espèces, abondantes ou non, à distribution suffisamment étendue dont les effectifs sont connus avec une précision correcte. Pour 20 d'entre elles, la méthode fournit une fourchette acceptable qui inclut ou chevauche l'estimation nationale (TAB. III). Elle sous-estime en revanche fortement l'effectif pour quatre d'entre elles : l'Épervier d'Europe *Accipiter nisus*, l'Aigrette garzette *Egretta garzetta*, le Héron bihoreau *Nycticorax nycticorax* et la Sittelle corse *Sitta whiteheadi*.

RÉSULTATS : EFFECTIFS DES OISEAUX NICHEURS COMMUNS EN FRANCE POUR LA PÉRIODE 2005-2012

La méthode des deux moyennes (MDM) a été appliquée à une liste de 154 espèces excluant celles faisant l'objet de dénombrements exhaustifs ou semi-exhaustifs à l'échelle nationale : ardeidés, laridés, oiseaux marins, limicoles, rapaces diurnes et anatidés (Annexe I). Lorsque l'abondance était renseignée dans au moins 10 % des mailles de nidification, les proportions fournies par l'atlas ont été extrapolées à l'ensemble de l'aire de présence probable ou certaine. Cela concerne 132 espèces dont l'abondance est estimée sur 22 % des mailles occupées en moyenne. Pour les 22 autres espèces (partie grisée de l'annexe I), la population est estimée sur la base d'une affectation plausible des proportions dans les classes d'abondance. La répartition s'effectue alors selon des modalités s'appuyant sur la biologie de l'espèce en France (densités maximales connues, fréquence de telles densités) : 1/ Affectation à une seule classe, généralement 1-9 parfois 10-99 (5 espèces rares, 1 rare et grégaire) ou à part égale entre deux classes, 1-9 et 10-99 ou 10-99 et 100-999 (11 espèces). Pour 5 espèces, aucune de ces répartitions n'a semblé pertinente

TABLEAU II		Méthode des deux moyennes (MDM/Atlas 2005-2012)	Estimation régionale à partir des densités
Mésange charbonnière	<i>Parus major</i>	140 000 - 180 000	110 000 - 200 000
Sittelle torchepot	<i>Sitta europaea</i>	30 000 - 60 000	25 000 - 60 000
Mésange noire	<i>Parus ater</i>	40 000 - 60 000	45 000 - 75 000
Troglodyte mignon	<i>Troglodytes troglodytes</i>	80 000 - 120 000	75 000 - 125 000
Pic épeiche	<i>Dendrocopos major</i>	20 000 - 50 000	20 000 - 45 000
Pic mar	<i>Dendrocopos medius</i>	2 000 - 5 000	4 000 - 8 000
Pic noir	<i>Dryocopus martius</i>	800 - 1 000	400 - 1 000
Pinson des arbres	<i>Fringilla coelebs</i>	140 000 - 180 000	120 000 - 210 000
Rougegorge familier	<i>Erythacus rubecula</i>	110 000 - 140 000	80 000 - 160 000
Roitelet huppé	<i>Regulus regulus</i>	30 000 - 50 000	20 000 - 50 000

TABLEAU III		INVENTAIRES EXHAUSTIFS OU SEMI-EXHAUSTIFS	
		Nombre de couples	Source
Buse variable	<i>Buteo buteo</i>	125 000 - 163 000	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Bondrée apivore	<i>Pernis apivorus</i>	10 600 - 15 000	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Autour des palombes	<i>Accipiter gentilis</i>	4 600 - 6 500	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Épervier d'Europe +	<i>Accipiter nisus</i>	26 600 - 42 600	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Faucon hobereau	<i>Falco subbuteo</i>	6 400 - 10 900	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Faucon pèlerin	<i>Falco peregrinus</i>	1 100 - 1 400	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Faucon crécerelle	<i>Falco tinnunculus</i>	72 500 - 101 000	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Busard des roseaux	<i>Circus aeruginosus</i>	1 600 - 2 200	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Busard Saint-Martin	<i>Circus cyaneus</i>	7 800 - 11 200	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Busard cendré	<i>Circus pygargus</i>	3 900 - 5 100	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Milan noir	<i>Milvus migrans</i>	19 300 - 24 600	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Milan royal	<i>Milvus milvus</i>	3 000 - 3 900	THIOLLAY <i>et al.</i> , 2007
Héron cendré	<i>Ardea cinerea</i>	31 170	MARION <i>et al.</i> , 2009
Aigrette garzette +	<i>Egretta garzetta</i>	13 759	MARION <i>et al.</i> , 2009
Héron gardeboeuf	<i>Bubulcus ibis</i>	14 098	MARION <i>et al.</i> , 2009
Héron bihoreau +	<i>Nycticorax nycticorax</i>	3 356	MARION <i>et al.</i> , 2009
Butor blongios	<i>Ixobrychus minutus</i>	505 - 826	MARION 2006
Butor étoilé	<i>Botaurus stellaris</i>	Env. 300	KERBIRIOU 2006
Chevalier guignette	<i>Actitis hypoleucos</i>	500-900	ISSA 2012
Corbeau freux	<i>Corvus frugilegus</i>	> 265 000	DEBOUT (non publié)
Gorgebleue de Nantes	<i>Luscinia s. namnetum</i>	6 610 - 10 150	EYBERT (non publié)
Sittelle corse +	<i>Sitta whiteheadi</i>	1 557 - 2 201	THIBAUT <i>et al.</i> , 2011
Fauvette à lunettes	<i>Sylvia conspicillata</i>	500 - 1 350	THÉVENET, 2011
Rollier d'Europe	<i>Coracias garrulus</i>	785 - 1 001	Groupe Rollier, 2007

TABLEAU II.— Comparaison des estimations régionales (Alsace) du nombre de couples d'oiseaux forestiers par la méthode des deux moyennes et par extrapolation / compilation d'inventaires locaux.

Regional estimates of forest bird population by the MDM method and by extrapolation of local densities.

TABLEAU III.— Comparaison des estimations nationales par la méthode des deux moyennes et des effectifs issus d'inventaires nationaux exhaustifs ou semi-exhaustifs. + effectif national supérieur à la fourchette de l'estimation. C1 = 1-9 couples; C2 = 10-99; C3 = 100-999. * Classe réduite pour tenir compte de la biologie de l'espèce: C1* = 1-3; C2* = 10-30. AONF: Atlas des Oiseaux Nicheurs de France 2005-2012. Estimation": proportion plausible dans les classes d'abondance sur la base de la biologie de l'espèce. *Comparison of MDM estimates to national census for 24 species.*

MÉTHODE DES DEUX MOYENNES (MDM/ATLAS 2005-2012)		
Nombre de couples	Répartition par classes	Source de la répartition
125 893-192 045	46 % C1, 49 % C2, 5 % C3	AONF
9 922 - 14 665	91 % C1, 9 % C2*	AONF
3 635 - 5 535	94 % C1, 6 % C2*	AONF
18 894 - 24 840	72 % C1, 28 % C2*	AONF
6 654 - 10 575	97 % C1, 3 % C2*	AONF
1 358 - 1 568	100 % C1*	AONF
98 228 - 169 822	37 % C1, 63 % C2*	AONF
1 613 - 2 635	99 % C1, 1 % C2*	AONF
6 536 - 9 555	90 % C1, 10 % C2	AONF
4 047 - 6 035	92 % C1, 8 % C2	AONF
15 872 - 20 850	72 % C1, 28 % C2*	AONF
1 857 - 3 095	100 % C1	AONF
26 980 - 46 564	64 % C1, 35 % C2, 1 % C3	AONF
4 889 - 8 428	87 % C1, 10 % C2, 3 % C3	AONF
9 772 - 16 954	40 % C1, 50 % C2, 10 % C3	Estimation
1 285 - 2 173	95 % C1, 5 % C2	AONF
528 - 880	100 % C1	AONF
318 - 530	100 % C1	Estimation
648 - 1 080	100 % C1	AONF
202 208-352 855	10 % C1, 61 % C2, 29 % C3	AONF
5 469 - 9 486	5 % C1, 90 % C2, 5 % C3	Estimation
726 - 1 263	50 % C2, 50 % C3	Estimation
658 - 1 136	50 % C1, 50 % C2	Estimation
552 - 920	100 % C1	Estimation

d'où une répartition selon des modalités vraisemblables: densité faible très dominante (90/10 ou 70/30), densités faibles et moyennes bien représentées et densité forte rare (45/45/10), équi-répartition (33/33/33).

Les estimations de la MDM ont été confrontées à celle de la méthode des atlas de référence actualisés (MARA) chaque fois qu'il était possible et réaliste de le faire. La comparaison révèle que la fourchette obtenue par la MDM recoupe au moins l'une des fourchettes de la MARA pour 83 espèces sur 122. La MDM est inférieure à toutes les estimations de la MARA pour 15 espèces (fourchette inférieure de moitié ou plus pour la Grive musicienne *Turdus philomelos*, le Lagopède alpin *Lagopus mutus*, le Merle noir *Turdus merula*, la Mésange charbonnière *Parus major*, le Moineau domestique *Passer domesticus*, la Perdrix rouge *Alectoris rufa*, la Perdrix bartavelle *Alectoris graeca* et la Poule d'eau *Gallinula chloropus*). Elle est supérieure pour 11 espèces (discordance d'un facteur deux au moins pour le Grimpereau des bois *Certhia familiaris*, le Lorient d'Europe *Oriolus oriolus*, la Mésange boréale *Parus montanus*, le Pic vert *Picus viridis*, le Traquet pâtre *Saxicola torquata* et le Venturon montagnard *Carduelis citrinella*). Il est difficile de dire si ces discordances tiennent à une réelle originalité du paysage ornithologique français ou à des questions de méthodologie d'évaluation. À titre de test, nous avons recalculé l'effectif MARA en utilisant une autre densité de référence, celle issue du rapport entre l'effectif national du pays voisin calculé par la MDM (et non celui proposé par l'atlas concerné) et la surface de l'aire occupée ramenée au 100 km². L'exercice a été mené avec l'atlas belge (DEVILLERS *et al.*, *op. cit.*) qui a publié le nombre de mailles de présence dans chaque classe d'abondance. La fourchette de la MARA s'accroît pour les 9 espèces pertinentes testées et vient chevaucher celle de la MDM pour 2 d'entre elles (Lorient et Pic vert).

Le croisement des estimations MDM et MARA met aux dix premiers rangs, par ordre d'abondance décroissante, les espèces suivantes: le Pinson des arbres *Fringilla coelebs*, le Merle noir *Turdus merula*, le Moineau domestique *Passer domesticus*, la Fauvette à tête noire *Sylvia atricapilla*, le Troglodyte mignon *Troglodytes*

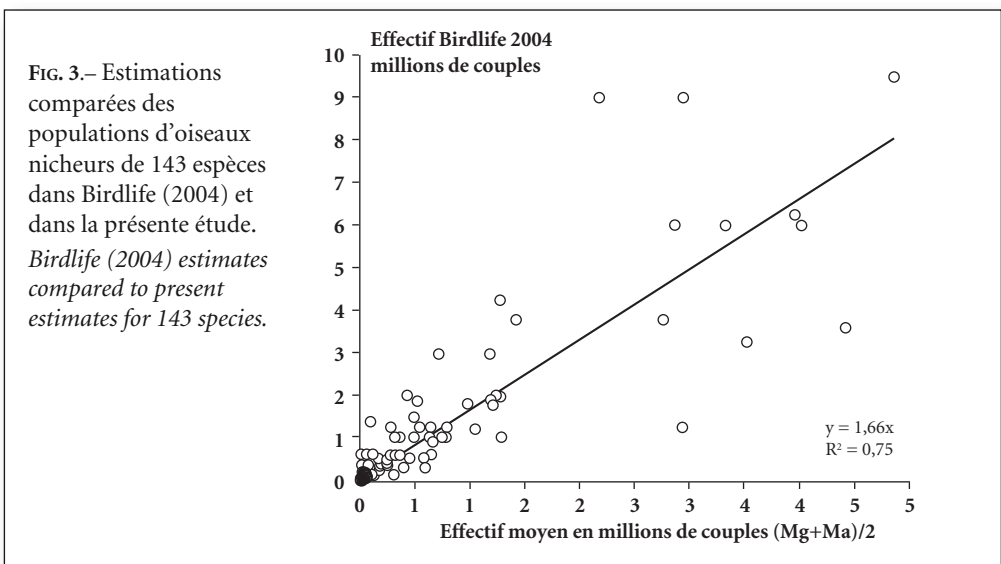
troglydites, la Mésange charbonnière *Parus major*, le Rougegorge familier *Erithacus rubecula*, le Pigeon ramier *Columba palumbus*, la Mésange bleue *Cyanistes caeruleus* et l'Étourneau sansonnet *Sturnus vulgaris*. Comparativement aux dix espèces les plus communes des suivis STOC (2005, 2006, 2008 p. ex.), on relèvera l'absence du Martinet noir *Apus apus* et de la Corneille noire *Corvus corone*, le déclassement de l'Étourneau sansonnet du premier au dixième rang et l'entrée du Rougegorge familier et de la Mésange bleue.

Globalement, l'estimation nationale proposée se révèle très inférieure à celle fournie jusque-là (DUBOIS *et al.*, 2008) avec des différences variant du simple au double (Fauvette grisette *Sylvia communis*, Lorient d'Europe *Oriolus oriolus*...) voire d'un facteur 5 (Gobemouche gris *Muscicapa striata*, Bouscarle de Cetti *Cettia cetti*) ou même 10 (Bruant des roseaux *Emberiza schoeniclus*). En Espagne, selon MURGUI-PÉREZ (2012), les estimations faites selon une méthode « Atlas » proche de la nôtre sont en moyenne deux fois plus faibles que celles fournies par BIRDLIFE (2004). Nos estimations nationales donnent un rapport moyen de 1,66 avec cette dernière source, la valeur médiane se situant à 104 % soit un doublement des effectifs (FIG. 3).

La vraisemblance des résultats obtenus avec les oiseaux communs nous a conduits à utiliser le

croisement des estimations MDM et MARA pour quelques espèces rares non recensées au plan national (Annexe I). Les résultats font apparaître là encore une convergence acceptable des deux méthodes comparativement aux discordances importantes avec certaines évaluations antérieures. Ainsi, les chiffres du nouvel inventaire des oiseaux de France (DUBOIS *et al.*, 2008) sont divisés par 10 pour le Gobemouche noir *Ficedula hypoleuca* (3 000-6 000 vs 30 000-80 000), par 7 pour le Merle de roche *Monticola saxatilis* (1500-3000 vs 10 000-20 000), par 5 pour le Tichodrome échelette *Tichodroma muraria* (400-700 vs 2 000-2 500), par 4 pour l'Alouette calandrelle *Calandrella brachydactyla* (800-1 500 vs 3 000-6 000), par 3 pour le Traquet oreillard *Oenanthe hispanica* (150-250 vs 400-700), par 2 pour le Sizerin flammé *Carduelis flammée* (2000-5000 vs 5 000-10 000). Un décalage temporel (2000-2007 pour le nouvel inventaire des oiseaux de France et 2005-2012 pour l'atlas des oiseaux nicheurs en cours) peut contribuer à expliquer de tels écarts notamment pour des espèces en régression très rapide (Gobemouche noir). Il semble néanmoins que l'essentiel de ces différences soit d'ordre méthodologique.

À défaut de pouvoir évaluer la méthode trop sommairement décrite dans le nouvel inventaire des oiseaux de France, nous nous bornerons à



évaluer les limites de celle proposée ici et notamment les tendances qu'elle peut avoir à la sous-estimation et à la surestimation.

La sous-estimation peut provenir d'au moins trois sources. La première est la densité insuffisante du réseau d'ornithologues français pour une estimation semi-quantitative des populations nicheuses sur 5 500 mailles atlas. Le pourcentage des mailles estimées reste faible (un quart) et les observateurs, prudents à l'égard des classes d'abondances les plus fortes, ont probablement tendance à sous-estimer l'effectif dans la maille (MURGUI PÉREZ, 2012). Il est difficile d'intervenir sur ce facteur humain. La seconde est la prise en compte dans la MDM d'environ 50 % des données semi-quantitatives. Intégrer la totalité (en cours de saisie) permettrait d'affiner la répartition dans les classes d'abondance et de gagner en précision. La troisième cause est la non prise en compte des mailles de nidification « possible » (en moyenne 24 % pour les 154 espèces) au moment de l'extrapolation nationale, facteur qui pèse davantage pour les espèces rares, le statut de nicheur « possible » étant moins attribué aux espèces communes (12 % des mailles seulement pour les 45 espèces présentes dans plus de 4 000 mailles). La prise en compte de ces mailles peut être testée. Les inclure dans le calcul a deux effets opposés :

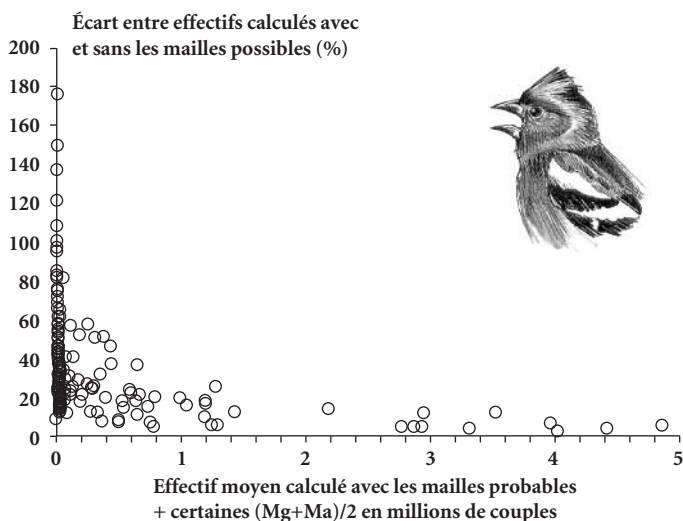
- 1) Il tend à augmenter l'effectif par l'accroissement du nombre de mailles considérées ;
- 2) Il tend à le faire diminuer en tirant à la baisse la densité moyenne, celle-ci étant logiquement plus faible dans les mailles possibles que dans les autres.

L'effectif total calculé sur les 152 espèces, ne s'accroît que de 12 % avec la prise en compte des mailles possibles. L'effectif par espèce s'accroît en moyenne de 29 % (valeur de la médiane). Pour 117 espèces, l'accroissement de l'effectif est inférieur à 50 % (FIG. 4) et il ne dépasse ou avoisine 100 % que pour 8 espèces rares dont les effectifs sont difficiles à estimer (Lusciniolè à moustaches *Acrocephalus melanopogon* 176 %, Fauvette sarde *Sylvia sarda* 150 %, Alouette calandrelle *Calandrella brachydactyla* 137 %, Tarrin des aulnes *Carduelis spinus* 121 %, Pouillot ibérique *Phylloscopus ibericus* 108 %, Bécasse des bois *Scolopax rusticola* 100 %, Hypolaïs icterine *Hippolais icterina* 97 % et Bec croisé des sapins *Loxia curvirostra* 97 %).

Ces quelques cas exceptés, les effectifs estimés avec les mailles possibles restent donc globalement très inférieurs à ceux cités dans BIRDLIFE (2004) et DUBOIS *et al.* (2008) et ce d'autant plus que les mailles possibles sont considérées ici en totalité comme des mailles de nidification ce qui

FIG. 4. – Accroissement de l'estimation des populations de 152 espèces (%) quand on ajoute au calcul les mailles ayant le statut de nidification « possible ». Au delà de 500 000 couples nicheurs, l'augmentation n'excède pas 20 %.

Increase of bird population estimate when the « possible breeding status » is taken into account.



est certainement excessif en particulier pour les espèces rares. Inversement, on ne peut ignorer deux sources de surestimation. La première vient du grand nombre de mailles périphériques qui sont prises en compte en totalité, et non au prorata de leur superficie effective, lors des extrapolations d'effectifs. La seconde tient à la durée de l'inventaire (2005-2012) qui peut conduire à compter deux ou plusieurs mailles quand il ne s'agit que du déplacement d'une petite population. Ce biais intervient surtout en limite d'aire et joue d'autant plus que l'aire est morcelée et que la population nationale est faible et opportuniste. Enfin, la médiocre représentativité géographique des mailles renseignées au plan quantitatif influence l'estimation finale de manière probablement variable selon les espèces avec sous-estimation pour certaines et sur-estimation pour d'autres.

La limite de l'approche MARA concerne les dates des atlas de référence parfois anciennes et le niveau de précision des effectifs proposés. Intégrer des atlas plus récents en cours d'achèvement permettrait à la fois de disposer d'estimations plus fiables pour les pays voisins et de s'affranchir de l'actualisation des estimations à partir des tendances STOC, actualisation à la fois imparfaite (décalage entre période des atlas et période de calcul des tendances) et incertaine (corrélation mal connue entre tendance STOC et évolution réelle de la population).

Face à ces difficultés, le croisement avec des estimations fondées sur d'autres protocoles (estimation par l'habitat lorsque cette méthode est réaliste) ou sur des données extérieures comme les atlas semi-quantitatifs de pays voisins n'en est que plus souhaitable pour accroître la vraisemblance du résultat. Le principe de croisement des estimations est d'ailleurs utilisé pour l'estimation des effectifs d'oiseaux, nicheurs ou non, en Grande-Bretagne (MUSGROVE *et al.*, 2013).

CONCLUSION

Les estimations de populations d'oiseaux nicheurs n'ont de sens que si les protocoles de recensement et de calculs sont clairement explicités. Celles fondées sur des dires d'experts

(DUBOIS *et al.*, 2000, 2008) ont leur limite quand un nombre élevé d'experts, locaux, départementaux, régionaux, nationaux devient nécessaire pour obtenir une vision globale de la population nationale. Il en résulte des évaluations souvent surestimées, parfois d'un facteur 10 par rapport à celles que livre l'atlas des oiseaux nicheurs 2005-2012. Un tel décalage était prévisible compte tenu de la multiplicité des sources d'incertitude déjà évoquée. La méthode proposée ici constitue un pas vers une meilleure évaluation des populations d'oiseaux communs nicheurs en France notamment parce qu'elle permet de passer d'une première évaluation avec une précision d'un facteur 10 (YEATMAN, 1976) à une évaluation des populations allant généralement d'un facteur 2 à 3. Elle est suffisamment simple pour être applicable à l'échelle de pays où les données environnementales, trop fragmentaires, ne permettent pas de modéliser correctement l'abondance des espèces dans l'espace.

Par ailleurs, si l'estimation des populations d'oiseaux communs nicheurs ne poursuit pas le même objectif que le suivi temporel des populations par des méthodes indiciaires (comme le STOC en France), il présente un intérêt dans le temps. Celui-ci n'est ni à court ni à moyen terme compte tenu de l'ampleur des fourchettes proposées mais à très long terme (> 30 ans). L'estimation absolue, même imparfaite, constitue une référence utilisable dans un futur lointain, échelle à laquelle la pérennité de suivis essentiellement fondés sur le bénévolat n'est pas garantie. On mesure aujourd'hui à quel point de telles estimations nous manquent pour la première moitié du XX^e siècle, ne serait-ce par exemple, que pour mieux appréhender l'impact quantitatif sur les populations d'oiseaux des grandes politiques d'aménagement du territoire qui se sont développées, en France comme dans d'autres pays, dans sa seconde moitié.

L'estimation des populations d'oiseaux à l'échelle nationale reste cependant un exercice essentiellement administratif surtout apte à faire prendre conscience de la responsabilité d'un État dans la conservation d'une ou de plusieurs espèces au niveau européen ou mondial. Cette prise de conscience s'impose progressivement pour les espèces rares. Pour les espèces communes, elle est

d'autant plus difficile à faire émerger que les estimations européennes sont elles-mêmes incertaines. Les réseaux d'ornithologues, suffisants aujourd'hui dans de nombreux pays d'Europe pour contribuer au suivi des tendances (le Pan-European Common Bird Monitoring Scheme, PECBMS), restent trop faibles pour produire des effectifs fiables. De plus, l'étalement des estimations disponibles d'un pays à l'autre (de 1988 à 2002 pour la plupart des espèces dans BIRDLIFE 2004) et les incertitudes considérables sur les effectifs de la partie européenne de la Russie n'aident guère à matérialiser tel ou tel bastion de population.

Si l'on souhaite contribuer efficacement à la conservation des populations d'oiseaux communs, une démarche plus écologique, indépendante des limites administratives, s'impose afin de mieux comprendre la répartition des effectifs dans l'espace (populations et métapopulations). En la matière, la France est en retard sur ses voisins européens. Dans ce contexte, il serait très important de mettre en place, à l'image de la Grande-Bretagne, un Comité d'estimation des populations d'oiseaux (Avian Population Estimates Panel) chargé de collecter les meilleures estimations disponibles (des espèces nicheuses ou non) et de promouvoir la mise en place de méthodologies telles que celle proposée dans cet article.

REMERCIEMENTS

Cet article n'aurait pas été écrit s'il n'y avait eu la conjonction de deux projets menés de front: le bilan (« rapportage ») sur la directive « oiseaux » et le nouvel atlas des oiseaux nicheurs de France. Nous exprimons notre reconnaissance à tous ceux qui ont contribué à ces travaux et notamment: le comité de pilotage de l'atlas et sa cheville ouvrière Nidal ISSA (LPO) qui nous a communiqué les données quantitatives, Bernard DECEUNINCK (LPO), Jacques COMOLET-TIRMAN (MNHN), Julien TOUROULT (MNHN) et le Ministère chargé de l'Écologie. Bernard FROCHOT et Frédéric JIGUET ont participé activement aux discussions autour de ces questions. Nous adressons un remerciement particulier à Pierre MIGOT, Pierre NICOLAU-GUILLAUMET et à Jean-François DEJONGHE qui ont accueilli ce projet avec enthousiasme. Ce travail doit aussi beaucoup aux améliorations suggérées par

les relecteurs Jacques BLONDEL (CNRS) et Aurélien BESNARD (EPHE) ainsi qu'aux remarques de son homonyme Aurélien BESNARD (université d'Angers). Enfin, nous ne saurions oublier les centaines d'ornithologues, bénévoles pour l'essentiel, sans le travail desquels ces estimations d'abondance n'auraient pas été possibles. Merci à eux!

BIBLIOGRAPHIE

- BIBBY (C.J.), BURGESS (N.D.), HILL (D.A.) & MUSTOE (S.H.) 2000.— *Bird census techniques*. BTO, RSPB, Birdlife international, 302 p.
- BLAKE (G.J.) & KARR (J.R.) 1987.— Breeding birds of isolated woodlots: area and habitat relationships. *Ecology*, 68: 1724-1734.
- BLONDEL (J.), FERRY (C.) & FROCHOT (B.), 1970.— La méthode des indices ponctuels d'abondance (I.P.A.) ou des relevés d'avifaune par « stations d'écoute ». *Alauda*, 38: 55-71.
- BLONDEL (J.), FERRY (C.) & FROCHOT (B.) 1981.— Point counts with unlimited distance. In RALPH & SCOTT, *Estimating Numbers of Terrestrial Birds*, Studies in avian biology n° 6: 414-420.
- DEVILLERS (P.), ROGGMAN (W.), TRICOT (J.), DEL MARMOL (P.), KERWIGER (C.), JACOB (J.-P.) & ANSELIN (A.) 1988.— *Atlas des oiseaux nicheurs de Belgique*. Bruxelles, IRSNB, 395 p.
- DUBOIS (P.-J.), LE MARÉCHAL (P.), OLIOSSO (G.) & YÉSOU (P.) 2000.— *Inventaire des Oiseaux de France*. Nathan/HER, Paris, France. 397 p.
- DUBOIS (P.-J.), LE MARÉCHAL (P.), OLIOSSO (G.) & YÉSOU (P.) 2008.— *Nouvel inventaire des Oiseaux de France*. Delachaux & Niestlé, Paris, France. 560 p.
- ESTRADA (J.), PEDROCCHI (V.), BROTONS (L.) & HERRANDO (S.) 2004.— *Atlas dels ocells nidificants de Catalunya 1999-2002*. Ed. Lynx, 650 p.
- GÉROUDET (P.), GUÉX (C.) & MAIRE (M.) 1983.— *Les oiseaux nicheurs du canton de Genève. Atlas historique, distribution, écologie*. Muséum de Genève, 350 p.
- GIBBONS (D.W.), REID (J.B.) & CHAPMAN (R.A.) 1993.— *The new atlas of breeding birds in Britain and Ireland: 1988-1991*. Ed. Poyser, 520 p.
- GUTZWILLER (K.J.) 1997.— Bird reaction to observer clothing colour: implication for distance sampling techniques. *J. of Wildl. Manag.*, 61: 935-947.
- HERMANT (D.) 1989-1990.— Peuplement d'oiseaux des boqueteaux. *Le Jean-le-Blanc*, 28-29: 12-22.
- ISENMANN (P.) & PRODON (R.) 1999.— Merle bleu. In ROCAMORA (G.) & YEATMAN-BERTHELOT (D.) 1999: *Oiseaux menacés et à surveiller en France. Liste rouge et recherche de priorités. Populations. Tendances. Menaces. Conservation*. SEOF/LPO, pp. 264-265.

- ISSA (N.) 2012.— *Limicoles nicheurs en France. Enquête 2010-2011*. LPO, 41 p.
- JACOB (J.-P.), DEHEM (C.), BURNEL (A.), DAMBIERMONT (J.L.), FASOL (M.), KINET (T.), VAN DER ELST (D.) & PAQUET (J.-Y.) 2010.— *Atlas des oiseaux nicheurs de Wallonie 2001-2007*. Aves, 524 p.
- JACOB (J.-P.) & PAQUAY (M.) 1992.— *Oiseaux nicheurs de Famene. L'atlas de Lesse et Lomme 1985-1989*. Aves, Liège, 360 p.
- KERBIRIOU (E.) 2006.— *Biologie et gestion des habitats du Butor étoilé en France. Recueil d'expériences*. LPO, 96 p.
- LARDELLI (R.) 1988.— *Atlante degli uccelli nidificanti nel Mendrisiotto*. Societa Ticinese di scienze naturali, 222 p.
- MARION (L.) 2009.— *Recensement national des Hérons coloniaux de France en 2007. Héron cendré, Héron pourpré Héron bihoreau, Héron crabier, Héron gardebœuf, Aigrette garzette, Grande Aigrette*. MEEDD, 84 p.
- MARION (L.), BARBIER (L.) & MORIN (CH.) 2006.— Statut du Blongios nain *Ixobrychus minutus* en France entre 1968 et 2004 et causes probables de l'évolution de ses effectifs. *Alauda*, 74: 155-170.
- MULLER (Y.) 1987.— Les recensements par Indices Ponctuels d'Abondance (I.P.A.), conversion en densité et test de la méthode. *Alauda*, 55: 221-226.
- MULLER (Y.) 1997.— Les oiseaux de la Réserve de biosphère des Vosges du Nord. *Ciconia*, 21: 1-347
- MULLER (Y.) (coord.) 2012.— La biodiversité (faune, flore, fonge) de la Réserve de biosphère des Vosges du Nord. Etat des connaissances et évolution au cours des dernières décennies. *Ciconia*, 36: 476 p.
- MURGUI PÉREZ (E.) 2011.— How many common birds are there in Spain? A comparison of census methods and national population size estimates. *Ardeola*, 58: 343-364.
- MUSÉUM NATIONAL D'HISTOIRE NATURELLE (coord.) 2012.— *Cahiers d'habitats Natura 2000-Oiseaux*. Ed. La documentation française, 3 volumes.
- MUSGROVE (A.), AEBISHER (N.), EATON (M.), HEARN (R.), NEWSON (S.), NOBKE (D.), PARSONS (M.), RISELY (K.) & STODD (D.) 2013.— Population estimates of birds in Great Britain and the United Kingdom. *British Birds*, 106: 64-100.
- NEWSON (S.E.), EVANS (K.L.), NOBLE (D.G.), GREEWODD (J.J.D.) & GASTON (K.J.) 2008.— Use of distance sampling to improve estimates of national population sizes for common and widespread breeding birds in the UK. *Journal of applied ecology*, 45: 1330-1338.
- PAQUET (J.-Y.) 2012.— Combien d'oiseaux en Wallonie? Le défi d'estimations d'effectifs d'espèces communes. *Aves*, 49: 159-168.
- RIFFELL (S.K.) & RIFFELL (B.D.) 2002.— Can observer clothing colour affect estimates of richness and abundance? An experiment with point counts. *J. of Field Orn.*, 73: 351-359.
- ROCHÉ (J.) 1978.— Dénombrement d'oiseaux aquatiques en Côte-d'Or et Saône-et-Loire. *Jean-Le-Blanc*, 17: 60-71.
- ROCHÉ (J.) 1989.— Contribution au dénombrement et à l'écologie des sept espèces d'oiseaux aquatiques nicheurs en rivière. *Alauda*, 57: 172-183.
- ROCHÉ (J.) 2013.— Suivi quantitatif de l'avifaune nicheuse de la Loire et de l'Allier 1990-2012. Programme STORI, Université de Bourgogne, 114 p.
- SCHAUB (M.), KÉRY (M.), BIRNER (S.), RUDIN (M.) & JENNI (L.) 2011.— Habitat-density associations are not geographically transferable in Swiss farmland birds. *Ecography*, 34: 693-704.
- SCHMID (H.), LUDER (R.), NAEF-DAENZER (B.), GRAF (R.) & ZBINDEN (N.) 1998.— *Atlas des oiseaux nicheurs de Suisse*. Station ornithologique suisse de Sempach, 574 p.
- STOC 2012 - <http://vigienature.mnhn.fr/page/oiseaux>
- THÉVENET (S.) 2011.— Habitats et pratiques de gestion favorables aux fauveltes à lunettes en Grande Camargue. Rapport de stage AgroParisTech, 89 p.
- THIBAUT (J.-C.), HACQUEMAND (D.), MONEGLIA (P.), PELLEGRINI (H.), PRODON (R.), RECORBET (B.), SEGUIN (J.-F.) & VILLARD (P.) 2011.— Distribution and population size of the Corsican Nuthatch *Sitta whiteheadi*. *Bird Conservation International*, 21: 199-206.
- THIOLLAY (J.-M.) & BRETAGNOLLE (V.) 2004.— *Rapaces nicheurs de France, Distribution, effectifs et conservation*. Delachaux et Niestlé, Paris. 176 p.
- YEATMAN (L.) 1976.— *Atlas des oiseaux nicheurs de France*. SOF, Ministère de la qualité de la vie et de l'environnement, 284 p.
- YEATMAN-BERTHELOT (D.) & JARRY (G.) 1994.— *Nouvel atlas des oiseaux nicheurs de France. 1985-1989*. Société Ornithologique de France. 775 p.
- WEISERBS (A.) & JACOB (J.-P.) 2007.— Oiseaux nicheurs de Bruxelles 2000-2004: répartition, effectifs, évolution. *Aves*, Liège, 292 p.
- WHITTINGHAM (M.J.), KREBS (J.R.), SWETNAM (R.D.), VICKERY (J.A.), WILSON (J.D.) & FRECKELTON (R.P.) 2007.— Should conservation strategies consider spatial generality? Farmland birds show regional not national patterns of habitat association. *Ecology Letters*, 10: 25-35.
- WHITTINGHAM (M.J.), WILSON (J.D.) & DONALD (P.F.) 2003.— Do habitat association models have any generality? Predicting skylark *Alauda arvensis* abundance in different regions of southern England. *Ecography*, 26: 521-531.

ANNEXE I. – Comparaison des estimations nationales en nombre de couples obtenus par la méthode des deux moyennes (moyenne géométrique Mg et moyenne arithmétique Ma) et par l'utilisation des densités dans les atlas des pays limitrophes. C1 = 1-9 couples, C2 = 10-99, C3 = 100-999. * Espèce à classe supérieure d'abondance réduite pour tenir compte de sa biologie; C2* = 10-30 couples, C3* = 100 - 300 couples. AONF: *Atlas des Oiseaux Nicheurs de France 2005-2012* (répartition dans les classes d'abondance fondée sur environ 50 % des données semi-quantitatives). L'effectif actualisé (E) est calculé par le produit suivant: E = D x N x T avec D = Densité atlas de référence, N = nb de mailles probables ou certains dans l'atlas France (2005-2012), T = 1 + tendance STOC à court ou à long terme selon l'atlas de référence (voir texte).

Fonds grisé: espèces ayant moins de 10 % de mailles évaluées quantitativement.

Comparison of national estimates obtained by the MDM and MARA methods for 154 species (see text for explanation).

		ATLAS FRANCE (MDM)					AUTRES ATLAS (MARA)		
		Répartition des mailles	Mg	Effectif	Ma	Source	Densité (couples/100 km ²)	Effectif actualisé France	Estimation retenue
Accenteur alpin*	<i>Prunella collaris</i>	AONF (C3*)	7 440	10 712	10 712	ESTRAIDA <i>et al.</i> , 2004 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	53-93 59-79	9 000-17 000 10 000-14 000	7 000-17 000
Accenteur mouchet	<i>Prunella modularis</i>	AONF	985 804	1 564 190	1 564 190	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	863 240 595	3 200 000 900 000 2 200 000	900 000-2 000 000
Alouette calandrelle	<i>Calandrella brachydactyla</i>	50 % C1, 50 % C2	818	1 417	1 417	ESTRAIDA <i>et al.</i> , 2004	16,6-26,3	800-1 400	800-1 500
Alouette des champs	<i>Alauda arvensis</i>	AONF	921 074	1 468 018	1 468 018	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	778 99 323	2 200 000 320 000 900 000	900 000-1 500 000
Alouette lulu*	<i>Lullula arborea</i>	AONF (C3*)	58 732	92 567	92 567	—	—	—	58 000-93 000
Bec-croisé des sapins	<i>Loxia curvirostra</i>	AONF	11 247	19 457	19 457	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	125 42	60 000 20 000	11 000-20 000
Bécasse des bois	<i>Scolopax rusticola</i>	AONF	2 649	4 545	4 545	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	9,3 7,4-10,7 11,5	3 000 2 000-3 000 3 300	2 500-5 000
Bergeronnette des ruisseaux	<i>Motacilla cinerea</i>	AONF	33 781	58 095	58 095	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	17,4 12,6	53 000 38 000	30 000-60 000
Bergeronnette grise	<i>Motacilla alba</i>	AONF	357 089	620 076	620 076	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	122 217 71	600 000 1 000 000 350 000	350 000-600 000
Bergeronnette printanière	<i>Motacilla flava</i>	AONF	103 737	170 752	170 752	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	65,9 25,9	280 000 110 000	100 000-200 000
Bouscarle de Cetti	<i>Cettia cetti</i>	AONF	20 358	35 132	35 132	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	24	42 000	20 000-36 000
Bouvreuil pivone	<i>Pyrrhula pyrrhula</i>	AONF	93 363	161 915	161 915	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	107 112 63,5	89 000 153 000 53 000	90 000-170 000
Bruant des roseaux	<i>Emberiza schoeniclus</i>	AONF	18 423	31 775	31 775	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 ESTRAIDA <i>et al.</i> , 2004	29-40 11-22	25 000-34 000 9 000-19 000	18 000-34 000
Bruant jaune	<i>Emberiza citrinella</i>	AONF	463 403	787 575	787 575	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	612 134 145	1 100 000 340 000 270 000	400 000-800 000

ATLAS FRANCE (MDM)				AUTRES ATLAS (MARA)			
	Répartition des mailles	Effectif Mg	Ma	Source	Densité (couples/100 km ²)	Effectif actualisé France	Estimation revenue
Bruant proyer	AONF	179 286	303 624	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	233 36	390 000 60 000	150 000-300 000
Bruant zizi	AONF	204 739	355 416	-	-	-	200 000-400 000
Caille des blés	AONF	30 388	52 462	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	7,2	13 000	30 000-60 000
Cassenoix moucheté	AONF	4 096	7 084	-	-	-	4 000-8 000
Chardonneret élégant	AONF	876 640	1 501 917	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	117 46-115	570 000 110 000-290 000	800 000-1 500 000
Chocard des Alpes	100 % C2	7 204	12 481	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	14,1-26,4 39-56 40-60	70 000-130 000 8 000-13 000 8 000-14 000	7 000-14 000
Choucas des tours	AONF	134 381	233 077	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	34-72 41-69	70 000-150 000 120 000-210 000	130 000-230 000
Chouette chevêche*	AONF (C3*)	16 737	28 222	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	6,4-2,8 24,8	14 000-28 000 54 000	15 000-30 000
Chouette effraie*	AONF (C2*)	20 083	27 578	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	3-5 5,8-8,7 5,9	6 000-11 000 13 000-19 000 13 000	20 000-30 000
Chouette hulotte*	AONF (C2*)	47 275	59 054	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	12-14 13-15 > 12	41 000-49 000 45 000-52 000 > 41 000	47 000-60 000
Cincle plongeur	AONF	15 190	26 165	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	6,8-11,3 6,4-19,1 15-30	8 000-13 000 7 000-22 000 17 000-34 000	15 000-30 000
Cisticole des jones	AONF	30 806	53 359	-	-	-	30 000-50 000
Cochevis huppé	AONF	10 786	18 586	-	-	-	10 000-20 000
Corbeau freux	AONF	190 096	330 263	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	438 85-89	460 000 90 000-94 000	190 000-330 000
Cornelle noire	AONF	908 682	1 573 904	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	180-337 30	1 000 000-1 900 000 153 000	900 000-1 900 000
Coucou gris*	AONF (C3*)	131 165	214 075	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	18-29 44-66 47-72	74 000-120 000 200 000-300 000 220 000-330 000	130 000-220 000
Engoulevent d'Europe* <i>Caprimulgus europaeus</i>	AONF (C3*)	25 170	40 581	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	15,8 6,2	21 000 8 500	25 000-45 000
Étourneau sansonnet	AONF	2 264 821	3 264 234	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	440 392 1 195	1 900 000 1 900 000 5 000 000	2 000 000-3 000 000
Faisan de Colchide	AONF	143 271	221 973	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	194	1 200 000	140 000-230 000

Fauvette à tête noire	<i>Sylvia atricapilla</i>	AONF	3 431 273	4 497 485	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	330 444-667 375	2 400 000 3 200 000-4 400 000 2 700 000	3 000 000-5 000 000
Fauvette babillarde*	<i>Sylvia curruca</i>	AONF (C3*)	10 806	18 205	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	6-25 31-47	5 000-21 000 25 000-38 000	10 000-20 000
Fauvette des jardins	<i>Sylvia borin</i>	AONF	319 091	554 460	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	157-307 222-333 135	300 000-600 000 600 000-1 000 000 260 000	300 000-600 000
Fauvette grisette	<i>Sylvia communis</i>	AONF	580 966	991 829	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	84-145 341	220 000-390 000 900 000	600 000-1 000 000
Fauvette pitchou	<i>Sylvia undata</i>	AONF	14 326	24 773	-	-	-	14 000-25 000
Geai des chênes	<i>Garrulus glandarius</i>	AONF	395 654	687 227	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	126 112-157 67	1 000 000 650 000-920 000 520 000	400 000-1 000 000
Gobemouche à collier	<i>Ficedula albicollis</i>	AONF	2 400	4 200	-	-	-	2 500-4 500
Gobemouche gris*	<i>Muscicapa striata</i>	AONF (C3*)	51 544	88 046	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	32 49-73 57	40 000 160 000-240 000 71 000	50 000-90 000
Gobemouche noir	<i>Ficedula hypoleuca</i>	AONF	1 154	1 985	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	41 64	3 400 5 300	3 000-6 000
Gorgbleue à miroir	<i>Luscinia svecica</i>	AONF	9047	15 680	-	-	-	9 000-16 000
Grèbe castagneux	<i>Tachypetes ruficollis</i>	AONF	14 045	23 998	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	4,5-5,5	9 000-11 000	10 000-25 000
Grèbe huppé	<i>Podiceps cristatus</i>	AONF	21 268	36 570	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	5,4-6,6	10 000-13 000	20 000-40 000
Grimpereau des bois	<i>Certhia familiaris</i>	AONF	262 343	346 285	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	119 136 29,5	80 000 90 000 20 000	100 000-200 000
Grimpereau des jardins	<i>Certhia brachyactyla</i>	AONF	735 498	1 232 831	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	94 87	400 000 660 000	700 000-1 000 000
Grive draine	<i>Turdus viscivorus</i>	AONF	428 012	743 665	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	107 109 103	350 000 340 000 400 000	350 000-700 000
Grive litorne	<i>Turdus pilaris</i>	AONF	14 293	24 736	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	41	23 000	14 000-25 000
Grive musicienne	<i>Turdus philomelos</i>	AONF	906 741	1 495 198	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	397 561 437-546	4 100 000 2 000 000-2 400 000 5 900 000	900 000-1 500 000
Grosbec casse-noyaux	<i>Coccothraustes coccothraustes</i>	AONF	22 716	39 164	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	14 24,5	31 000 85 000	20 000-40 000
Guépier d'Europe	<i>Merops apiaster</i>	AONF	8 489	14 618	-	-	-	8 000-15 000
Hibou moyen duc*	<i>Asio otus</i>	AONF (C2*)	16 190	20 886	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	14-18 3,6-11,7 6,6-8,2 9,5-11,5	30 000-38 000 8 000-25 000 14 000-17 000 20 000-24 000	16 000-25 000
Hibou petit duc*	<i>Otus scops</i>	AONF (C2*)	2 647	3 976	-	-	-	2 500-4 000

ATLAS FRANCE (MDM)			AUTRES ATLAS (MARA)					
	Répartition des mailles	Mg	Effectif	Source	Densité (couple/100 km ²)	Effectif actualisé France	Estimation retenue	
Hirondelle de fenêtre	<i>Delichon urbica</i>	AONF	567 417	980 348	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	112-224 238-476 290	550 000 - 1 100 000 1 200 000-2 300 000 1 400 000	500 000-1 000 000
Hirondelle de rivage	<i>Riparia riparia</i>	AONF	53 416	92 717	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	78-252 56	72 000 - 230 000 52 000	50 000-100 000
Hirondelle rustique	<i>Hirundo rustica</i>	AONF	947 014	1 623 629	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	224 257-386 350	750 000 1 300 000-2 000 000 1 200 000	900 000-1 700 000
Huppe fasciée*	<i>Upupa epops</i>	AONF (C3*)	50 138	82 025	-	-	-	50 000-90 000
Hypolaïs polyglotte	<i>Hypolaïs polyglotta</i>	AONF	424 041	727 893	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	49-62	6 000-7 500	400 000-700 000
Lagopède alpin*	<i>Lagopus mutus</i>	AONF (C2*)	1 426	1 722	SCHMID <i>et al.</i> , 1993	260	340 000	1 500-3 000
Linotte mélodieuse	<i>Carduelis cannabina</i>	AONF	536 645	923 089	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	72-144 423	180 000-360 000 550 000	500 000-1 000 000
Locustelle luscinoïde	<i>Locustella luscinioides</i>	AONF	441	744	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	3,3	350	400-800
Locustelle tachetée	<i>Locustella naevia</i>	AONF	13 154	19 625	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	4-7 15,6	4 000-7 000 15 000	13 000-19 000
Loriot d'Europe*	<i>Oriolus oriolus</i>	AONF (C3*)	78 254	131 930	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	6-10 6,6-13,2	19 000-32 000 25 000-50 000	70 000- 130 000
Martin pêcheur d'Europe	<i>Alcedo atthis</i>	AONF	10 453	17 762	Devillers <i>et al.</i> , 1988 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004 Avec longueur rivière	4-5 4-6,7 12-17 2-3 c./10 km	8 000-10 000 4 000-13 000 7 000-10 000 19 000-32 000	10 000-18 000
Martinet alpin	<i>Tachymarpis melba</i>	AONF	4 086	7 043	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	15-16,2	4 000-5 000	5 000-9 000
Martinet noir	<i>Apus apus</i>	AONF	392 829	651 816	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	96 48 118-176	400 000 200 000 500 000-700 000	350 000-650 000
Mertle à plastron	<i>Turdus torquatus</i>	AONF	25 166	43 720	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	130-195 37-287	34 000-51 000 10 000-75 000	25 000-50 000
Mertle de roche	<i>Monticola saxatilis</i>	AONF	1 730	2 945	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	4,9-7,3 6-18	1 500-2 200 2 000-5 300	1 500-3 000
Mertle noir	<i>Turdus merula</i>	AONF	381 3612	503 0881	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	1 703 1 739 1 500	12 000 000 9 000 000 11 000 000	4 000 000-6 000 000
Mésange à longue queue	<i>Aegithalos caedatus</i>	AONF	484 428	803 091	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	112 26 59	520 000 120 000 180 000	400 000-800 000
Mésange bleue	<i>Cyanistes caeruleus</i>	AONF	2 363 044	3 371 567	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	1 385 375-625 363	13 000 000 2 300 000-3 800 000 3 500 000	2 000 000-4 000 000

Mésange boréale	<i>Parus montanus</i>	AONF	212 123	275 800	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	86 83-195	47 000 61 000-143 000	200 000-300 000
Mésange charbonnière	<i>Parus major</i>	AONF	2 759 151	3 874 005	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	691 1 116-1 563	5 000 000 7 000 000-10 000 000	2 000 000-4 000 000
Mésange huppée	<i>Parus cristatus</i>	AONF	284 142	405 586	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	264-352 87	580 000-770 000 220 000	300 000-600 000
Mésange noire	<i>Parus ater</i>	AONF	577 888	711 872	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	304 1 085	250 000 1 500 000	500 000-800 000
Mésange nonnette	<i>Parus palustris</i>	AONF	223 713	388 473	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	70 105-210	220 000 500 000-1 000 000	200 000-400 000
Moineau domestique	<i>Passer d. domesticus</i>	AONF	3 441 361	4 601 201	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	1 070-1 892 1 937-2 421 1 995	6 000 000-10 000 000 10 000 000-12 000 000 11 000 000	3 000 000-5 000 000
Moineau friquet	<i>Passer montanus</i>	AONF	77 509	134 468	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	610 106 230-329	340 000 60 000 270 000-380 000	80 000-300 000
Moineau souldie	<i>Petronia petronia</i>	AONF	10 930	18 914	-	-	-	10 000-19 000
Niverolle alpine	<i>Montifringilla nivalis</i>	AONF	2 044	3 531	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	20-40	2 000-4 000	2 000-4 000
Oedicnème criard*	<i>Burhinus oedicanus</i>	AONF (C3*)	19 091	31 583	-	-	-	19 000-32 000
Outarde canepetière	<i>Otis tetraz</i>	AONF	1 195	2 039	-	-	-	1 000-2 000
Perdrix bartavelle	<i>Alectoris graeca</i>	AONF	261	435	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	15,4-20,5	1 400-1 800	300-1 500
Perdrix grise	<i>Perdix perdix</i>	AONF	81 350	141 193	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	117 30-88	170 000 33 000-97 000	80 000-150 000
Perdrix rouge	<i>Alectoris risfa</i>	AONF	42 797	74 036	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	101	200 000	40 000-80 000
Phragmite des joncs*	<i>Acrocephalus schoenobaenus</i>	AONF (C3*)	5 048	7 952	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	11,9	9 000	5 000-8 000
Pic cendré	<i>Picus canus</i>	AONF	831	1 385	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	6,5-13	1 800-3 600	1 000-3 500
Pic épeiche*	<i>Dendrocopos major</i>	AONF (C3*)	271 443	376 732	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	15,6-18,8 77-121 33	130 000-160 000 420 000-660 000 280 000	250 000-400 000
Pic épeichette*	<i>Dendrocopos minor</i>	AONF (C3*)	27 059	46 230	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	5,8-11,6 11,4-13,7 3,4	4 000-8 000 25 000-28 000 2 500	25 000-50 000
Pic mar*	<i>Dendrocopos medius</i>	AONF (C3*)	23 720	40 087	-	-	-	20 000-40 000
Pic noir*	<i>Dryocopus martius</i>	AONF (C2*)	14 459	19 928	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	7-11,5 2,9	18 000-30 000 24 000	15 000-30 000
Pic vert*	<i>Picus viridis</i>	AONF (C3*)	157 632	248 079	ESTRADA <i>et al.</i> , 2004 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	2,1-6,9 13,3 11,1-22,2 17,5	17 000-56 000 88 000 50 000-100 000 120 000	150 000-250 000

ATLAS FRANCE (MDM)				AUTRES ATLAS (MARA)			
Répartition des mailles	Effectif		Source	Densité (couples/100 km ²)	Effectif actualisé France	Estimation retenue	
	Mg	Ma					
Pie bavarde	AONF	374285	616854	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	332 56-112 56	520 000 300 000-600 000 88 000	300 000-600 000
Pie-grièche à tête rousse	AONF	2245	3798	-	-	-	2 000-4 000
Pie-grièche écorcheur	AONF	63868	110343	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	48-60 5,8	200 000-250 000 20 000	60 000-120 000
Pigeon colombin*	AONF (C3*)	24875	42363	Devillers <i>et al.</i> , 1988	26,6	52 000	24 000-43 000
Pigeon ramier	AONF	2435484	3425964	Devillers <i>et al.</i> , 1988	189-421	2 500 000-5 500 000	2 500 000-3 500 000
Pinson des arbres	AONF	4267427	5451768	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	2157 718	11 000 000 3 800 000	4 000 000-6 000 000
Pipit des arbres	AONF	204009	345611	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	99 128-179 93	330 000 550 000-770 000 310 000	200 000-350 000
Pipit farlouse	AONF	9942	17106	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	106	10 000	9 000-18 000
Pipit rousseline	AONF	3166	5391	-	-	-	3 000-6 000
Pipit spioncelle	AONF	28949	50293	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	171-342	22 000-44 000	25 000-50 000
Pouillot de Bonelli	AONF	54623	94705	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	29-58	58 000-117 000	60 000-110 000
Pouillot fitis	AONF	73338	127246	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	24-36 378	41 000-62 000 300 000	70 000-130 000
Pouillot siffleur	AONF	21778	37641	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	20 28-56 151	6 000 43 000 42 000-83 000	20 000-40 000
Pouillot véloce	AONF	1769207	2579820	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	385 759-868 491	1 300 000 2 800 000-3 200 000 1 600 000	1 500 000-3 000 000
Poule d'eau	AONF	136054	235910	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	123 129	450 000 420 000	100 000-300 000
Rale d'eau	AONF	2715	4593	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	1-5 2,1-4,2 16,8-35,8	600-3 000 1 200-2 500 10 000-21 000	3 000-5 000
Roitelet à triple bandeau	AONF	371473	494296	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	404	770 000	350 000-500 000
Roitelet huppé	AONF	307183	436300	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	290 361	480 000 590 000	300 000-450 000
Rossignol philomèle	AONF	512007	816819	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	12,4-23,4	44 000-82 000	500 000-800 000
Rougegorge familier	AONF	2485481	3399267	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	1656 978-1304 606	13 000 000 3 700 000-5 000 000 4 800 000	2 000 000-4 000 000

Rougequeue à front blanc	<i>Phoenicurus phoenicurus</i>	AONF	71 737	124 192	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	88-324 24-35 15,6	300 000-1 100 000 120 000-180 000 55 000	70 000-140 000
Rougequeue noir	<i>Phoenicurus ochruros</i>	AONF	545 520	936 431	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	44,8 200	220 000 670 000-1 300 000	500 000-1 000 000
Rousserolle effarvée	<i>Acrocephalus scirpaceus</i>	AONF	38 841	67 179	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	27	48 000	35 000-70 000
Rousserolle turdoïde	<i>Acrocephalus arundinaceus</i>	AONF	1 774	3 011	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	3,5	1 200	1 500-3 000
Rousserolle verderolle	<i>Acrocephalus palustris</i>	AONF	6 105	10 448	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988 SCHMID <i>et al.</i> , 1998	27-69 11-22	16 000-41 000 7 000-13 000	6 000-11 000
Serin cini	<i>Serinus serinus</i>	AONF	210 799	365 846	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	47-94 15,4	140 000-280 000 34 000	200 000-400 000
Sittelle torchepot	<i>Sitta europaea</i>	AONF	781 369	1 309 693	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	122 159-273 98	380 000 800 000-1 400 000 310 000	700 000-1 400 000
Sizerin flammé/cabaret	<i>Carduelis flammaea</i>	AONF	2 638	4 573	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	39-58	2 500-4 000	2 000-5 000
Tarin des aulnes	<i>Carduelis spinus</i>	AONF	344	580	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	17-34 28	1 400-2 800 2 400	500-1 500
Tichodrome échelette	<i>Tichodroma muraria</i>	AONF	402	676	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	2,5-4,9 6-15	250-500 600-1 500	400-700
Torcol fourmilier	<i>Jynx torquilla</i>	AONF	3 931	6 611	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	8,4-12,6	8 000-13 000	4 000-7 000
Tourterelle des bois	<i>Streptopelia turtur</i>	AONF	289 768	493 771	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	107 88	270 000 250 000-500 000	330 000
Tourterelle turque	<i>Streptopelia decaocto</i>	AONF	955 726	1 627 336	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	110 55-74 183	2 200 000 350 000-470 000 3 600 000	1 000 000-2 000 000
Traquet moitteux*	<i>Oenanthe oenanthe</i>	AONF (C3*)	7 993	12 207	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	19-38 > 41	7 000-14 000 15 000	8 000-13 000
Traquet pâtre	<i>Saxicola torquata</i>	AONF	262 239	455 137	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	10-25,3 10,4	50 000-130 000 49 000	250 000-500 000
Traquet tarter	<i>Saxicola rubetra</i>	AONF	10 626	18 333	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	13,2-26,4 31,7-47,6 7	4 000-8 000 13 000-20 000 2 000	10 000-20 000
Troglodyte mignon	<i>Troglodytes troglodytes</i>	AONF	3 047 810	3 993 220	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	2 679 536-751 670	13 000 000 1 900 000-2 700 000 3 300 000	3 000 000-4 000 000
Venturon montagnard*	<i>Carduelis citrinella</i>	AONF (C3*)	13 692	18 261	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	37-110 220-396	3 200-9 500 19 000-34 000	13 000-19 000
Verdier d'Europe	<i>Carduelis chloris</i>	AONF	1 058 243	1 787 645	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993 SCHMID <i>et al.</i> , 1998 DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	258 359-598 116-203	860 000 390 000-670 000 1 200 000-2 000 000	1 000 000-2 000 000

ATLAS FRANCE (MDM)				AUTRES ATLAS (MARA)			
	Répartition des mailles	Effectif Mg	Ma	Source	Densité (couples/100 km ²)	Effectif actualisé France	Estimation retenue
Bruant fou	50 % C1, 50 % C2	8 822	15 232	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	27-54	13 000-28 000	8 000-28 000
Bruant ortolan	50 % C1, 50 % C2	4 965	8 573	-	-	-	4 000-9 000
Coucou geai	100 % C1	414	690	ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	8,4-14,9	1 100-2 100	400-700
Crave à bec rouge	90 % C1, 10 % C2	1 517	2 582	-	-	-	1 000-3 000
Étourneau unicolore	50 % C2 et 50 % C3	7 328	12 739	ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	282-462	12 000-20 000	7 000-13 000
Fauvette mélanocéphale	33 % C1, 33 % C2, 33 % C3	58 880	102 317	-	-	-	50 000-100 000
Fauvette orphée	45 % C1, 45 % C2, 10 % C3*	8 155	11 605	-	-	-	8 000-12 000
Fauvette passerinette	50 % C1, 50 % C2	9 721	16 784	-	-	-	9 000-18 000
Fauvette sarde	50 % C2, 50 % C3	2 085	3 624	-	-	-	2 000-4 000
Grand corbeau	70 % C1, 30 % C2*	10 524	13 700	SCHMID <i>et al.</i> , 1998 ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	3,6-6 7-8	8 000-14 000 16 000-19 000	10 000-14 000
Grand duc d'Europe	100 % C1	2 472	4 120	ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	3,7-4,7	3 000-4 000	2 500-4 500
Hirondelle de rochers	50 % C1, 50 % C2	16 851	29 096	SCHMID <i>et al.</i> , 1998	14,8-18,5	14 000-18 000	15 000-30 000
Hypolaïs icterine	50 % C1, 50 % C2	1 068	1 845	DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988	35	2 000	1 000-2 000
Lusciniole à moustaches	50 % C1, 50 % C2	1 250	724	ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	9-12,7	400-500	700-1 300
Martinet pâle	50 % C1, 50 % C2	865	1 493	-	-	-	1 000-1 500
Merle bleu	50 % C1, 50 % C2	3 101	5 355	ESTRADA <i>et al.</i> , 2004	24-39	4 000-7 000	3 000-6 000
Mésange à moustaches	100 % C2	1 479	2 562	-	-	-	1 500-3 000
Pic à dos blanc	100 % C1	54	90	-	-	-	260-320*
Pipit maritime	100 % C2	3 115	5 396	GIBBONS <i>et al.</i> , 1993	61,4	6 000	3 000-6 000
Pouillot ibérique	33 % C1, 33 % C2, 33 % C3	3 887	6 754	-	-	-	3 000-7 000
Traquet oreillard	100 % C1	150	250	-	-	-	150-250
Venturion corse	50 % C2, 50 % C3	4 170	7 248	-	-	-	4 000-8 000

ANNEXE II.– Densités de populations de 94 espèces dans quatre atlas d'oiseaux nicheurs d'Europe moyenne comparée à celle obtenue en France par la méthode des deux moyennes (MDM). En gris, les 46 espèces dont les densités sont calculables dans les cinq atlas à la fois.

Population densities of 94 species in four atlas of breeding birds compared to those from MDM method (french atlas).

	DENSITÉS (couples/100 km ²)				
	France (MDM 2005-2012)	Grande-Bretagne (GIBBONS <i>et al.</i> , 1993)	Suisse (SCHMID <i>et al.</i> , 1998)	Belgique (DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988)	Catalogne (ESTRADA <i>et al.</i> , 2004)
Accenteur mouchet	343	863	240	595	735
Alouette des champs	302	778	99	323	325
Bergeronnette des ruisseaux	15	21	17	13	53
Bergeronnette grise	99	122	217	71	200
Bouvreuil pivoine	57	107	112	64	256
Bruant jaune	165	612	134	145	150
Chardonneret élégant	244	117	81	20	1365
Chouette effraie	11	6	7	4	17
Chouette hulotte	15	12	14	13	50
Corneille noire	241	372	259	30	54
Coucou gris	42	11	55	24	60
Etourneau sansonnet	566	440	392	1195	1678
Fauvette à tête noire	749	330	556	375	1618
Fauvette des jardins	153	135	278	232	359
Geai des chênes	115	126	135	67	540
Grive draine	144	107	109	103	290
Grive musicienne	268	397	492	561	208
Hibou moyen duc	9	8	11	16	7
Hirondelle de fenêtre	157	168	357	290	517
Hirondelle de rivage	79	165	83	56	173
Hirondelle rustique	252	224	322	350	669
Linotte mélodieuse	178	260	108	423	1365
Martinet noir	127	48	147	96	852
Merle noir	816	1703	1739	1500	2269
Mésange à longue queue	140	112	26	39	509
Mésange bleue	547	1385	500	363	1778
Mésange charbonnière	612	691	1340	780	2440
Mésange noire	424	304	1085	229	1414
Mésange nonnette	98	70	158	118	259
Moineau domestique	758	1481	2179	1995	9174
Moineau friquet	64	106	280	610	1230
Pic épeiche	68	9	99	33	89
Pic vert	46	13	17	18	151
Pie bavarde	102	332	84	56	454
Pigeon colombin	24	169	12	27	58
Pigeon ramier	561	1105	138	305	659
Pinson des arbres	910	2157	3788	718	807
Pipit des arbres	82	99	154	93	152
Pouillot véloce	454	385	814	491	305
Roitelet huppé	178	290	1144	361	989
Rougegorge familier	598	1656	1141	606	3025
Sittelle torchepot	245	122	216	98	76
Tourterelle turque	261	110	65	183	363
Traquet tarius	21	20	40	7	34
Troglodyte mignon	719	2679	644	670	1219
Verdier d'Europe	300	258	479	160	638
Bec-croisé des sapins	32		125	42	217
Bécasse des bois	12	9	9	12	
Bruant des roseaux	20	119		35	17
Bruant proyer	91	233		36	865

	DENSITÉS (couples/100 km ²)				
	France (MDM 2005-2012)	Grande-Bretagne (GIBBONS <i>et al.</i> , 1993)	Suisse (SCHMID <i>et al.</i> , 1998)	Belgique (DEVILLERS <i>et al.</i> , 1988)	Catalogne (ESTRADA <i>et al.</i> , 2004)
Choucas des tours	60	181		53	55
Chouette chevêche	10	10		25	51
Cincla plongeur	18	13	9		23
Engoulevent d'Europe	24	16		6	91
Fauvette babillarde	18	82	39	16	
Fauvette grisette	206	341		115	52
Gobemouche gris	29	57		32	61
Grimpereau des bois	440	119	136	30	
Grimpereau des jardins	229		94	87	495
Grosbec casse-noyaux	20	28	14	25	
Loriot d'Europe	32		10	8	75
Martin pêcheur d'Europe	7	5		5	15
Merle à plastron	132	21	163		160
Mésange boréale	332	32	139	86	
Mésange huppée	135		308	87	774
Pic épeichette	17	9	13	3	
Pic noir	7		9	3	5
Pie-grièche écorcheur	25		54	6	302
Pouillot fitis	68	940	30	378	
Pouillot siffleur	27	20	42	151	
Poule d'eau	54	129		123	119
Râle d'eau	6	3		3	26
Roitelet à triple bandeau	156		845	404	1385
Rosignol philomèle	189	18		18	2837
Rougequeue à front blanc	36	206	30	16	
Rougequeue noir	150		803	45	200
Rousserolle effarvatte	30	95	37	27	
Serin cini	75		71	15	2473
Tarin des aulnes	5	412	26	28	
Tourterelle des bois	100	107		88	207
Traquet motteux	18	41	29		192
Traquet pâte	76	18		10	185
Bergeronnette printanière	75	66		26	
Corbeau freux	135	438		87	
Faisan de Colchide	71	779		194	
Gobemouche noir	19	64	41		
Locustelle tachetée	17	16		6	
Perdrix grise	77	117		59	
Phragmite des joncs	13	161		12	
Pipit farlouse	16	840		106	
Rousserolle verderolle	14		17	48	
Sizerin flammé/cabaret	52	135	49		
Tichodrome échelette	5		4		11
Venturon montagnard	78		74		308