

Détermination du sexe chez la Bouscarle de Cetti *Cettia cetti* en automne dans le sud-ouest de la France

Jean-Marc FOURCADE & Philippe FONTANILLES

Résumé – La Bouscarle de Cetti *Cettia cetti* est une espèce sexuellement monochromatique qui présente un dimorphisme sexuel de taille particulièrement accusé et largement documenté. À tel point même qu'il est possible de déterminer le sexe de la quasi-totalité des individus en utilisant conjointement la longueur de l'aile pliée et la masse corporelle. Si un critère fiable d'aile pliée existe aujourd'hui pour notre région, l'équivalent pour la masse corporelle n'est pas disponible. Nous avons constitué un échantillon de 252 individus d'âge connu et de sexe déterminé par la longueur de l'aile, capturés entre le 15 juillet et le 31 octobre et dans l'intervalle horaire 06h00-13h00. Après validation de notre méthodologie, nous avons calculé la variabilité de la masse corporelle et établi un intervalle de chevauchement de la masse entre sexes. Ce nouveau critère, ajouté à celui de l'aile pliée, diminue le taux d'indétermination de 12.4% à 1.6% (n = 372).

Si la Bouscarle de Cetti *Cettia cetti* possède un plumage sexuellement monochromatique, les différences morphométriques entre mâles et femelles sont si accusées qu'elles permettent de déterminer le sexe chez une majorité d'individus : la taille corporelle et la masse corporelle sont ainsi chacune fortement discriminantes et largement documentées (p. ex. MESTER, 1975 ; BIBBY & THOMAS, 1984 ; KENNERLEY & PEARSON, 2010).

Les critères définis sur une base biométrique ont cependant une validité spatiale et temporelle limitée (ELLRICH *et al.*, 2009). La masse corporelle connaît des variations continues tant au cours du cycle annuel qu'au sein d'une journée (MACLEOD *et al.*, 2005 a et b), et un cline de taille corporelle a été mis en évidence en Europe de l'Ouest chez la bouscarle (BIBBY & THOMAS, 1984). Prendre en compte la région géographique, la saison et le moment de la journée augmente donc la puissance des critères à une échelle locale : une étude récente sur la bouscarle en Catalogne a démontré que l'utilisation simultanée de l'aile pliée et de la masse corporelle en période de reproduction assurait la détermination de l'ensemble des individus d'une même région géographique (GUALLAR *et al.*, 2010). D'autre part, l'âge des oiseaux est une source de variabilité à contrôler autant que possible (BIBBY & THOMAS, 1984 ; ELLRICH *et al.*, 2009).

La longueur maximale de l'aile pliée (ci-après abrégée en « aile pliée ») peut être utilisée avec succès comme mesure de la taille corporelle pour sexer les oiseaux d'origine géographique connue (e.g. VÖGELI *et al.*, 2007 ; HEGEMANN *et al.*, 2012 ; ONRUBIA *et al.*, 2013). Pour la bouscarle dans le sud-ouest de la France, le critère établi d'après les données issues de différentes latitudes est le suivant : femelle si aile pliée ≤ 58 mm et mâle si aile pliée ≥ 62 mm (d'après : [VILLÁRAN, 2000 : Espagne centrale] ; [BIBBY & THOMAS, 1984 : Portugal] ; [GUALLAR *et al.*, 2010 : Catalogne] ; [KENNERLEY & PEARSON, 2010 : nord-est de l'Espagne] ; [MESTER, 1975 ; GLUTZ VON BLOTZHEIM & BAUER, 1991 ; CRAMP, 1992 : Camargue] ; [TASINAZZO, 1993 : nord de l'Italie] ; [BIBBY & THOMAS, 1984 ; BARGAIN & HENRY, 2005 : ouest de la France – respectivement Loire-Atlantique et Bretagne]). Ce critère est logiquement celui proposé par SVENSSON (1994) et DEMONGIN (2013) et utilisé par les bagueurs français.

Il n'existe pas de critère précis pour la masse corporelle, les valeurs présentées dans les différentes publications étant trop générales, du fait notamment des fluctuations évoquées ci-dessus et qui nécessitent une approche « locale ». Par exemple, KENNERLEY & PEARSON (2010) résumant la masse corporelle pour *C. c. cetti* par « *habituellement 10-13 g pour les femelles et 13-17 g pour les mâles* ».

Actuellement, dans le Sud-Ouest, les oiseaux dont la valeur d'aile pliée se situe dans l'intervalle]58 mm – 62 mm[demeurent indéterminés et sont perdus pour la plupart des analyses : à titre d'exemple, ils représentent 12.4% dans nos données personnelles de 372 individus. Notre objectif est de diminuer ce taux d'indétermination durant la saison postnuptiale, en utilisant la masse corporelle comme critère complémentaire, afin d'étudier sans biais les mouvements postnuptiaux connus comme dépendants du sexe et de l'âge chez la bouscarle (KENNERLEY & PEARSON, 2010). La capacité à mieux identifier les individus est un point clé de la connaissance et de la conservation des espèces (MCGREGOR & PEAKE, 1998).

Considérant 1) la forte sédentarité de l'espèce, que ce soit en France, avec seulement 0.9% (n = 3329) des recaptures effectuées à plus de 10 km du lieu de baguage (*in* BALANÇA & SCHAUB, 2005), en Espagne (GÓMEZ CALMAESTRA, 2012) et plus précisément en province basque frontalière de Gipuzkoa (GRANDIO & BELZUNCE, 1987 ; AIERBE *et al.*, 2001) et 2) l'existence d'un critère diagnostique d'aile pliée solidement établi, il apparaît possible, moyennant quelques précautions méthodologiques, de déterminer la variabilité de la masse corporelle (ci-après « masse ») à partir des valeurs relevées sur les individus sexés par leur aile pliée, afin de préciser l'intervalle de chevauchement de la masse entre sexes.

MÉTHODOLOGIE

Les oiseaux ont été capturés dans les Pyrénées-Atlantiques, entre 2005 et 2013, dans 3 sites du complexe écologique des barthes de la Nive (Lat. : 43°27' N – Long. : 1°29' W) sur les communes de Villefranque et Bayonne (FONTANILLES *et al.*, 2009). Nous retenons uniquement les captures réalisées dans la période 15 juillet – 31 octobre et dans l'intervalle horaire 06h00 – 13h00.

Chaque individu est bagué puis mesuré d'après DEMONGIN (2013) : longueur maximale de l'aile pliée (précision 0.5 mm), masse corporelle (balance électronique, 0.1 g), dépôt adipeux dans la fosse claviculaire sur une échelle de 1 (absence) à 4 (débordement), développement des muscles de vol sur une échelle de 0 (musculature concave et sternum saillant) à 3 (musculature convexe). Si possible, les oiseaux sont classés soit comme immatures, *i.e.* individus dans leur année de naissance avec des traces de plumage juvénile, soit adultes, *i.e.* au moins dans leur 2^e année civile (GARGALLO, 1997 ; DEMONGIN, 2013). Un individu n'est considéré qu'une seule fois, même en cas de captures multiples interannuelles. Les mesures biométriques sont réalisées par différents bagueurs : elles posent donc le problème de la variabilité interobservateurs. La technique de l'aile pliée a cependant démontré sa fiabilité et sa répétabilité sur les passereaux lorsqu'elle est réalisée par des personnes entraînées (GOSLER *et al.*, 1998 ; GOODENOUGH *et al.*, 2010).

Tableau 1. Statistiques descriptives de la masse corporelle (g) pour les individus sexés par leur aile pliée (\bar{x} : moyenne ; sd : écart-type ; cv' : coefficient de variation corrigé ; g_1 et g_2 : coefficients d'asymétrie et d'aplatissement, ce dernier centré sur 0).

Groupe	n	\bar{x}	sd	Min. - Max.	cv'	g_1	g_2
Femelle immature	177	11.0	0.59	9.6 - 12.5	5.4%	0.32	-0.02
Femelle adulte	22	11.2	0.58	9.9 - 12.7	5.3%	0.18	1.30
Mâle immature	42	14.3	1.13	12.5 - 16.7	8.0%	0.32	-0.86
Mâle adulte	11	14.8	0.79	13.7 - 16.1	5.4%	0.52	-0.89

Tableau 2. Coefficients de corrélation de Spearman (r_s) entre l'aile pliée et la masse corporelle et tests de normalité de la masse corporelle (W de SHAPIRO-WILK).

Groupe	n	r_s	p	W	p
Femelle immature	177	0.219	< 0.01	0.987	0.10
Femelle adulte	22	-0.182	0.42	0.964	0.59
Mâle immature	42	0.233	0.14	0.950	0.07
Mâle adulte	11	0.214	0.53	0.934	0.46

dent à ces critères. Après un examen visant à valider notre démarche (tests de normalité, faible corrélation entre la taille et la masse), ces 252 individus serviront à définir la variabilité de la masse par groupe d'âge. Pour cela, nous utiliserons les propriétés de la Loi Normale $N(\mu, \sigma)$ pour déterminer un intervalle de variation dans lequel sont théoriquement attendues 99 % des observations. À partir des paramètres de masse moyenne (\bar{x}) et d'écart-type (sd) estimés, nous calculerons par groupe l'intervalle $[\bar{x} \pm 2.575 \text{ sd}]$ qui déterminera une zone de chevauchement de la masse [mini mâle – maxi femelle]. Comme la zone de chevauchement ne concerne que les femelles « lourdes » et les mâles « légers », le risque de mauvaise détermination existera pour seulement 0.5 % des femelles et 0.5 % des mâles hors intervalle.

La concordance dans la détermination du sexe entre l'aile pliée seule et la masse corporelle seule sera vérifiée sur l'échantillon d'apprentissage puis validée sur un échantillon indépendant, c-à-d n'ayant pas servi à calculer les intervalles de chevauchement : captures réalisées en 2013. Le taux d'adiposité (modalités 1 et 2 = 98.2% des valeurs) et le développement musculaire (modalités 2 et 3 = 91.1% des valeurs) sont trop peu variables pour être inclus dans les analyses mais seront utilisés pour juger les éventuels cas limites.

Disposant ainsi d'un jeu de données où le sexe de la quasi-totalité des individus sera déterminé (98.4%, voir Résultats), nous présenterons les variables biométriques par groupe :

- coefficient de variation (corrige pour petits échantillons) : $cv' = 100 * [sd / \bar{x} * (1 + 1 / 4n)]$;
- dimorphisme sexuel de taille : $DSt = 100 * |(\bar{x}_m - \bar{x}_f / \bar{x}_m)|$
avec \bar{x}_m la valeur moyenne des mâles et \bar{x}_f la valeur moyenne des femelles.

RÉSULTATS

Les paramètres statistiques de notre échantillon de 252 mesures de masse sur des individus sexés par leur aile pliée et d'âge connu sont exposés au Tableau 1 : valeurs peu dispersées, distributions légèrement asymétriques vers les hautes valeurs et aplatissement peu marqué (note : g_2 est centré sur 0).

La relation entre l'aile pliée et la masse est faible et peu variable entre groupes, avec des valeurs du coefficient de corrélation de SPEARMAN voisines de 0.220, toutes positives sauf chez les femelles adultes. La longueur de l'aile n'explique donc qu'une faible part de la variation de la masse, les individus les plus grands n'étant pas toujours les plus lourds et inversement (Tableau 2).

Si l'on accepte un niveau de risque de $P < 0.05$, la normalité n'est rejetée pour aucun groupe (Tableau 2). On est cependant à la limite pour les mâles immatures (test de SHAPIRO-WILK : $W = 0.950$, $P = 0.065$, $n = 42$). Les femelles immatures ont une P de 0.10 à pondérer par la taille élevée

Analyses biométriques

Nous disposons d'un échantillon de 372 individus capturés entre 2005 et 2012, avec mesures simultanées de l'aile pliée et de la masse. L'âge n'étant pas systématiquement déterminé, les individus sont ventilés en 3 groupes : immature, adulte et « tous âges confondus ». Ce dernier groupe est constitué des individus des deux premiers groupes plus des individus d'âge indéterminé.

Nous sélectionnons les individus d'âge connu et de sexe déterminé par leur longueur d'aile pliée : 252 individus répon-

de l'échantillon ($n = 177$) qui rend extrêmement sensible le moindre écart à la normalité. Il faut noter que l'on ne s'intéresse pas à la normalité en soi mais à l'emploi licite de la Loi Normale.

Calcul de l'intervalle de variation théorique à 99%

Chez les immatures, le chevauchement de la masse entre mâles et femelles est compris dans l'intervalle [11.3 g – 12.5 g] alors qu'il n'y a pas de chevauchement chez les adultes : la masse maximale des femelles est 12.7 g et la masse minimale des mâles est 12.8 g. La définition de l'intervalle indépendant de l'âge est effectuée à partir des valeurs extrêmes : mâles à 11.3 g et femelles à 12.7 g.

Les critères de détermination du sexe de la Bouscarle de Cetti par la masse corporelle en période postnuptiale (15 juillet – 31 octobre) et du lever du jour à la mi-journée (06h00 – 13h00) sont donc les suivants :

- **Individu immature** : femelle si masse < 11.3 g ; mâle si masse > 12.5 g.
- **Individu adulte** : femelle si masse < 12.8 g ; mâle si masse > 12.7 g.
- **Individu non âgé précisément** : femelle si masse < 11.3 g ; mâle si masse > 12.7 g.

En confrontant ces critères au jeu de données ayant servi à leur calcul, nous ne trouvons aucune discordance entre le sexe déterminé par l'aile pliée et par la masse. La Figure 1 montre clairement la prédominance des femelles dans la zone de chevauchement de la masse. En conséquence, le risque de détermination erronée du sexe concerne essentiellement les femelles corpulentes. Une seule femelle atteint la limite supérieure de la zone de chevauchement, puis 4 femelles à 0.2 g de la limite, 2 à 0.3 g *etc.* La plus faible masse relevée sur un mâle est 12.5 g : individu sans adiposité et avec un développement musculaire de 1.5 sur une échelle de 3. Considérer simultanément l'aile pliée et la masse porte le taux de détermination du sexe à 98.4% ($n = 372$). L'application sur le jeu de données indépendant de 2013 (premières captures exclusivement : $n = 67$) conduit au même résultat : concordance de 100%.

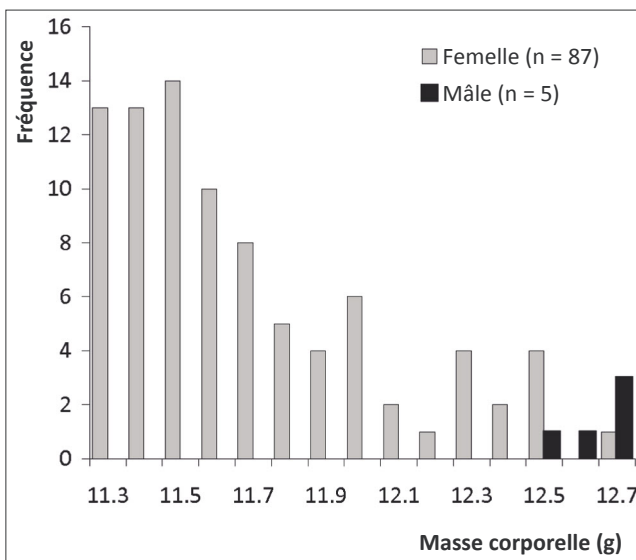


Figure 1. Comparaison de la fréquence des mâles et des femelles dans la zone de chevauchement (critère « tous âges confondus »).

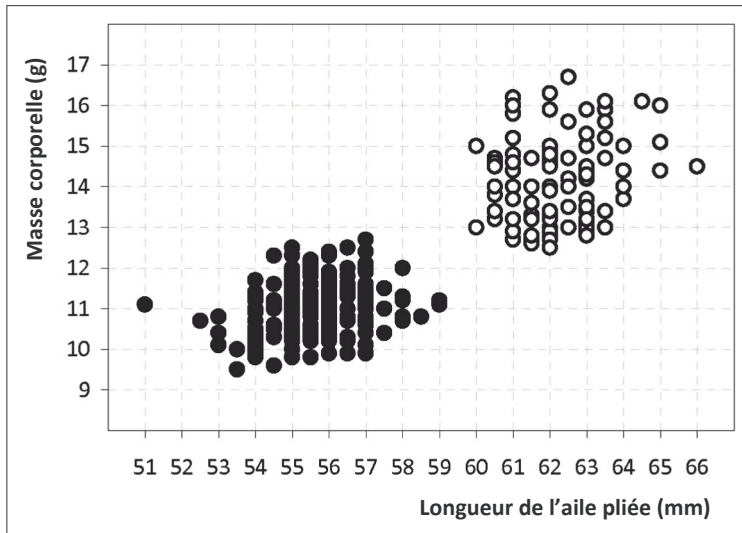


Figure 2. Valeurs conjointes de la masse corporelle et de l'aile pliée par sexe chez la Bouscarle de Cetti.

● Femelle (n = 265)
○ Mâle (n = 101)

Biométrie

Sur notre échantillon issu d'une population homogène (région, saison et moment de la journée), il n'existe quasiment pas de chevauchement des variables mesurées (Tableau 3 ; Figure 2). L'aile pliée ne présente aucun chevauchement et celui de la masse est marginal. Les valeurs d'aile pliée sont très peu variables quel que soit le groupe considéré (cv' de 1.6% à 2.2%) et le dimorphisme sexuel de taille est très élevé pour la masse (DSt 22% à 24.3% selon l'âge).

DISCUSSION

La détermination initiale du sexe dans notre échantillon repose sur un critère biométrique d'aile pliée établi principalement par observation des caractères sexuels externes en période de reproduction, voire des comportements d'individus munis de bagues colorées (toutes réf. en introduction). Il est extrêmement robuste car il présente une large zone d'incertitude, laissant de nombreux individus indéterminés : 12.4% dans notre cas (n = 372).

Cependant, ce critère de sexe exclut sélectivement les plus grandes femelles (aile pliée > 58 mm) et les plus petits mâles (aile pliée < 62 mm). Il y aurait un biais réhibitoire dans l'estimation des paramètres statistiques si les femelles les plus grandes étaient aussi distinctement les plus lourdes et/ou si les mâles les plus petits étaient distinctement les plus légers, d'autant qu'une relation positive est attendue entre la taille et la masse corporelle. La problématique tient dans l'amplitude de l'effet de la taille sur la masse : en tout état de cause, les coefficients de corrélation voisins de 0.20 expriment une liaison faible. En d'autres termes, la variation de taille explique seulement 4% environ de la variation de masse : l'amplitude de l'effet d'une telle liaison est jugée sans incidence pour notre propos.

Les amplitudes théoriques de masse corporelle sont également robustes : seules de rares femelles particulièrement massives s'approchent des limites supérieures (Figure 1). La consultation du taux d'adiposité permet de s'assurer de l'absence d'un dépôt inhabituellement élevé, mais une telle absence est néanmoins possible chez les femelles lourdes (obs. pers.). Pour les mâles, le risque apparaît quasi nul et concernera ceux très anormalement légers : c'est alors la présence d'une importante atrophie musculaire qui sera à contrôler. Le risque de classement erroné d'un mâle est marginal et il est probable qu'un mâle avec une masse inférieure à 11.3 g soit pratiquement moribond.

Tableau 3. Statistiques descriptives (\bar{x} : moyenne ; sd : écart-type ; cv' : coefficient de variation corrigé) de l'aile pliée (mm) et de la masse corporelle (g) et dimorphisme sexuel de taille (DSt) par sexe et âge. Mesures effectuées dans la période 15 juillet - 31 octobre, entre 06h00 et 13h00.

Variable biométrique	Mâle					Femelle					DSt
	n	\bar{x}	sd	Min. - Max.	cv'	n	\bar{x}	sd	Min. - Max.	cv'	
Immature											
Aile pliée	69	62.0	1.01	60 - 64	1.62%	178	55.4	0.97	52.5 - 59	1.75%	10.6%
Masse corporelle	69	14.1	1.06	12.5 - 16.7	7.49%	178	11.0	0.59	9.6 - 12.5	5.36%	22.0%
Adulte											
Aile pliée	11	63.9	1.14	62.5 - 66	1.74%	23	56.1	1.22	54 - 58.5	2.15%	12.2%
Masse corporelle	11	14.8	0.79	13.7 - 16.1	5.22%	23	11.2	0.58	9.9 - 12.7	5.12%	24.3%
"Tous âges"											
Aile pliée	101	62.2	1.24	60 - 66	1.99%	265	55.6	1.08	51 - 59	1.94%	10.6%
Masse corporelle	101	14.2	1.04	12.5 - 16.7	7.31%	265	11.0	0.61	9.5 - 12.7	5.54%	22.5%

Afin d'établir des critères performants, nous avons fortement contraint la sélection des individus : captures dans la période 15 juillet – 31 octobre et dans l'intervalle horaire 06h00 – 13h00. Ces restrictions composent une population statistique bien définie et homogène mais par conséquent peu universelle. Elles correspondent toutefois aux situations classiques de capture lors de la saison postnuptiale.

Nous possédons peu de mesures effectuées après 13h00 mais 5 femelles (ailes pliées de 55 à 57 mm) sur 35 capturées en fin d'après-midi en automne présentaient des masses corporelles comprises entre 13 g et 13.6 g, c'est-à-dire nettement supérieures à la valeur maximale des femelles avant 13h00, calculée à 12.7 g. Comme attendu, nos critères ne sont valides que dans le cadre précis pour lequel ils ont été définis et ne peuvent être étendus à d'autres périodes. MESTER (1975) a trouvé des différences de masse variant de 3.3 % à 5.6 % selon le sexe entre le matin et l'après-midi et VILLARÁN (2000), ALIVIZATOS *et al.* (2011) et MONTICELLI *et al.* (2014) ont trouvé les femelles plus lourdes en période de reproduction qu'en automne.

La biométrie présentée au Tableau 3, issue de 366 individus sexés à partir d'un échantillon aléatoire de 372, explique le taux élevé de détermination du sexe : l'importance du dimorphisme sexuel de taille se prête formellement à ce genre d'analyse. En période de reproduction, sur des individus sexés grâce à la plaque incubatrice et à la protubérance cloacale, GUALLAR *et al.* (2010) ont obtenu un taux de classification correcte par analyse discriminante de 100% en utilisant également l'aile pliée et la masse. D'une façon générale, ce dimorphisme est associé au système d'appariement social (polygynie de la bouscarle) et à la partition des rôles parentaux (DUNN *et al.*, 2001 ; BENNET & OWENS, 2002).

Les critères proposés sont sensibles aux erreurs de mesures mais également aux erreurs de détermination de l'âge, conduisant à l'emploi d'un critère inadapté à l'individu. L'utilisation du critère pour tous âges confondus, le plus robuste des trois, est à privilégier en cas de moindre doute sur l'âge, situation fréquente avec la bouscarle. Par ailleurs, le degré d'usure des pointes des rémiges primaires chez les individus adultes avant la mue postnuptiale complète est une source possible de sous-estimation de la taille sur laquelle il faut être vigilant.

CONCLUSION

Les populations ouest-européennes, qui appartiennent à la sous-espèce nominale, montrent une variation clinique de la taille et un caractère sédentaire avec des mouvements postnuptiaux à courte distance, même si des déplacements de grande ampleur peuvent être entrepris par quelques individus (CRAMP, 1992 ; KENNERLEY & PEARSON, 2010). Il existe ainsi une faible variabilité morphométrique au sein de ces populations où, même lors des périodes de déplacements, il n'y a pas de mélange de populations d'origines géographiques différentes. En conséquence, les caractères biométriques des individus d'une localité donnée sont relativement homogènes.

Moyennant quelques restrictions pratiques comme la nécessaire prise en compte de l'heure de mesure pour remédier aux variations quotidiennes de masse corporelle (matin vs après-midi/soirée), l'ampleur du dimorphisme sexuel de taille offre l'opportunité de déterminer le sexe chez la quasi-totalité des bouscarles à l'automne, et ce à partir de mesures biométriques classiques. Les zones de chevauchement de la masse corporelle présentées ici sont d'emploi simple pour la détermination du sexe *a posteriori*, lors de l'exploitation des données, mais nécessiteront d'être actualisées de temps en temps (ELLRICH *et al.*, 2009).

REMERCIEMENTS

Nous remercions vivement pour leur aide financière : le Conseil Général des Pyrénées-Atlantiques, le Conseil Régional Aquitaine et le Fond Commun de Coopération Aquitaine-Euskadi, le Syndicat Mixte de la Nive maritime et la municipalité de Villefranque. Notre reconnaissance s'adresse en particulier pour leur soutien sur le travail de terrain à Michel BORIE, Bernard CHANCHUS, Xavier CHAUBY (RNCFS d'Arjuzanx), Christophe DE FRANCESCHI, Laurent DEMONGIN, Laurent DUFRESNE, Jean-Michel LAPIOS, Francis LARTIGAU, Roger SHORT, Père THOUY, Patrice URBINA-TOBIAS, Bernard VAN ACKER[†] et Melchior VIALLET. Enfin, nous remercions le CRBPO (Muséum National d'Histoire Naturelle) pour les autorisations légales de capture.

Summary – Sex determination of the Cetti's Warbler *Cettia cetti* in autumn in the southwest of France.

The Cetti's Warbler *Cettia cetti* is a sexually monochromatic species which exhibit a strong sexual dimorphism in size. Consequently, it is possible to determine the sex of almost all of individuals by using both wing length and body mass. If a reliable criterion of wing length exists for our region, there is no equivalence for body mass. We constituted a sample of 252 individuals of known age, with sex determined by wing length, captured between July 15th and October 31st and between 06h00-13h00. After validation of our methodology, we determined the body mass variability and then established the extend of mass overlap between sexes. Using both wing length and body mass, the rate of indetermination decreased from 12.4% to 1.6% (n = 372).

Resumen – Determinación del sexo en el Ruiseñor bastardo *Cettia cetti* en otoño en el sur-oeste de Francia.

El Ruiseñor bastardo *Cettia cetti* es una especie sexualmente monocromática con un dimorfismo sexual particularmente fuerte y ampliamente documentado. Tanto como es posible determinar el sexo de casi todos los individuos de manera conjunta utilizando la longitud del ala plegada y la masa corporal. Si un criterio fiable para el ala plegada existe hoy para nuestra región, lo que equivale a la masa corporal no está disponible.

Disponemos de una muestra de 252 individuos de edad y sexo conocido determinados por la longitud del ala, capturados entre el 15 de julio y el 31 de octubre y en el intervalo horario 6:00-13:00. Después de validar nuestra metodología, se calculó la variabilidad de la masa corporal y se establece un rango de solapamiento de la masa entre los sexos. Este nuevo criterio, añadido al del ala plegada, disminuye la tasa de indeterminación de 12.4% a 1.6% (n = 372).

BIBLIOGRAPHIE

- AIERBE T., OLANO M. & VAZQUEZ J., 2001. Atlas de las aves nidificantes de Gipuzkoa. *Munibe*, 52: 5-138.
- ALIVIZATOS H., PAPADAKI A., DIMAKI M., SHOGOLEV I., VLACHAKI G., SIDERI S., SHOGOLEV E. & SHOGOLEV S., 2011. Biometrics and seasonal changes in weight and fat deposition of Cetti's Warblers *Cettia cetti* in Central Greece. *Ringing & Migration*, 26: 74-76.
- BALANÇA G. & SCHAUB M., 2005. Postbreeding migration ecology of Reed *Acrocephalus scirpaceus*, Moustached *A. melanopogon* and Cetti's Warbler *Cettia cetti* at a Mediterranean stopover site. *Ardea*, 93: 245-257.
- BARGAIN B. & HENRI J., 2005. Les oiseaux de la baie d'Audierne. Analyse des données de la station de baguage de 1988 à 2003. *Penn Ar Bed*, 193/194 : 1-72.
- BENNET P. M. & OWENS I. P. F., 2002. *Evolutionary Ecology of Birds: Life Histories, Mating Systems and Extinction*. O.U.P., Oxford.
- BIBBY C.J. & THOMAS D.K., 1984. Sexual dimorphism in size, moult and movements of Cetti's Warbler *Cettia cetti*. *Bird Study*, 31: 28-34.
- CRAMP S., 1992. *The Birds of the Western Palearctic. Vol. VI – Warblers*. O.U.P., Oxford.
- DEMONGIN L., 2013. *Guide d'identification des oiseaux en main*. Mortsels, Belgique.
- DUNN P. O., WHITTINGHAM L. A. & PITCHER T. E., 2001. Mating systems, sperm competition and the evolution of sexual dimorphism in birds. *Evolution*, 55 (1): 161-175.
- ELLRICH H., SALEWSKI V., FIEDLER W., 2009. Morphological sexing of passerines: not valid over larger geographical scales. *J. Ornithol.*, DOI 10.1007/s10336-009-0478-z
- FONTANILLES P., VAN ACKER B., LAPIOS J.-M. & BORIE M., 2009. Bilan du baguage des passereaux migrants sur les barthes de la Nive (Pyrénées-Atlantique) en 2008. *Le Casseur d'os*, 9 : 84-91.
- GARGALLO G., 1997. Ageing Cetti's Warbler *Cettia cetti* by means of plumage characteristics. *Ringing & Migration*, 18: 14-17.
- GLUTZ VON BLOTZHEIM U.N. & BAUER K.M., 1991. *Handbuch der Vögel Mitteleuropas. Band 12/I – Passeriformes (3. teil) – Sylviidae*. Aula-Verlag Wiesbaden.
- GÓMEZ CALMAESTRA R., 2012. Cettia Ruiseñor *Cettia cetti*. In SEO/BirdLife: *Atlas de las aves en invierno en España 2007-2010*. Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente – SEO/BirdLife, Madrid.
- GOODENOUGH A. E., STAFFORD R., CATLIN-GROVES C. L., SMITH A. L. & HART A. G., 2010. Within- and among-observer variation in measurements of animal biometrics and their influence on accurate quantification of common biometric-based condition indices. *Ann. Zool. Fennici*, 47: 323-334.

- GOSLER A. G., GREENWOOD J. J. D., BAKER J. K. & DAVIDSON N. C., 1998. The field determination of body size and condition in passerines: a report to the British Ringing Committee. *Bird Study*, 45: 92-103.
- GRANDIO J.M. & BELZUNCE J.A., 1987. Migración posnupcial de carriceros (género *Acrocephalus*) y otros passeriformes típicos de carrizal en el Valle de Jaizubia (Guipúzcoa). *Munibe*, 39: 81-94.
- GUALLAR S., QUESADA J., GARGALLO G, HERRANDO S. & ROMERO J. M., 2010. Use of discriminant analysis in the sex determination of passerines breeding in the western Mediterranean. *Revista Catalana d'Ornitologia*, 26: 38-50.
- HEGEMANN A., VOESTEN R., VAN EERDE K., VAN DER VELDE M. & IRENE TIELEMAN B., 2012. The use of tongue spots for ageing and wing length for sexing Skylarks *Alauda arvensis* – a critical evaluation. *Ringing & Migration*, 27: 7-12.
- KENNERLEY P. & PEARSON D., 2010. *Reed and Bush Warblers*. C. Helm, London.
- MACLEOD R., BARNETT P., CLARK J. A. & CRESSWELL W., 2005a. Body mass change strategies in blackbirds *Turdus merula*: the starvation-predation risk trade-off. *J. Anim. Ecol.*, 74: 292-302.
- MACLEOD R., GOSLER A. G. & CRESSWELL W., 2005b. Diurnal mass gain strategies and perceived predation risk in the great tit *Parus major*. *J. Anim. Ecol.*, 74: 956-964.
- MCGREGOR P. & PEAKE T., 1998. *The role of individual identification in conservation biology (chapter 2)*. In CARO T. – *Behavioural Ecology and Conservation Biology*. O.U.P., Oxford.
- MESTER H, 1975. Biométrische merkmale westmediterraner populationen des Seidensängers (*Cettia cetti*). *Ardeola*, 21 : 421-445.
- MONTICELLI D., ARAÚJO P.M., HINES J.E., TENREIRO P.Q., SILVA L.P. & RAMOS J.A., 2014. Assessing the role of body mass and sex on apparent adult survival in polygynous passerines: a case study of cetti's warblers in central Portugal. *J. Avian Biol.*, 45: 75-84.
- ONRUBIA A., GÓMEZ J., ANDRÉS T., ZUFIAUR F. & UNANUE A., 2013. Identificación en mano y determinación del sexo y edad del mosquitero ibérico *Phylloscopus ibericus*, pp 51-58. In RODRÍGUEZ N., GARCÍA J. & COPETE J.L. (coord.) – *El mosquitero ibérico*. Grupo Ibérico de Anillamiento, León.
- SVENSSON L., 1994. *Identification Guide to European Passerines*. 4th edition. Stockholm.
- TASINAZZO S., 1993. Breeding ecology of Cetti's warbler (*Cettia cetti*, *Aves*) in northeastern Italy. *Boll. Zool.*, 60: 185-192.
- VILLARÁN A., 2000. Biometría, fenología y razón de sexos del Ruiseñor Bastardo *Cettia cetti* en carrizales del Valle del Tajo (España central). *Bull. GCA*, 17 : 1-9.
- VÖGELI M., SERRANO D., TELLA J.L., MÉNDEZ M. & GODOY J.A., 2007. Sex determination of Dupont's lark *Chersophilus duponti* using molecular sexing and discriminant functions. *Ardeola*, 54(1): 69-79.

Jean-Marc FOURCADE & Philippe FONTANILLES
 Observatoire d'Intérêt Scientifique Ornithologique
 Cami deth sailhetou, 65400 Lau-Balagnas
 jmfourcade@gmail.com