

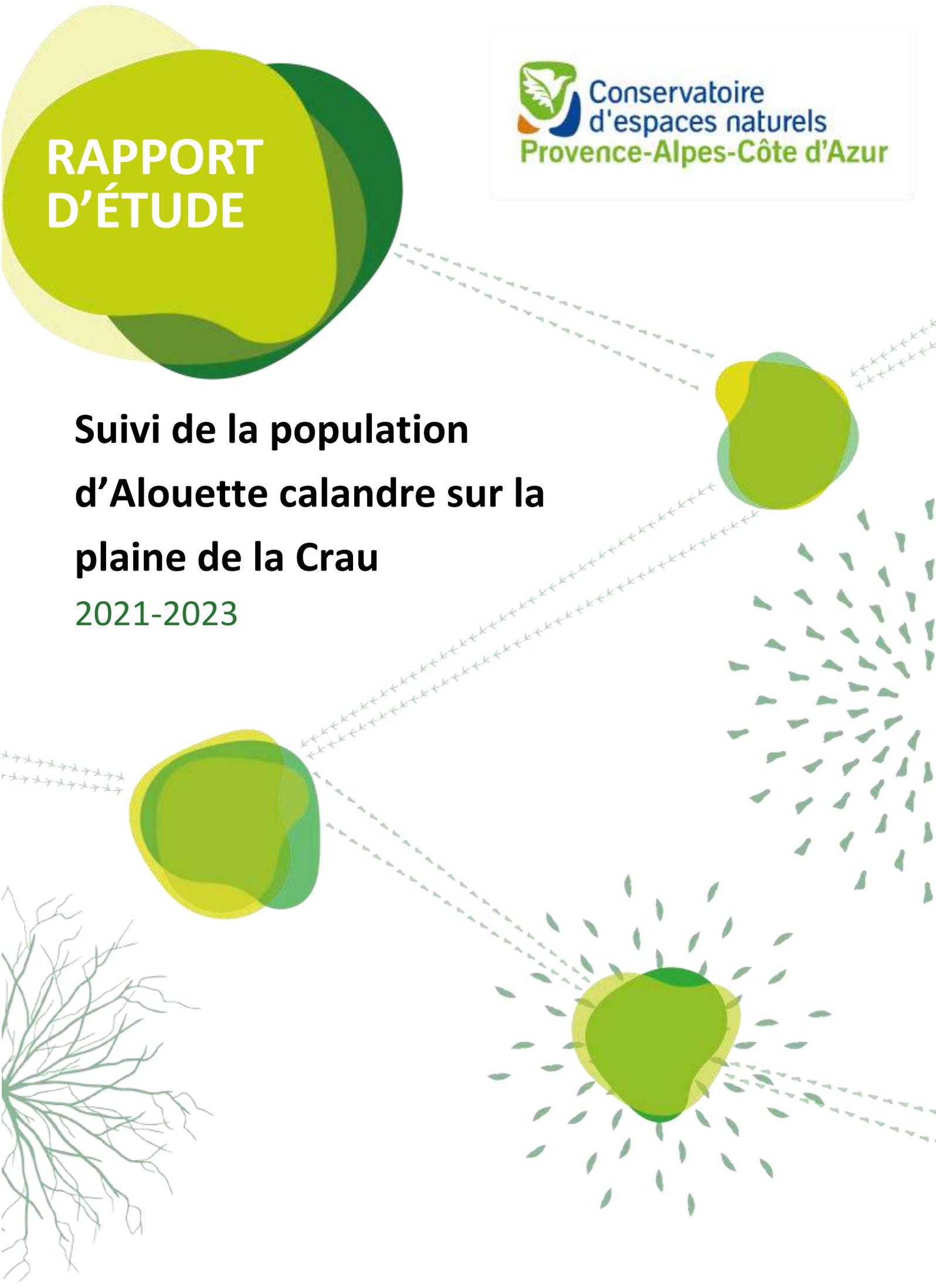
RAPPORT D'ÉTUDE



Conservatoire
d'espaces naturels
Provence-Alpes-Côte d'Azur

Suivi de la population d'Alouette calandre sur la plaine de la Crau

2021-2023



Rapport d'étude

Suivi de la population d'Alouette calandre sur la plaine de la Crau en 2021 et 2023.

Document réalisé par :

Cynthia GIDOIN - CEN PACA, Cheffe de projet scientifique.

Relecture réalisée par :

Jean-Christophe BARTOLUCCI – CEN PACA, Chargé de missions « plans nationaux d'actions et pelouses sèches ».

Axel WOLFF – CEN PACA, Conservateur de la Réserve Naturelle Nationale des Coussouls de Crau.

Équipe de terrain :

Etienne BECKER – CEN PACA, Garde-Technicien.

Vincent BERTUS – CEN PACA, Responsable coordinateur des gardes.

Hubert DUPICZAK – CEN PACA, Garde-Technicien.

Thibaut FLAVIER – CEN PACA, Garde-Technicien.

Mattéo FLORES – CEN PACA, Garde-Technicien.

Alexis FROSTIN – CEN PACA, Chargé d'étude ornithologique.

Guillaume PAULUS – CEN PACA, Garde-Technicien.

Claire PERNOULET – CEN PACA, Chargée de mission scientifique.

Guillaume VILLETTE – CEN PACA, Garde-Technicien.

Wendy WHITFIELD – CEN PACA, Garde-Technicienne.

Date prise des données de terrain : Printemps 2021 et 2023.

Date de rédaction du rapport : Troisième trimestre 2023.

Citation recommandée :

C. GIDOIN, 2023. Suivi de la population d'Alouette calandre sur la plaine de la Crau en 2021 et 2023. Conservatoire d'espaces naturels de Provence-Alpes-Côte d'Azur. Saint-Martin-de-Crau, 33 p.

Table des matières

1. Résumé.....	7
2. Contexte et objectifs.....	7
3. Matériel et méthodes	9
3.1. Protocoles	9
Estimation de l'étendue de la colonie	9
Estimation de l'occupation, de l'abondance et de la probabilité de détection de l'espèce.	9
3.2. Analyse statistique des données.....	11
Modèles d'occupation et modèles N-mixture.	11
Calculs de l'occupation naïve, de l'abondance et du nombre de place de chant.	13
Logiciel statistique et code	13
4. Résultats.....	13
4.1. Etendue de la colonie.....	13
4.2. Estimation des potentiels double comptage	15
4.3. Occupation des sites et probabilité de détection	15
En 2021.....	15
En 2023.....	15
4.4. Abondance et nombre de place de chant au sein de la colonie	17
En 2021.....	17
En 2023.....	17
4.5. Modèles N-mixture	17
En 2021.....	17
En 2023.....	19
5. Discussion.....	19
5.1. Etendue de la colonie.....	19
5.2. Modèle d'occupancy présence/absence (MacKenzie et al., 2002)	21
5.3. Modèle N-mixture (Royle, 2004).....	23
Probabilité de détection et abondance de l'espèce variables en fonction des visites.....	23
Probabilité de détection et abondance variables en fonction de la zone d'échantillonnage.	23
Prise en compte des potentiels double-comptage.....	25
5.4. Abondance et nombre de place de chant.....	25
6. Perspectives.....	25
6.1. Analyses statistiques.....	25
6.2. Amélioration des protocoles existants	26
6.3. Envisager un nouveau protocole	26
Bibliographie	27
Annexes.....	29

1. Résumé

En 2023, la plaine de Crau est, à notre connaissance, le dernier site français où l'Alouette calandre s'est reproduite. La connaissance de la taille de la colonie en Crau et le suivi de son évolution est donc un enjeu majeur pour le maintien de l'espèce en France et éventuellement sa recolonisation des sites délaissés. Les objectifs de cette étude sont d'estimer : (i) l'étendue de la colonie d'Alouette calandre en Crau en 2023, (ii) d'estimer l'abondance de la population et le nombre de place de chant au sein de la colonie. Pour ceci, deux protocoles ont été mis en place et nous avons utilisé les modèles d'occupancy de présence/absence (MacKenzie et al., 2002) et N-mixture (Royle, 2004) pour estimer l'abondance d'individus sur la colonie et la probabilité de détection de l'espèce. Les résultats montrent que l'étendue de la colonie en Crau en 2023 est de 681 hectares. Cette surface semble relativement stable si on la compare aux étendues de la même colonie estimées depuis 2014 (Figure 7). Les modèles d'occupation (prés./abs.) estiment à 0.87 ± 0.04 la probabilité de détection de l'espèce en 2021 et indiquent une variation de cette probabilité en 2023 de 0.92 ± 0.06 lors de la visite 1 à 0.52 ± 0.08 lors de la visite 2 (Figure 4). Par contre, aucun modèle N-mixture suffisamment ajusté aux données ne fournit des estimations stables. Les estimations des abondances calculées à partir du plus fort comptage (population fermée) en appliquant les probabilités de détection des modèles d'occupancy font état de 425 individus en 2021 et 325 en 2023. **Le nombre de place de chant sur la colonie est estimé à 187 en 2021 et 190 en 2023.** Ce rapport ouvre la voie à une série de perspectives au niveau de l'amélioration des protocoles et des analyses statistiques supplémentaire à envisager.

2. Contexte et objectifs

L'Alouette calandre est une espèce qui était abondante en France au 19^e siècle et jusqu'au début du 20^e siècle. La population semble avoir commencé à régresser au début du 20^e siècle avec une accélération de la régression entre 1950 et 1970. A la fin des années 1970, l'effectif français était estimé à 400 couples répartis sur une vingtaines de sites (Wolff, 2012). A la fin des années 1990 on estime la population à une 50^{ème} de couples répartis sur une dizaine de sites. En 2023, la plaine de Crau est le dernier site français connus où l'Alouette calandre s'est reproduite. La connaissance de la taille de la colonie en Crau et le suivi de son évolution est donc un enjeu majeur pour le maintien de l'espèce en France et éventuellement sa recolonisation des sites délaissés. Cette espèce fait l'objet d'un Plan national d'actions (PNA) depuis 2012. Un nouveau PNA débutera en 2024, durera 10 ans, et aura pour objectifs de mettre en œuvre des actions de gestion permettant son maintien et sa recolonisation des sites français délaissés ainsi que d'améliorer nos connaissances sur l'espèce. Le présent rapport a pour objectif de traiter les données issues de deux campagnes de terrain réalisées en 2021 et 2023 afin d'estimer :

- (i) L'étendue de la colonie d'Alouette calandre en Crau (en km²)
- (ii) L'occupation de cette surface par l'espèce (en pourcentage)
- (iii) L'abondance de l'espèce sur cette surface (en ind.ha⁻¹)
- (iv) La probabilité de détection de l'espèce par les observateurs
- (v) L'influence de variables externes liées aux sites de prospection et aux processus d'observation sur l'occupation, l'abondance et la probabilité de détection de l'espèce.

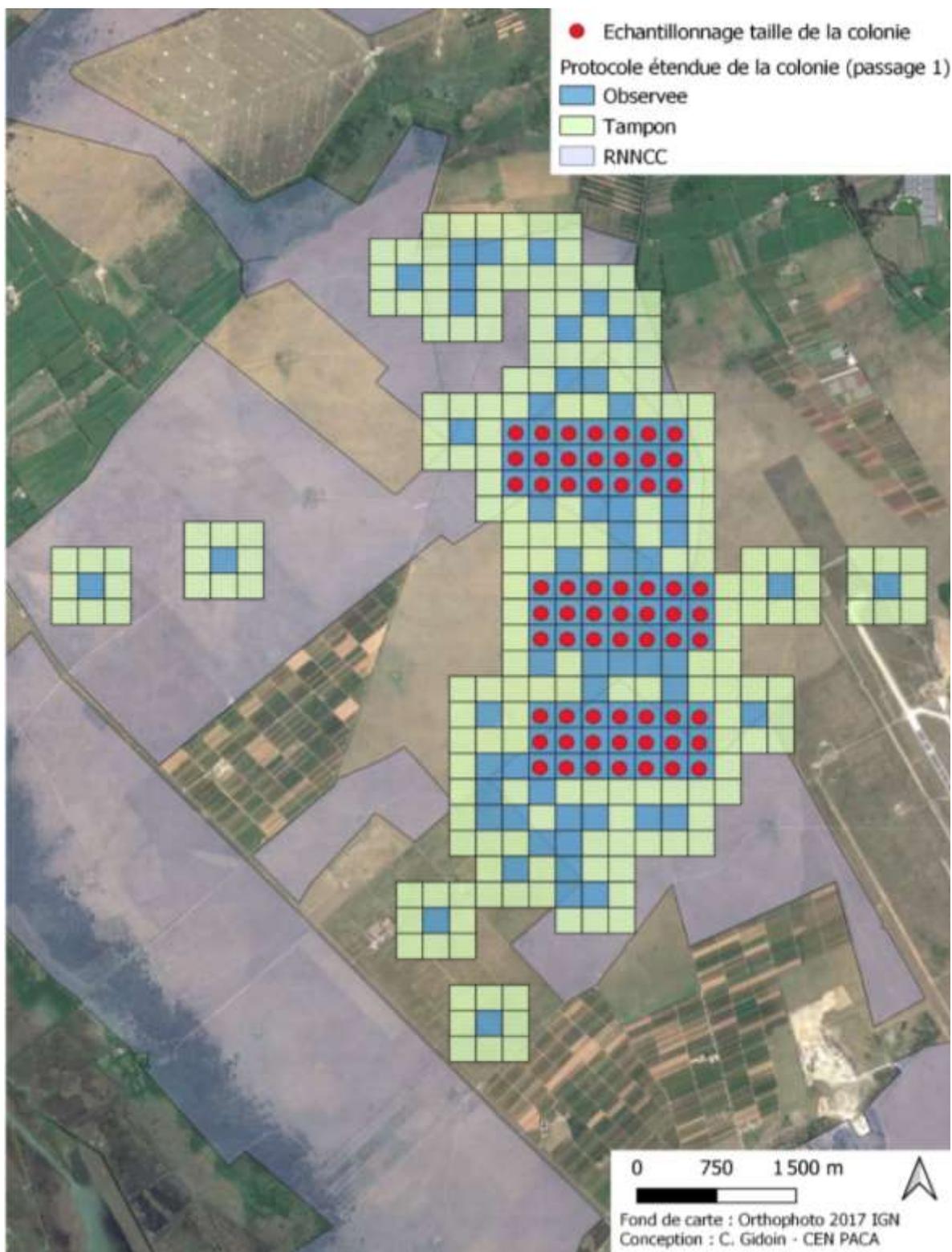


FIGURE 1 : Cartographie des sites à échantillonner dans le cadre des protocoles de caractérisation de l'étendue et de la taille de la colonie d'Alouette calandres sur la plaine de Crau en 2023. Carrés bleus : sites où l'espèce a été observée en 2021 ou 2022 (bases de données Helix et STOC) ; carrés verts : sites tampon ; ronds rouges : sites à échantillonner dans le cadre de l'estimation de l'abondance de l'espèce. Pour ces derniers, trois zones sont visibles que l'on identifiera comme la zone Nord, Centre et Sud en fonction de leurs positions relatives dans la colonie sur l'axe Nord-Sud.

3. Matériel et méthodes

3.1. Protocoles

Estimation de l'étendue de la colonie

Pour estimer l'étendue occupée par la colonie d'Alouette calandre en Crau en 2023, chaque observation de l'espèce sur la plaine de Crau en 2021 et 2022, d'après les bases de données naturalistes (Helix¹ et STOC²), ont été reportées sur un quadrillage d'une maille de 250 m de côté dénommé ci-après « site ». Chaque site présentant une observation pendant la période de reproduction de l'espèce a été incluse dans l'échantillonnage 2023 ainsi que les 8 sites qui l'entourent pour réaliser une zone tampon (Figure 1). L'ensemble des sites (tampon inclus) ont fait l'objet d'un premier passage d'un observateur en avril 2023 pour y confirmer la présence de l'espèce. Un passage correspond à un point d'écoute de 5 min au centroïde du site, couplé à une recherche active à la jumelle des individus. Du moment que la présence de l'espèce est confirmée sur le site (par le chant ou le contact visuel), l'observateur peut passer au site suivant puisqu'il s'agit d'un protocole de relevé de présence/absence et non pas à un dénombrement des individus. Si aucun individu n'a été contacté sur le site au bout de cinq minutes, l'espèce est notée absente pour le premier passage et l'observateur peut aller au site suivant. Si la présence d'un individu est relevée sur un site tampon, tous les sites environnants non encore inclus dans l'échantillonnage sont ajoutés à l'échantillonnage et devront faire l'objet d'un premier passage en avril 2023. Chaque observation a lieu entre le levé du soleil et 10h avec des conditions météorologiques adaptées : vent inférieur à 10 km.h⁻¹ et pas ou peu de pluie. Lors du second passage qui débute dès la fin du premier passage, en mai 2023, tous les sites où l'espèce est indiquée absente au premier passage sont revisités suivant les mêmes conditions. Les sites où l'espèce a été observée au premier passage ne sont pas inclus dans l'échantillonnage du second passage car celui-ci a pour objectif de confirmer ou infirmer les absences. Si un individu est observé sur l'un de ces sites, les sites périphériques sont inclus dans l'échantillonnage du second passage, à condition qu'ils soient échantillonnables (c'est-à-dire en dehors de la zone occupée par l'aéroport militaire d'Istres dont l'accès est règlementé).

Estimation de l'occupation, de l'abondance et de la probabilité de détection de l'espèce.

Le même quadrillage de la zone, avec des mailles de 250 m de côté (dénommés ci-après sites), a été utilisé dans le cadre de ce protocole. Trois zones ont été délimitées pour représenter le Nord, le Centre et le Sud de la colonie, d'après l'étendue de la colonie estimée en 2012. Dans chacune de ces trois zones, un rectangle composé de sept sites en longueur (sur un axe Est-Ouest) et 3 sites en largeur (sur un axe Nord-Sud) a été échantillonné (Figure 1). Ainsi l'échantillonnage total se compose de 63 sites soit un peu plus de 393 hectares. Chaque site fait l'objet de deux passages d'un observateur, en avril et mai 2023. A chaque passage, trois observateurs se placent aux centroïdes de trois sites consécutifs dans un alignement Nord-Sud. Ils sont donc à 250 m de distance les uns des autres. Simultanément, les trois observateurs réalisent des points d'écoute de 5 min au centroïde de leur site, couplé à une recherche active à la jumelle des individus. Ils reportent directement les contacts sur des cartes au 1/7500^e en y inscrivant une estimation de la distance et de l'azimut des oiseaux contactés. Pour chaque contact, ils attribuent un code de nidification d'après les

¹ HELIX est la base de données d'observations naturalistes du Conservatoire d'espaces naturels de Provence-Alpes-Côte d'Azur.

² Suivi Temporel des Oiseaux Communs coordonné par le Muséum National d'Histoire Naturelle (MNHN).

[Suivi de la population d'Alouette calandre sur la plaine de Crau en 2021-2023.](#)

Conservatoire d'Espaces Naturels de Provence-Alpes-Côte d'Azur.

TABLEAU 1 : Code utilisé pour décrire le comportement de chaque Alouette calandre contactée lors du protocole d'estimation des effectifs d'Alouette calandre en Crau en 2023.

Code nidif.	Comportement	Statut de reproduction
1	1 oiseau	Nicheur possible
2	1 mâle chanteur	
3	1 oiseau avec comportement de défense territoriale	Nicheur probable
4	1 mâle chanteur avec comportement de défense territoriale	
5	1 couple	
6	1 couple dont un chanteur	
7	1 couple avec comportement de défense territoriale	
8	1 couple (dont un chanteur) avec comportement de défense territoriale	
9	1 couple en parade nuptiale	
10	Accouplement	
11	Construction de nids, transport de matériaux	Nicheur certain
12	1 oiseau couveur	
13	Nourrissage de poussins	
14	Poussin(s) non volant(s)	

comportements des individus observés. Ce code est basé sur la codification internationale en vigueur pour les atlas ornithologiques, code atlas (Tableau 1).

3.2. Analyse statistique des données

Modèles d'occupation et modèles Nmixture.

Des méthodes récentes, basées sur la répétition de comptages sur des sites de suivi, permettent d'estimer conjointement bien que distinctement : i) le processus écologique d'occupation (MacKenzie et al., 2017) et d'abondance d'une espèce sur un site donné (Royle, 2004; Royle & Nichols, 2003)) et ii) le processus d'observation à travers la détection de l'espèce lors de l'inventaire. Par ailleurs, ces modèles permettent également de tester des effets de variables externes sur les probabilités d'occupation et de détection.

Les modèles « N mixture » pour l'estimation de la taille des populations nécessitent des données de comptage d'individus distincts à chaque site et pour chaque visite (Royle, 2004). La présence de double comptage dans les données utilisées pour la présente étude ne peut pas être exclue à la vue du protocole de suivis (cf. 3.1. Protocoles). Le nombre maximum de potentiel double comptage a été évalué sur les données de l'année 2023, la retranscription des données en 2021 ne permettant pas cette évaluation. Pour ceci, les individus comptés à la limite entre deux sites par les deux observateurs de ces sites ont été dénombrés s'ils présentaient un comportement similaire (code de nidification, Tableau 1). Il a ainsi été établi le pourcentage du nombre d'individus sur lequel un double comptage est possible. Aux vues de la faible valeur de ce pourcentage (cf. 4.1. Résultats), il a été fait le choix de ne pas corriger les potentiels doubles comptages de 2023. Cette décision permet de ne pas créer d'hétérogénéité dans le traitement des données d'une année sur l'autre ce qui aurait conduit à une potentielle sur-estimation de la population en 2021 contre une potentielle sous-estimation en 2023, rendant la comparaison interannuelle moins fiable.

Deux types de modèles sont utilisés dans notre étude : (i) le modèle « occupancy - présence/absence » développé par MacKenzie et al. (2002) nous permet d'estimer la probabilité de présence d'une espèce sur un site donné (ψ) et (ii) le modèle dit de « N-mixture » développé par Royle (2004) nous permet d'estimer l'abondance de l'espèce sur l'ensemble des sites (N) ; ces deux types de modèles estiment également la probabilité de détection de l'espèce (p) par les observateurs. Plusieurs variables liées aux sites (constantes à travers le temps) ou aux visites (peuvent varier dans le temps, mesurées à chaque visite/site) sont prises en compte comme des co-variables pour expliquer les variations d'occupation, d'abondance ou de détection modélisées. Dans notre étude, la zone de l'échantillonnage (Nord, centre ou Sud de la colonie, Figure 1) est considérée comme une co-variable liée au site ; le jour de l'observation (en nombre de jour par rapport au 1^{er} janvier 2023), l'heure de l'observation (en nombre de minute par rapport à minuit le jour de l'observation), et le numéro de la visite sont considérés comme des co-variables liées aux visites.

La sélection de modèle est réalisée à partir du critère d'Akaike (AIC) qui est calculé par $AIC = 2k - 2\ln(L)$, avec k le nombre de paramètres et L la vraisemblance maximisée (Burnham & Anderson, 2002). Ce critère représente un compromis entre un bon ajustement du modèle aux données avec un nombre limité de paramètres (parcimonie). Nous utiliserons l'AIC corrigé (AICc) qui est une correction de l'AIC pour le cas d'échantillons de petite taille : $AICc = AIC + \frac{2k(k+1)}{n-k-1}$, où n désigne la taille de l'échantillon.

La qualité des modèles d'occupancy « présence/absence » sélectionnés est évaluée par le test d'adéquation de MacKenzie et Bailey (2004) basé sur le khi-deux (χ^2) de Pearson (fonction : `mb.gof.test`, package : `AICmodavg`, logiciel R). Si le modèle est une description adéquate des données, le paramètre de sur-Suivi de la population d'Alouette calandre sur la plaine de Crau en 2021-2023. Conservatoire d'Espaces Naturels de Provence-Alpes-Côte d'Azur.

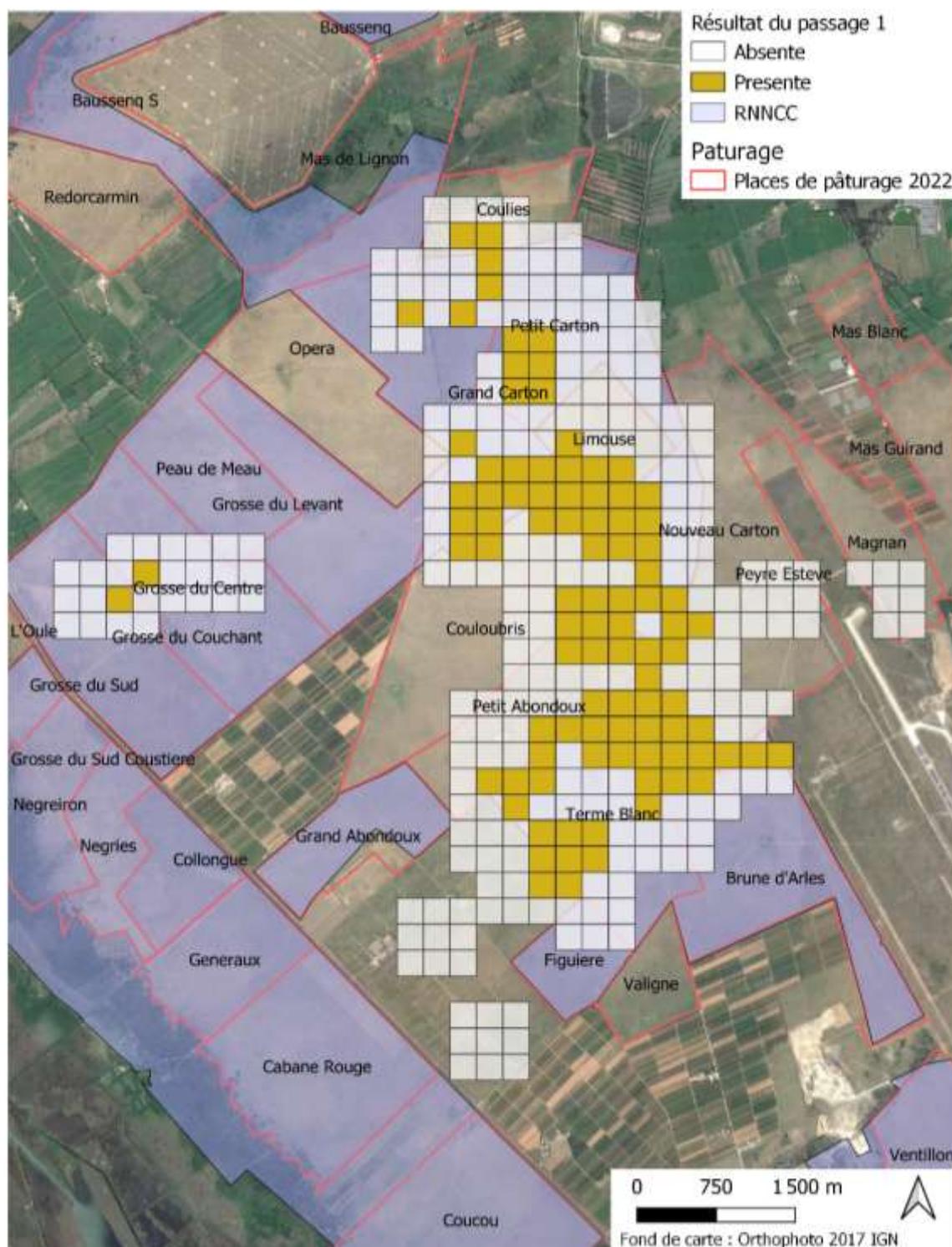


FIGURE 2 : Résultats des observations réalisées lors du premier passage (avril 2023) du protocole de caractérisation de l'étendue d'Alouette calandrine sur la plaine de Crau en 2023. En jaune : sites où l'espèce a été observée (contact auditif ou visuel) ; en blanc : sites échantillonnés où aucun contact avec l'Alouette calandrine n'a eu lieu.

dispersion \hat{c} devrait être d'environ 1. Les valeurs supérieures à 1 suggèrent qu'il y a plus de variation dans les données observées que prévu par le modèle, des valeurs inférieures à 1 suggérant moins de variation. La qualité des modèles « N-mixture » sélectionnés est évaluée par le test de vérification de la qualité d'ajustement des modèles N-Mixture (package : `nmixgof`, logiciel R) proposé par Knappe et al. (2018). De plus, il a été montré que si la probabilité de détection et le nombre de visites sont faibles, des estimations infinies de l'abondance peuvent survenir (Dennis et al., 2015). C'est pourquoi, la stabilité des estimations d'abondance doit être estimée quel que soit les résultats du test d'ajustement du modèle aux données. Pour ceci, les modèles retenus sont recalculés avec des valeurs de K (nombre maximum d'individus qu'on peut voir sur un site à une visite donnée) allant de $K = 20$ à $K = 500 \text{ ind.site}^{-1}.\text{visite}^{-1}$ avec un pas de 40. Si la stabilité de toutes les estimations n'est pas établie pour $K=500$ alors deux autres valeurs de K sont évaluées : $K=1000$ et $K=1500 \text{ ind.site}^{-1}.\text{visite}^{-1}$. Si les estimations d'abondance et de probabilité de détection se stabilisent aux grandes valeurs de K on choisira la valeur maximale de K pour laquelle les estimations ne varient pas des précédentes. Si la stabilité des estimations n'est pas observée, le modèle est rejeté.

Calculs de l'occupation naïve, de l'abondance et du nombre de place de chant.

Pour une année donnée, l'occupation naïve est calculée par $\Psi_{\text{naïve}} = n_0/N$ avec n_0 le nombre de sites où l'espèce a été détectée au moins une fois lors d'une visite et N le nombre total de site.

L'abondance minimale (car la probabilité de détection est inférieure à 1) sur les sites est calculée en sommant les effectifs observés sur l'ensemble des sites pour une même visite et en gardant la valeur maximale entre les deux visites (car nous faisons l'hypothèse d'une population fermée). De plus, on fait l'hypothèse que les individus sont distribués de façon homogène sur la surface occupée par la colonie ; ainsi on calcul l'abondance minimale de l'espèce au sein de la colonie.

Pour estimer le nombre minimal de place de chant sur la surface échantillonnée, on prend le nombre de mâle avéré (les femelles et les individus dont le sexe n'a pas été identifié ne sont pas considérés, code 1 et 3, Tableau 1) dans l'échantillonnage retenu pour le calcul de l'abondance minimale. On fait l'hypothèse d'une distribution homogène des places de chant sur la surface de la colonie pour estimer le nombre minimal de place de chant au sein de la colonie.

Pour calculer l'abondance de l'espèce et le nombre de place de chant au sein de la colonie on divise les valeurs minimales par la probabilité de détection de l'espèce estimée par les modèles d'occupancy (présence/absence) pour la visite considérée lors du calcul des valeurs minimales.

Logiciel statistique et code

L'ensemble des analyses statistiques a été conduit sur R (version 4.3.0 2023-04-21) et Rstudio (2023.06.1).

Le code est disponible sur :

Suivis_pole_13\Documents\Suivis\Alouette_calandre\2023\06_Analyses\Occupancy_Nmixture_models.R

4. Résultats

4.1. Etendue de la colonie

Lors du premier passage réalisé sur le mois d'avril 2023, au moins un individu d'Alouette calandre a été observé (contact auditif ou visuel) dans 95 sites sur les 331 sites échantillonnés. Sur ces 95 sites environ 65% sont des sites où l'espèce avait été observée en 2021 et/ou 2022 (base de données Helix et/ou STOC,

[Suivi de la population d'Alouette calandre sur la plaine de Crau en 2021-2023.](#)

Conservatoire d'Espaces Naturels de Provence-Alpes-Côte d'Azur.

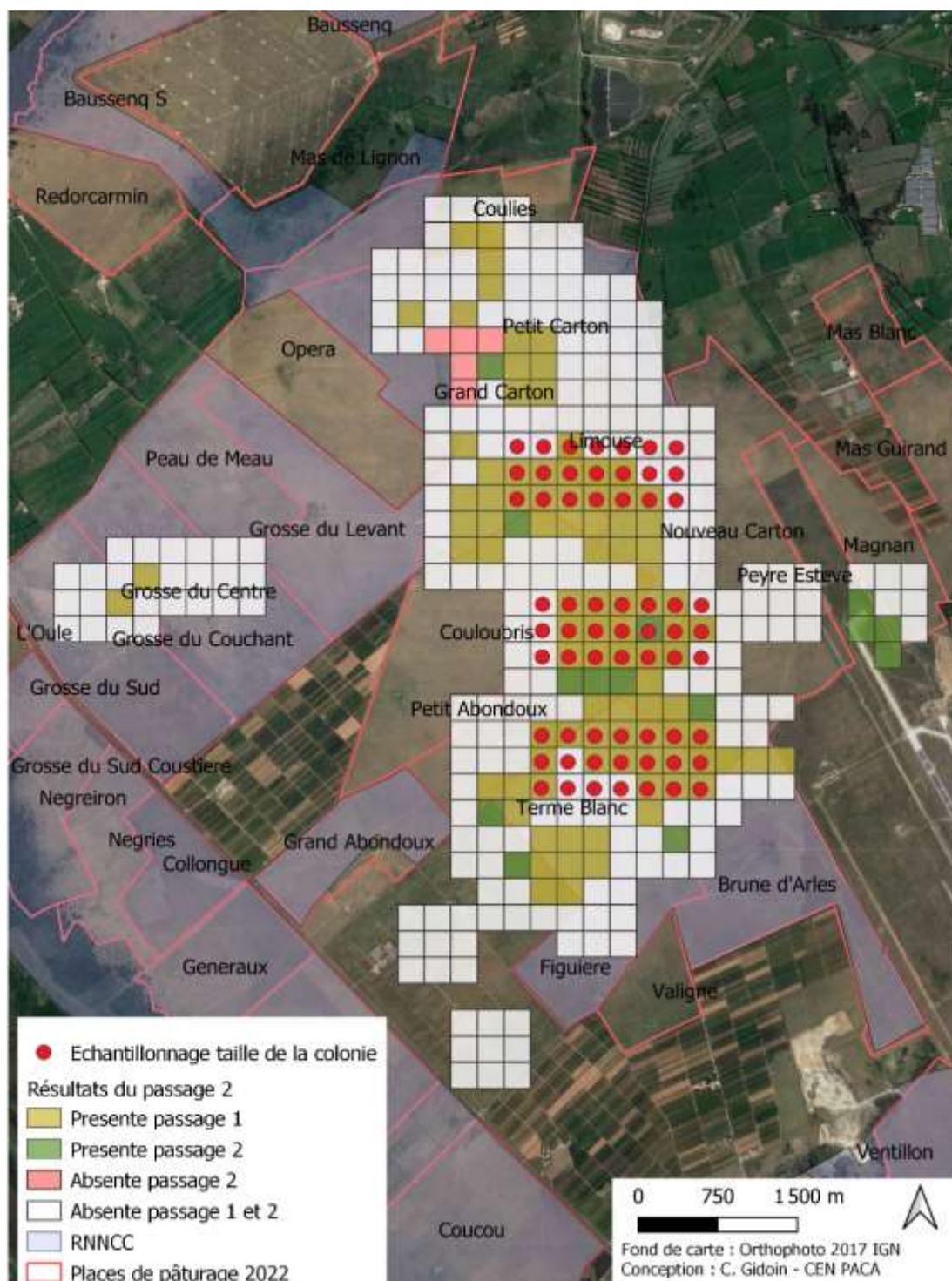


FIGURE 3 : Résultats du protocole de caractérisation de l'étendue de la colonie d'Alouette calandre sur la plaine de la Crau en 2023 et positionnement de l'échantillonnage du protocole d'estimation de l'abondance de l'espèce au sein de la colonie (ronds rouges). En jaune : sites où l'espèce a été observée (contact auditif ou visuel) lors du premier passage ; en vert foncé : sites où l'espèce était absente au premier passage et présente au second passage ; en rose : sites où aucune donnée n'a été prise au premier passage et dans lesquels l'espèce n'a pas été observée lors du second passage ; en blanc : sites échantillonnés où aucun contact avec l'Alouette calandre n'a eu lieu ni lors du premier ni lors du second passage.

cf. protocole), 26% sont des sites tampon et 7% sont des sites ajoutés suite à l'observation d'un individu sur un site tampon ce qui a entraîné la création de nouveaux sites tampon à échantillonner. On peut noter l'oubli de trois sites dans la réalisation du premier passage, sur la place de pâturage de Grand Carton (Figure 2). Lors du second passage réalisé sur le mois de mai 2023, au moins un individu d'Alouette calandre a été observé (contact auditif ou visuel) dans 14 sites sur lesquels l'espèce n'avait pas été observée lors du premier passage. Les trois sites oubliés lors du premier passage ont été échantillonnés, aucun individu n'y a été observé lors du second passage. Cinq nouveaux sites ont été échantillonnés pour faire évoluer la zone en fonction des nouveaux sites de présence de l'espèce. Dans trois d'entre eux, l'espèce a été observée mais aucun autre site tampon n'a pu être ajouté car ils auraient été non observables du fait de leur localisation sur la base militaire d'Istres.

Le nombre total de sites échantillonnés en 2023 (passage 1 et/ou 2) est de 337 sites. Un site faisant 62500 m², la surface totale échantillonnée en 2023 est de 21 062 500 m², soit un peu plus de 2106 hectares. Sur cette surface, le nombre total de sites où au moins un individu a été observé (passage 1 et/ou passage 2) est de 106. On estime donc l'étendue occupée par la colonie d'Alouette calandre sur la plaine de Crau en 2023 à 6 812 500 m² soit un peu plus de 681 hectares.

4.2. Estimation des potentiels double comptage

Au total sur l'année 2023, 8 individus ont été estimés pouvant faire l'objet d'un double comptage (3 couples et 2 individus seuls), ce qui correspond à cinq comptages. Sur un total de 224 individus comptabilisés sur l'ensemble des deux visites en 2023, les potentiels double-comptages correspondent donc à 3.6 % des données.

4.3. Occupation des sites et probabilité de détection

En 2021.

L'occupation naïve est estimée à 89 % des sites suivis. En effet, 7 sites n'ont fait l'objet d'aucune observation d'Alouette calandre, à aucune des deux visites, sur les 63 sites suivis au total. Le meilleur modèle d'occupation « présence/absence », d'après le critère d'AIC corrigé, est le modèle nul ($\psi(.) p(.)$), c'est-à-dire le modèle construit avec des probabilités d'occupation et de détection constantes, non influencées par les co-variables étudiées (Tableau 2). D'après le paramètre \hat{c} du test d'adéquation de MacKenzie et Bailey (2004), le modèle nul est bien ajusté aux données ($\hat{c} = 0.08$; $\chi^2 = 1,3.10^{-11}$, Annexe A, Tableau 7).

Le modèle retenu estime à $\psi = 0.904 \pm 0.04$ la probabilité de présence de l'Alouette calandre dans les sites étudiés et à 0.87 ± 0.04 la probabilité de détection de l'Alouette calandre lors du protocole de suivi de 2021 (Figure 4). La sélection de modèle indique qu'aucune co-variable de site (Zone d'étude) ou d'observation (jour de l'observation, heure de l'observation, numéro de la visite) n'influence significativement ces probabilités.

En 2023.

L'occupation naïve est estimée à 70 % des sites suivis. En effet, 19 sites n'ont fait l'objet d'aucune observation d'Alouette calandre, à aucune des deux visites, sur les 63 sites suivis au total. Le meilleur modèle d'occupation « présence/absence », d'après le critère d'AIC corrigé, est le modèle qui prend en compte une variation de la probabilité de détection en fonction de la visite considérée (Tableau 3). Le paramètre \hat{c} du test d'adéquation de MacKenzie et Bailey (2004) calculé pour ce modèle est très faible ($\hat{c} =$

Tableau 2 : TOP 10 DES MODELES D'OCCUPATION « PRESENCE/ABSENCE » DE MACKENBZIE ET AL. (2002) SUR LES DONNEES DE 2021, CLASSES DANS L'ORDRE CROISSANT DES AICc.

Modèles	AICc	deltaAICc	np
$\psi(.) p(.)$	126.86	0.00	2
$\psi(.) p(\text{Jour})$	127.85	0.99	3
$\psi(.) p(\text{Heure})$	128.92	2.06	3
$\psi(.) p(\text{Visite})$	128.99	2.13	3
$\psi(.) p(\text{Heure} + \text{Visite})$	130.06	3.20	4
$\psi(.) p(\text{Jour} + \text{Heure})$	130.09	3.23	4
$\psi(\text{Zone}) p(.)$	131.04	4.18	4
$\psi(.) p(\text{Jour} + \text{Visite})$	131.13	4.27	4
$\psi(\text{Zone}) p(\text{Heure})$	131.64	4.77	5
$\psi(.) p(\text{Jour} + \text{Heure} + \text{Visite})$	132.38	5.52	5

« ψ » : probabilité de présence ; « p » : probabilité de détection ;
« . » : constant ; « np » : nombre de paramètres.

Tableau 3 : TOP 10 DES MODELES D'OCCUPATION « PRESENCE/ABSENCE » DE MACKENBZIE ET AL. (2002) SUR LES DONNEES DE 2023, CLASSES DANS L'ORDRE CROISSANT DES AICc.

Modèles	AICc	deltaAICc	np
$\psi(.) p(\text{Visite})$	157.95	0.00	3
$\psi(.) p(\text{Heure} + \text{Visite})$	157.98	0.03	4
$\psi(\text{Zone}) p(\text{Heure} + \text{Visite})$	159.51	1.56	6
$\psi(\text{Zone}) p(\text{Visite})$	159.71	1.77	5
$\psi(.) p(\text{Jour} + \text{Visite})$	159.89	1.94	4
$\psi(.) p(\text{Jour} + \text{Heure} + \text{Visite})$	160.26	2.32	5
$\psi(\text{Zone}) p(\text{Jour} + \text{Heure} + \text{Visite})$	161.30	3.36	7
$\psi(\text{Zone}) p(\text{Jour} + \text{Visite})$	162.13	4.18	6
$\psi(.) p(.)$	172.83	14.89	2
$\psi(.) p(\text{Heure})$	173.57	15.62	3

« ψ » : probabilité de présence ; « p » : probabilité de détection ; « . » :
constant ; « np » : nombre de paramètres.

$3.90 \cdot 10^{-08}$; $\chi^2 = 1,3 \cdot 10^{-11}$, Annexe A, Tableau 8). Il indique que les données varient moins que ce que le modèle prédit, il est en ce sens mal ajusté aux données mais l'utilisation du modèle ne devrait pas conduire à une mauvaise interprétation du phénomène naturel. Le modèle le plus parcimonieux est $\psi(.) p(\text{Visite})$ suggérant que la probabilité de présence des alouettes calandres est constante et égale à 0.73 ± 0.06 et que la probabilité de détection, fonction de la visite, est estimée à 0.92 ± 0.06 lors de la visite 1 et de 0.52 ± 0.08 lors de la visite 2 (Figure 4). Abondances et nombre de place de chant

4.4. Abondance et nombre de place de chant au sein de la colonie

En 2021

L'abondance minimale calculée à partir de l'échantillonnage est de 214 individus sur une surface de 394 ha (Tableau 6). Ramené à l'étendue de la colonie en 2023 (c'est-à-dire sur une surface de 681 ha), l'abondance minimale de la colonie en 2021 est de 370 individus. Le nombre de mâle avéré dans ce comptage est de 94 (27 femelles et 93 individus dont le sexe n'a pas pu être déterminé). Nous en déduisons que le nombre minimal de place de chant sur la colonie est de 163.

Les estimations de la probabilité de détection par le modèle d'occupancy « présence/absence » de 2021 étant invariables en fonction des co-variables étudiées, nous appliquons une probabilité de détection des individus de 0.87 ± 0.04 et nous estimons ainsi l'abondance d'Alouette calandre sur la surface de la colonie à 425 individus en 2021. De la même façon, nous estimons que le nombre de place de chant sur la colonie en 2021 est de 187.

En 2023

L'abondance minimale calculée à partir de l'échantillonnage est de 173 individus sur une surface de 394 ha. Ramenée à l'étendue de la colonie en 2023 (c'est-à-dire sur une surface de 681 ha), l'abondance minimale d'Alouette calandre au sein de la colonie est de 299 individus. Le nombre de mâle avéré dans ce comptage est de 101 mâles (34 femelles et 38 individus dont le sexe n'a pas pu être déterminé). Nous en déduisons qu'il y a, *a minima*, 175 places de chants sur la colonie en 2023.

Les estimations de la probabilité de détection par le modèle d'occupancy « présence/absence » de 2023 varient en fonction de la visite considérée. Par conséquent, nous appliquons la probabilité de détection 0.92 ± 0.06 qui est la valeur estimée lors de la visite 1 (visite retenue pour le calcul de l'abondance minimale, Figure 4). En appliquant cette probabilité de détection, on estime à 325 individus l'abondance d'Alouette calandre au sein de la colonie. De la même façon, nous estimons à qu'il y a environ 190 places de chant sur la colonie en 2023.

4.5. Modèles N-mixture

En 2021

Le meilleur modèle N-mixture sur les données 2021, d'après l'AICc, modélise : (i) l'abondance avec une loi binomiale négative (NB) sans co-variable associée et (ii) la probabilité de détection avec une loi binomiale (B) variable en fonction de la visite (Tableau 4). Les estimations de la sur-dispersion des données par rapport aux sorties du modèle indiquent que ce modèle est bien ajusté aux données ($\hat{c}_M = 1.09$, $\hat{c}_S = 0.91$, Tableau 4). Par conséquent, pour valider l'exploitabilité de ce modèle, la stabilité des estimations face aux changements de la limite supérieur du paramètre K (nombre maximum d'individus par site et par visite) a

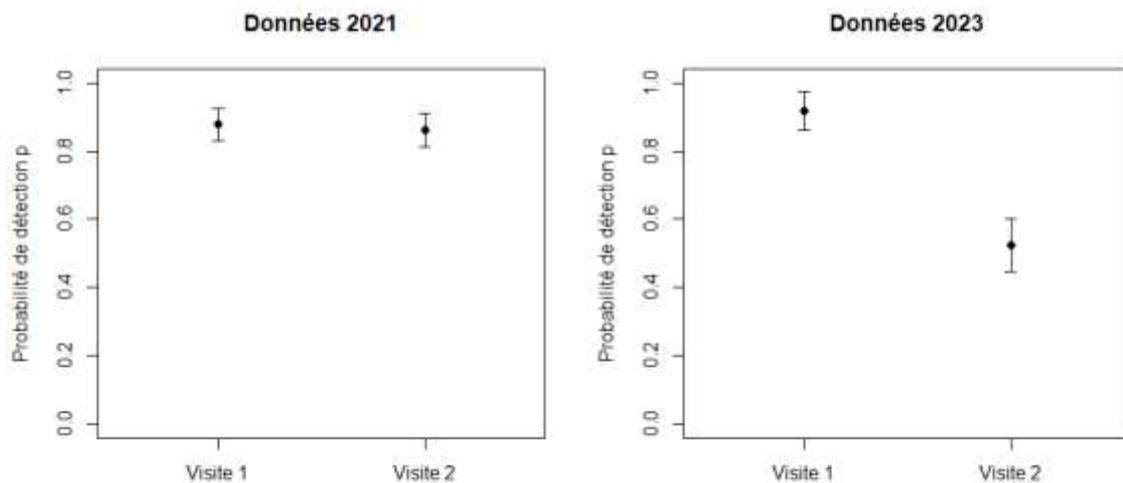


FIGURE 4 : Probabilités de détection estimées par les modèles $\psi(\cdot)$ $p(\text{Visite})$ sur les données 2021 et 2023 en fonction des visites effectuées ces deux années, les barres d'erreurs correspondent aux erreurs standards calculées par les modèles.

TABLEAU 4 : ESTIMATION DE LA PARCIMONIE (AICc) DES MODELES ET DE LA SURDISPERSION DES DONNEES (c) PAR RAPPORT AUX ESTIMATIONS DES MODELES, SUR LES DONNEES 2021.

Modèles (K=100)	Distributions	\hat{c}_M	\hat{c}_S	AICc
N(.) p(Heure + Visite)	B-P	2.34	2.72	617.72
N(.) p(Visite)	B-NB	1.09	0.91	572.19
N(.) p(Visite)	B-ZIP	1.68	1.73	581.85

\hat{c}_M surdispersion marginale, \hat{c}_S surdispersion sur la somme des sites, AICc : Critère d'Akaïke corrigé.

été évaluée tel que préconisé (Knape et al., 2018). Ni l'estimation de l'abondance, ni l'estimation de la probabilité de détection en fonction de la visite, ne se stabilisent pour les grandes valeurs du paramètres K (Figure 5). Le modèle donnant des estimations instables, il ne peut pas être utilisé pour extraire des estimations d'abondances de l'espèce. Ces résultats nous amènent à considérer, dans le cas où ses estimations sont stables, si l'ajustement du modèle B-ZIP peut être amélioré de façon simple (étant le modèle le mieux ajusté après le modèle B-NB, mais présentant des valeurs $\hat{c}_M = 1.68$ et $\hat{c}_S = 1.73$ trop élevées pour être interprétable sans amélioration de son ajustement aux données, Tableau 4). Il s'avère que les estimations du modèle $N(\cdot) p(\text{Visite})$ avec distributions B-ZIP sont stables (Annexe C, Figure 9). Par contre, aucune tendance claire ne se dégage de l'analyse des valeurs des résidus marginaux du modèle en fonction des co-variables numériques (Annexe D). Par conséquent, nous ne sommes pas en mesure de trouver une façon simple d'améliorer l'ajustement de ce modèle et donc nous n'avons identifié aucun modèle N-mixture suffisamment ajusté et qui fournisse des estimations raisonnables pour les données de l'année 2021 disponibles.

En 2023

Le meilleur modèle N-mixture sur les données 2023, d'après l'AICc, modélise : (i) l'abondance avec une loi binomiale négative et variable en fonction de la Zone d'étude et (ii) la probabilité de détection avec une loi binomiale et variable en fonction du jour d'observation et de la visite considérée (Tableau 5). Les estimations de la sur-dispersion des données par rapport aux sorties du modèle indiquent que ce modèle est bien ajusté aux données ($\hat{c}_M = 1.02$, $\hat{c}_S = 0.94$, Tableau 5). Par contre, ni l'estimation de l'abondance en fonction des zones d'échantillonnage, ni l'estimation de la probabilité de détection en fonction de la visite, ne se stabilisent pour les grandes valeurs du paramètres K (Figure 6). On note cependant qu'un coefficient se stabilise, celui décrivant l'abondance de l'espèce dans la zone Nord de l'échantillonnage. Le modèle donnant des estimations instables ne peut donc pas être utilisé pour extraire des estimations sur les abondances de l'espèce.

Ces résultats nous amènent à considérer, dans le cas où ses estimations sont stables, si l'ajustement du modèle B-ZIP peut être amélioré de façon simple (étant le modèle le mieux ajusté après le modèle B-NB, mais présentant des valeurs $\hat{c}_M = 1.46$ et $\hat{c}_S = 1.62$ trop élevées pour être interprétable sans amélioration de son ajustement aux données, Tableau 5). Il s'avère que les estimations du modèle $N(\text{Zone}) p(\text{Jour} + \text{Visite})$ avec distributions B-ZIP ne sont pas stables (Annexe C, Figure 10). Par conséquent, nous ne sommes pas en mesure de trouver un modèle N-mixture suffisamment ajusté et qui fournisse des estimations raisonnables pour les données de l'année 2023 disponibles.

5. Discussion

5.1. Etendue de la colonie.

L'étendue de la colonie d'Alouette calandre en 2023 est estimée à 681 ha. L'étendue de la zone échantillonnée de 2106 ha recouvre la grande majorité des étendues de la colonie estimées depuis 2006 (Figure 7). Par conséquent, nous pouvons être assez confiant quant à la fiabilité de l'estimation de l'étendue de la colonie en 2023. Une limite au protocole d'estimation de l'étendue de la colonie est toutefois l'apparition potentielle de nidifications dans des zones écartées de la colonie principale, comme visible à l'ouest de la colonie en 2023, au Nord et au Sud en 2014, à l'Est en 2009 (Figure 7). Pour prendre en compte ces îlots, les observations ponctuelles (hors protocole) de l'espèce avec un comportement de nicheur

FIGURE 5 : Evolution des estimations des valeurs de coefficients du modèle N-mixture, $N(.) p(\text{Visite})$ distributions B-NB, sur les données 2021, en fonction du paramètre K.

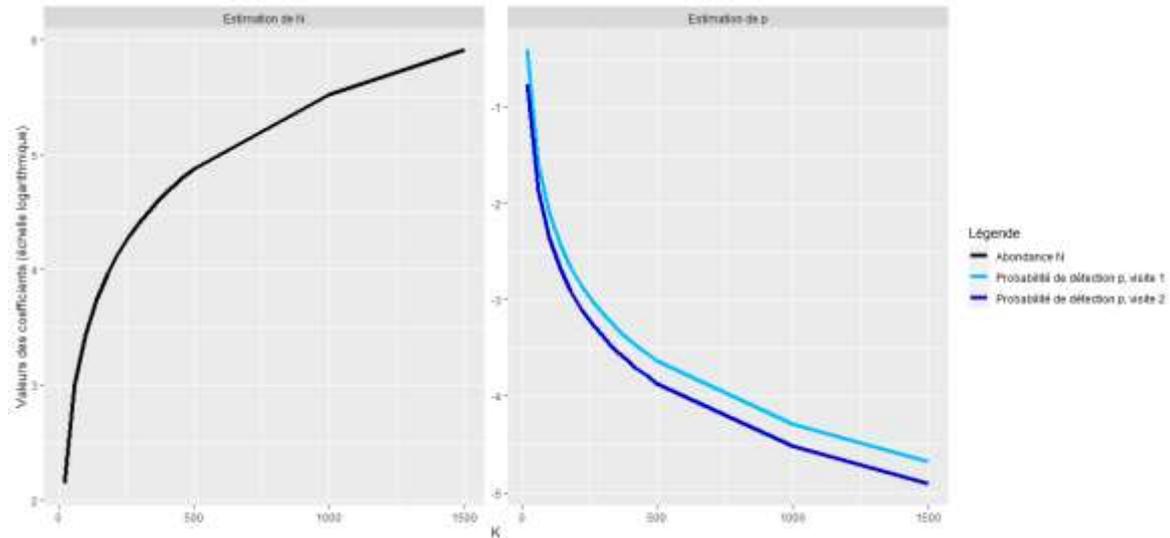
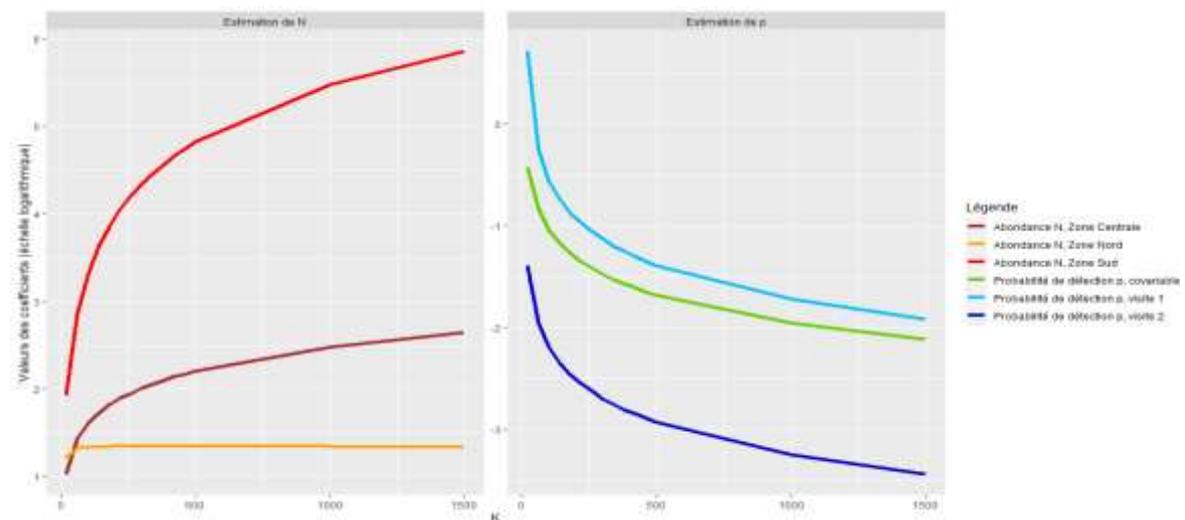


TABLEAU 5 : ESTIMATION DE LA PARCIMONIE (AICc) DES MODELES ET DE LA SUR-DISPERSION DES DONNEES (c) PAR RAPPORT AUX ESTIMATIONS DES MODELES, SUR LES DONNEES 2023.

Modèles (K=100)	Distributions	\hat{c}_M	\hat{c}_S	AICc
N(Zone) p(Jour + Visite)	B-P	2.72	3.59	489.93
N(Zone) p(Jour + Visite)	B-NB	1.02	0.94	420.01
N(Zone) p(Jour + Visite)	B-ZIP	1.46	1.62	431.66

\hat{c}_M surdispersion marginale, \hat{c}_S surdispersion sur la somme des sites, AICc : Critère d'Akaike corrigé.

FIGURE 6 : Evolution des estimations des valeurs de coefficients du modèle N-mixture, $N(\text{Zone}) p(\text{Jour} + \text{Visite})$ distributions B-NB, sur les données 2023, en fonction du paramètre K.



probable (Tableau 1) devront donc être communiquées et intégrées autant que possible au protocole les années de sa reconduction. Le fait que le protocole soit d'ores et déjà un protocole adaptatif (ajout de sites en cours d'échantillonnage) permet cette intégration. Une autre limite de ce protocole est la présence d'une zone à accès règlementaire sur la surface de la colonie : la base militaire d'Istres. Par conséquent, nos estimations de l'étendue de la colonie ne prend pas en compte les surfaces occupées par les Alouettes calandres au sein de la base militaire d'Istres.

5.2. Modèle d'occupancy présence/absence (MacKenzie et al., 2002)

Les modèles d'occupancy présence/absence estiment une probabilité d'occupation des sites par l'Alouette calandre constante quelque soit les zones d'échantillonnage et de 0.904 ± 0.04 en 2021 et 0.73 ± 0.06 en 2023. Ces probabilités d'occupation sont à mettre en parallèle avec le positionnement de l'échantillonnage en fonction de l'étendue réelle de la colonie ces deux années. En effet, le positionnement des 63 sites à échantillonner a été déterminé en 2013 suite à une revisite du protocole d'estimation de la taille de la colonie qui était liée au fait que l'on estimait à ce moment-là que l'augmentation des effectifs ne permettait plus un échantillonnage exhaustif. Si l'on étudie l'emplacement de ces sites par rapport aux limites de l'étendue de la colonie en 2023 on observe que 71% des sites sont situés dans la colonie, ce qui correspond assez bien au pourcentage d'occupation des sites indiqué par le modèle (de 73%). La probabilité d'occupation des sites indiquée par le modèle sur les données 2021 de 90,4% laisse à penser que l'échantillonnage était alors davantage situé au sein de l'étendue réelle de la colonie en 2021. On ne connaît pas l'étendue précise de la colonie en 2021 mais la compilation des observations ponctuelles (STOC et Helix) en 2021 et 2022 qui ont servies à la création du protocole d'estimation de l'étendue corrobore une meilleure intégration des 63 sites au sein de l'étendue de la colonie cette année-là (Figure 1).

Les modèles d'occupancy présence/absence estiment une probabilité de détection de l'Alouette calandre stable en fonction des visites en 2021, et variable en fonction des visites en 2023 (Figure 4). Plusieurs hypothèses pourraient permettre d'expliquer un tel phénomène. En particulier, si les dates de réalisations des visites en 2023 sont davantage espacées qu'en 2021 (trois dates sont nécessaires pour chaque visite) ou bien si elles sont plus tardives dans la saison de reproduction des Alouettes calandres, avec une diminution de l'activité des individus les rendant moins détectables (arrêt du chant du mâle, couvain des œufs par la femelle). Or, les dates des trois visites de 2023 sont davantage proches les unes des autres qu'en 2021 et sont réalisées au cours de la même période dans l'année (Tableau 6).

Par contre, en comparaison avec l'année 2021, les températures maximales journalières de 2023 étaient plus hautes dès le début de l'année (Figure 8). Il est par conséquent possible que la phénologie de la reproduction de l'Alouette calandre n'ait pas été identique sur ces deux années et qu'un décalage ait conduit à des visites non synchronisées avec le pic d'activité de l'espèce et donc des comptages sous-estimés. Une étude a été réalisée sur l'évolution saisonnière du nombre moyen de mâle chanteur d'Alouette calandre sur la colonie en Crau (Rocton, 2006). Cette étude montre que le nombre de mâle chanteur est maximal le 29 mars (plus de 12 individus en moyenne), diminue jusqu'à atteindre un minima le 5 mai (un peu plus de 5 individus) puis remonte et atteint un second pic le 18 mai (9 individus). Bien que cette étude mériterait d'être reproduite sur une durée élargie et pour plusieurs années consécutives, elle montre que les deux visites en 2021 et 2023 sont potentiellement un peu tardive par rapport aux pics d'activités de l'Alouette calandre.

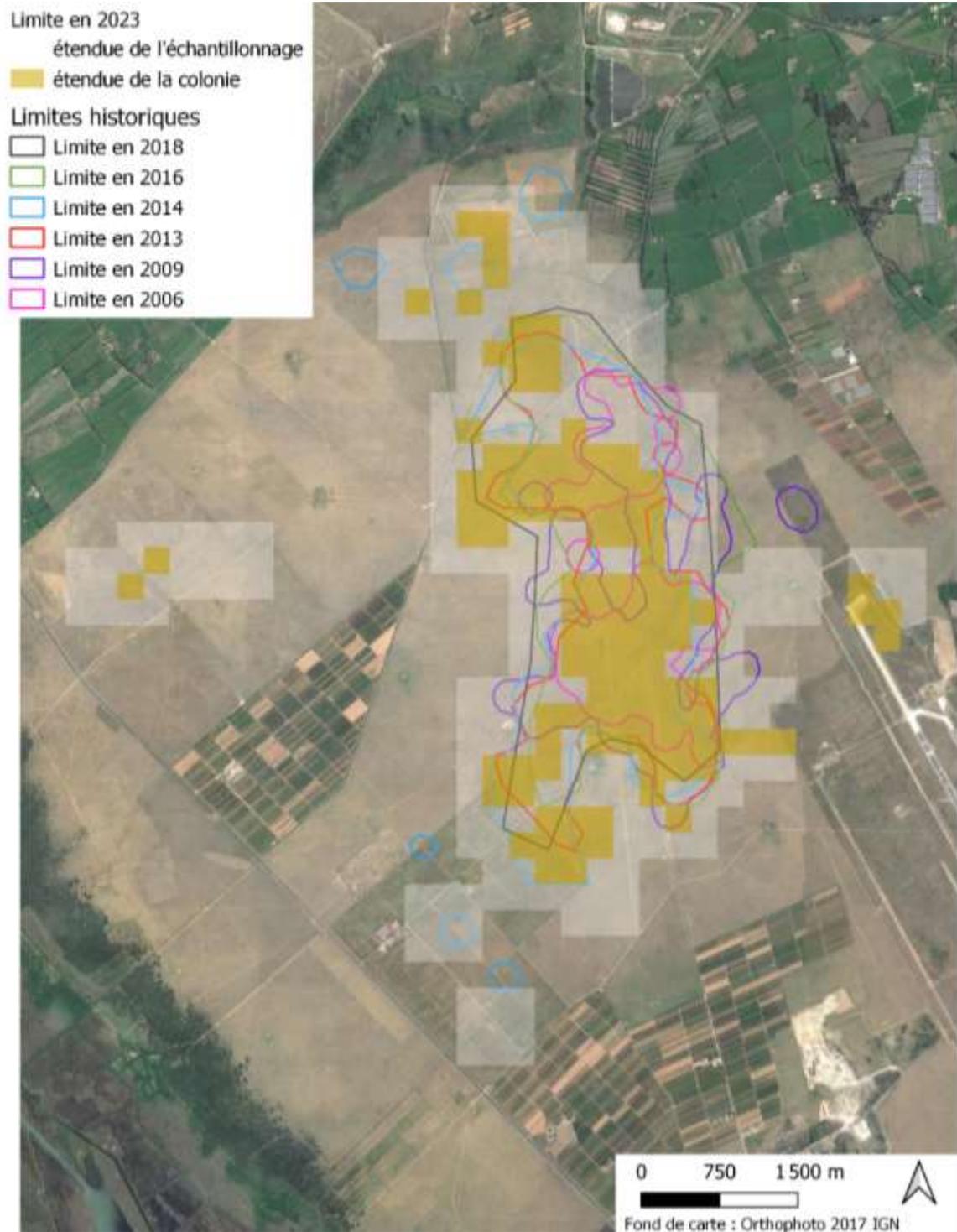


FIGURE 7 : Limites des étendues de la colonie d'Alouette calandre en Crau de 2006 à 2023.

5.3. Modèle N-mixture (Royle, 2004)

Aucun modèle N-mixture fiable ne peut être construit à partir des données 2021 et 2023 pour estimer l'abondance de la population d'Alouette calandre en Crau. Les analyses réalisées dans ce rapport peuvent toutefois nous aider à comprendre ce qui, dans les données, ne nous permet pas d'estimer l'abondance de l'espèce à partir de l'échantillonnage.

Probabilité de détection et abondance de l'espèce variables en fonction des visites.

Les données de comptage « dégradées » en présence/absence (plutôt qu'en nombre d'individus) ont permis de construire des modèles d'occupancy présence/absence fiables. Ces modèles nous indiquent qu'en 2021 aucune co-variable étudiée n'influence l'estimation des probabilités d'occupation et de détection alors que la probabilité de détection en 2023 est influencée par la visite considérée. En effet, la probabilité de détection est plus faible en visite 2 qu'en visite 1 passant de 0.92 à 0.52 (Figure 4). Nous devons donc nous interroger sur ce qui a fait varier la probabilité de détection entre ces deux visites. Il ne s'agit ni du jour ni de l'heure des observations puisqu'elles ont été considérées comme co-variables et n'ont pas été retenues dans l'analyse. La considération d'autres variables serait potentiellement en mesure d'améliorer les modèles réalisés dans ce rapport : conditions météorologiques, comportement écologique de l'espèce (échantillonnage en dehors de son pic d'activité), effet observateur, etc. Les données brutes de 2023 montrent que les comptages en nombre d'individus, et donc l'abondance de l'espèce que l'on souhaite estimer, varient fortement d'une visite à l'autre (Tableau 6). Ceci est particulièrement visible dans les données brutes de 2023 avec une diminution un effectif total plus de trois fois plus faible en visite 2 (n=51 individus) par rapport à la visite 1 (n=173 individus). Ces écarts sont probablement liés à une différence de détectabilité de l'espèce entre les deux visites. Mais il convient de s'assurer qu'ils ne puissent pas être liés à un départ d'alouettes de la colonie vers d'autres sites de reproduction au cours de la saison. En effet, si la colonie d'alouette n'est pas fermée pendant la saison de reproduction ceci contrefait une condition requise pour l'utilisation des modèles N-mixture : il ne doit pas y avoir de variation d'abondance entre la première et la seconde visite (fermeture de la population).

Probabilité de détection et abondance variables en fonction de la zone d'échantillonnage.

Le meilleur modèle N-mixture 2023 retient le jour de l'observation comme co-variable explicative de la probabilité de détection (Tableau 5). Or, le jour de l'observation varie en fonction de la zone, c'est donc potentiellement un effet zone qui influence la probabilité de détection. Il peut aussi s'agir d'un effet des conditions météorologiques variables d'une journée sur l'autre, ou de tout autre élément qui varie d'un jour à l'autre. De plus, les comptages varient fortement d'une zone d'échantillonnage à l'autre avec, par exemple en 2023, plus de deux fois plus d'individus comptabilisés lors de la visite 1 en zone Sud qu'en zone Centre et près du triple d'individus lors de la visite 2 en zone Sud par rapport à la zone centre (Tableau 6). Ces variations peuvent être expliquées par une probabilité de détection et/ou une abondance de l'espèce variable en fonction de la zone d'échantillonnage. S'il s'agit effectivement d'une variabilité de la probabilité de détection en fonction des sites, ceci serait une contre-indication quant à l'usage des modèles N-mixture pour lesquels : la détection des individus doit être constante dans tous les sites, sinon, l'hétérogénéité doit être modélisée à l'aide de variables appropriées.

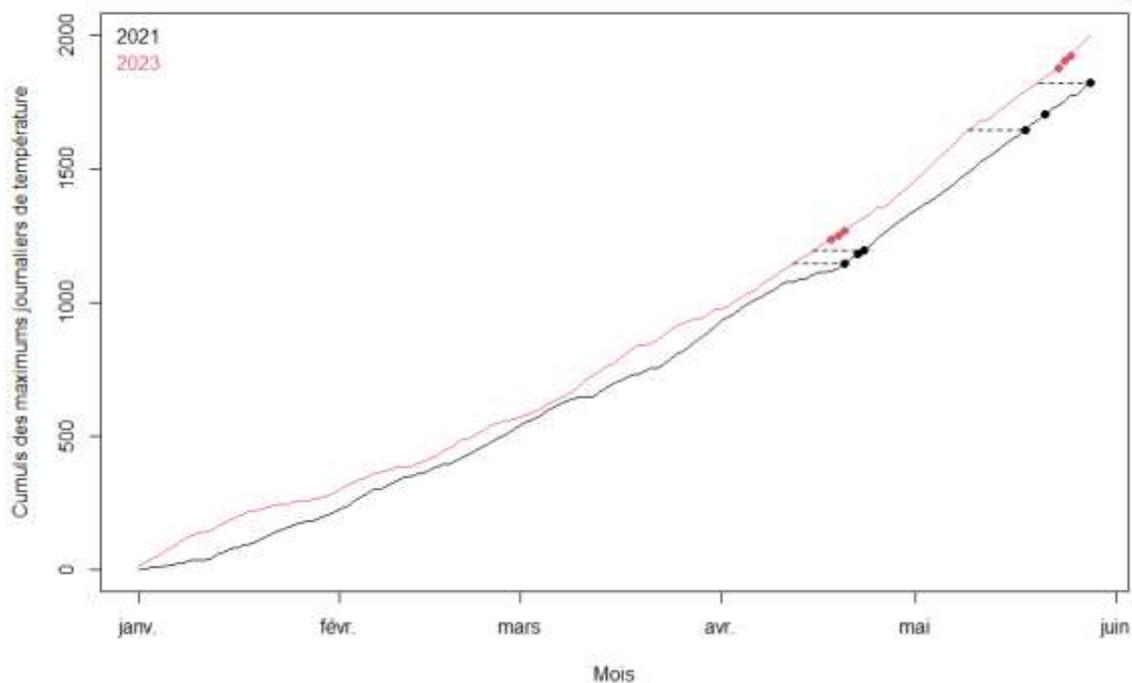


FIGURE 8 : Cumuls des maximums journaliers de température en 2021 (courbe noire) et en 2023 (courbe rouge), données issues de la station MétéoCiel d'Istres (cf. Annexe B). Les points noirs et rouges correspondent respectivement aux dates des visites du protocole 2021 et 2023 des suivis des effectifs d'Alouettes calandres en Crau.

TABLEAU 6 : Données brutes du comptage d'Alouettes calandres (tout code de nidification confondu) dans les différentes zones échantillonnées, pour les deux passages des années 2021 et 2023.

Zone	2021				2023			
	Visite 1	Visite 2	Jour Visite 1	Jour Visite 2	Visite 1	Visite 2	Jour Visite 1	Jour Visite 2
Nord	90	54	20-avr	18-mai	52	25	18-avr	23-mai
Centre	71	49	22-avr	21-mai	40	7	19-avr	24-mai
Sud	53	67	23-avr	28-mai	81	19	20-avr	25-mai
Total	214	170	-	-	173	51	-	-

Prise en compte des potentiels double-comptage

On sait par ailleurs qu'une autre condition d'utilisation des modèles N-mixture n'a pas été parfaitement respectée celle qui implique que **chaque comptage corresponde à des individus différents**. Le protocole a été conçu pour limiter le nombre de double comptage. Cependant, la quantité de double comptage en 2023 a été estimée à 3.6% des données. Nous avons décidé de la considérer comme négligeable et ne l'avons donc pas corrigé afin de ne pas induire de traitement différencié en fonction des années (le double comptage potentiel en 2021 n'ayant pas pu être estimé).

5.4. Abondance et nombre de place de chant.

Les estimations des abondances calculées à partir du comptage le plus élevé (population fermée) en appliquant les probabilités de détection des modèles d'occupancy font état de 425 individus en 2021 et 325 en 2023. Le nombre de place de chant sur la colonie est estimé à 187 en 2021 et 190 en 2023.

Premièrement, il est notable que les effectifs les plus importants ont été observés les deux années lors de la première visite. Considérant que la population est fermée pendant la saison de reproduction (pas d'immigration ni d'émigration), il est probable que la deuxième visite ne permette pas une estimation fiable des effectifs, peut-être en raison d'un décalage avec le pic d'activités des individus (plus d'individus au sol, moins de chant des mâles, etc.).

Deuxièmement, ces résultats montrent que malgré un effectif global fluctuant d'une année sur l'autre, le nombre de mâles observés est assez stable d'une année sur l'autre (2021 : 94 mâles, 44 % des effectifs ; 2023 : 101 mâles, 58% des effectifs ; résultats de la visite 1 pour les deux années). Le nombre de femelles observées est plus variable (2021 : 27 femelles, 13% des effectifs ; 2023 : 34 femelles, 20% des effectifs ; visite 1 pour les deux années). La différence est donc davantage liée aux individus dont le sexe n'a pas été identifié (2021 : 93 individus, 43% des effectifs ; 2023 : 38 individus, 22% des effectifs ; visite 1 pour les deux années). Les mêmes ordres de grandeur se retrouvent en visite 2 pour les deux années. La détectabilité des individus est variable en fonction du sexe, avec une probabilité de détection supérieure pour les mâles puisqu'ils sont détectables visuellement et auditivement (la femelle ne chantant pas, elle ne sera détectable que visuellement).

Troisièmement, il est important de noter que les abondances et les nombres de place de chant sont corrigés en appliquant aux valeurs minimales des probabilités de détection calculées à partir des modèles d'occupancy en présence/absence. De fait, les probabilités de détection calculées sur les données de comptage ne sont pas accessibles puisque les modèles N-mixture ont été rejetés. Faute de mieux, on fait donc ici l'hypothèse que la probabilité de détection d'une espèce lors d'un comptage en présence/absence est approximativement la même que lors d'un comptage exhaustif. Cette hypothèse mériterait d'être vérifiée.

6. Perspectives

6.1. Analyses statistiques

Trois axes principaux de perspectives d'analyses statistiques restent à explorer :

- 1) Avec les données utilisées dans ce rapport : les ajustements apparemment corrects des modèles N-mixture B-NB en 2021 et 2023 suggèrent qu'une analyse des abondances relatives avec des

Suivi de la population d'Alouette calandre sur la plaine de Crau en 2021-2023.

Conservatoire d'Espaces Naturels de Provence-Alpes-Côte d'Azur.

modèles mixtes linéaires généralisés tenant compte de la sur-dispersion pourrait être fructueuse (Barker et al., 2018; Knape et al., 2017).

- 2) En affinant les données utilisées : l'ensemble des données de comptage en 2021 et 2023 ont été considérées sans prendre en compte le « code nidification » indiqué par les observateurs pour chaque comptage. Les codes nidifications ne sont pas équivalents les uns des autres quant à la probabilité que l'observation soit celle d'un individu nicheur ou celle d'un individu non nicheur (Tableau 1). On pourrait donc construire des modèles N-mixture sur des données de comptage affinées ne gardant par exemple que les mâles chanteurs qui sont les individus les plus facilement détectable. Cependant, il est très important de garder à l'esprit qu'il s'agira alors de l'estimation de l'abondance d'une partie de la population (abondance des mâles chanteurs par exemple) et non pas de l'ensemble de la population.
- 3) Avec les données utilisées dans ce rapport ou les données affinées : davantage de co-variables explicatives des variations d'abondance et de probabilité de détection pourrait être étudiées. En particulier, les conditions météorologiques (précipitation, vent, température) des jours d'observations pourraient être intégrés aux modèles en co-variables liées aux visites.

6.2. Amélioration des protocoles existants

Ce rapport met également en évidence des perspectives d'amélioration des protocoles de suivis avec divers objectifs :

- Eliminer les doubles comptages potentiels. Pour ceci, et en vue de continuer à traiter les données avec des modèles N-mixture, on pourrait envisager de réaliser un tirage aléatoire des sites à suivre au sein de la colonie avec distance minimale entre chaque site suivi. La distance minimale permettrait d'éviter les doubles comptages.
- Ajuster la zone d'échantillonnage à la position réelle de la colonie (à minima à l'année n-1)
- Ajuster les dates des visites en fonction des pics d'activité des alouettes ce qui permettrait d'augmenter la détectabilité. Pour ceci, il faudrait envisager de reconduire une étude de l'évolution dans une saison de reproduction de l'activité des alouettes, on pourra s'inspirer de l'étude de Rocton (2006).
- Améliorer la détermination du sexe des individus observés.

6.3. Envisager un nouveau protocole

Au-delà de l'amélioration du protocole existant qui consiste à évaluer l'abondance de la colonie à l'aide des modèles N-mixture, on peut discuter de la nécessité d'utiliser ce test statistique pour suivre l'évolution de la population d'Alouette calandre en Crau. En effet, ces modèles sont indiqués pour estimer la taille d'une grande population dont il est impossible de réaliser un comptage « exhaustif » des individus en une saison. Ici, comme le montre les récents résultats, l'étendue de la colonie semble stable depuis presque 10 ans. De plus, le protocole d'estimation de l'étendue demande à ce que l'on planifie le passage d'un observateur sur chaque maille de la colonie pour y réaliser des points d'écoute de 5 minutes. On pourrait donc envisager qu'au lieu de réaliser du présence/absence, ce passage soit l'occasion de compter l'ensemble des individus présents sur chaque maille de la colonie pour une estimation exhaustive de l'abondance de l'espèce sur la colonie.

Bibliographie

- Barker, R. J., Schofield, M. R., Link, W. A., & Sauer, J. R. (2018). On the reliability of N-mixture models for count data. *Biometrics*, 74(1), 369-377.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2002). *Model selection and multimodel inference* (2nd ed. Springer-Verlag, New-York).
- Dennis, E. B., Morgan, B. J. T., & Ridout, M. S. (2015). Computational aspects of N-mixture models. *Biometrics*, 71(1), 237-246. <https://doi.org/10.1111/biom.12246>
- Knape, J., Arlt, D., Barraquand, F., Berg, Å., Chevalier, M., Pärt, T., Ruete, A., & Zmihorski, M. (2017). *Goodness of fit checks for binomial N-mixture models*. bioRxiv, 194340.
- Knape, J., Arlt, D., Barraquand, F., Berg, Å., Chevalier, M., Pärt, T., Ruete, A., & Zmihorski, M. (2018). Sensitivity of binomial N-mixture models to overdispersion : The importance of assessing model fit. *Methods in Ecology and Evolution*, 9(10), 2102-2114.
- MacKenzie, D. I., & Bailey, L. L. (2004). Assessing the fit of site-occupancy models. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics*, 9(3), 300-318.
- MacKenzie, D. I., Nichols, J. D., Lachman, G. B., Droege, S., Andrew Royle, J., & Langtimm, C. A. (2002). Estimating Site Occupancy Rates When Detection Probabilities Are Less Than One. *Ecology*, 83(8), 2248-2255.
- MacKenzie, D. I., Nichols, J. D., Royle, J. A., Pollock, K. H., Bailey, L., & Hines, J. E. (2017). *Occupancy Estimation and Modeling : Inferring Patterns and Dynamics of Species Occurrence*. Elsevier.
- Rocton, Y. (2006). *Statut de conservation de l'Alouette calandre (Melanocorypha calandra) en Crau (13) : État de la population et problématiques de gestion*. (Bureau 6836 cen paca maison de la Crau). Master 2 Professionnel «Expertise Ecologique et Gestion de la Biodiversité», Université Aix-Marseille III; Carton biblio calandre.
- Royle, J. A. (2004). N-Mixture Models for Estimating Population Size from Spatially Replicated Counts. *Biometrics*, 60(1), 108-115.

Royle, J. A., & Nichols, J. D. (2003). Estimating Abundance from Repeated Presence–Absence Data or Point Counts. *Ecology*, 84(3), 777-790.

Wolff, A. (2012). *Plan national d'actions en faveur du Ganga cata et de l'Alouette calandre*. (p. 110). Conservatoire d'espaces naturels de Provence-Alpes-Côte d'Azur - Ministère de l'Ecologie, du Développement durable et de l'Energie.

Annexes

Annexe A : Résultat des tests d'ajustement de Mackenzie et al. (2004) sur les modèles d'occupation retenus pour décrire les données de présence/absence des Alouettes calandre en plaine de Crau en 2021 et 2023.

TABLEAU 7 : Résultat du test d'ajustement de Mackenzie et al. (2004) sur le modèle nul d'occupation « présence/absence » des données de 2021.

Historique de détection	Observé	Attendu	X ²
0.0	7	7.00	1.13.10 ⁻¹²
0.1	6	6.50	3.85.10 ⁻⁰²
1.0	7	6.50	3.85.10 ⁻⁰²
1.1	43	43.00	3.03.10 ⁻¹⁵

TABLEAU 8 : Résultat du test d'ajustement de Mackenzie et al. (2004) sur le modèle d'occupation « présence/absence » avec co-variable « Visite » sur la probabilité de détection, données de 2023.

Historique de détection	Observé	Attendu	X ²
0.0	19	19.00	7.36.10 ⁻¹²
0.1	2	2.00	3.66.10 ⁻¹²
1.0	20	20.00	1.36.10 ⁻¹²
1.1	22	22.00	6.93.10 ⁻¹³

Annexe B : Cartographie de l'étendue de la colonie d'Alouette calandre sur la plaine de Crau en 2023.



Annexe C : Stabilité des estimations des modèles B-ZIP sur les données 2021 et 2023.

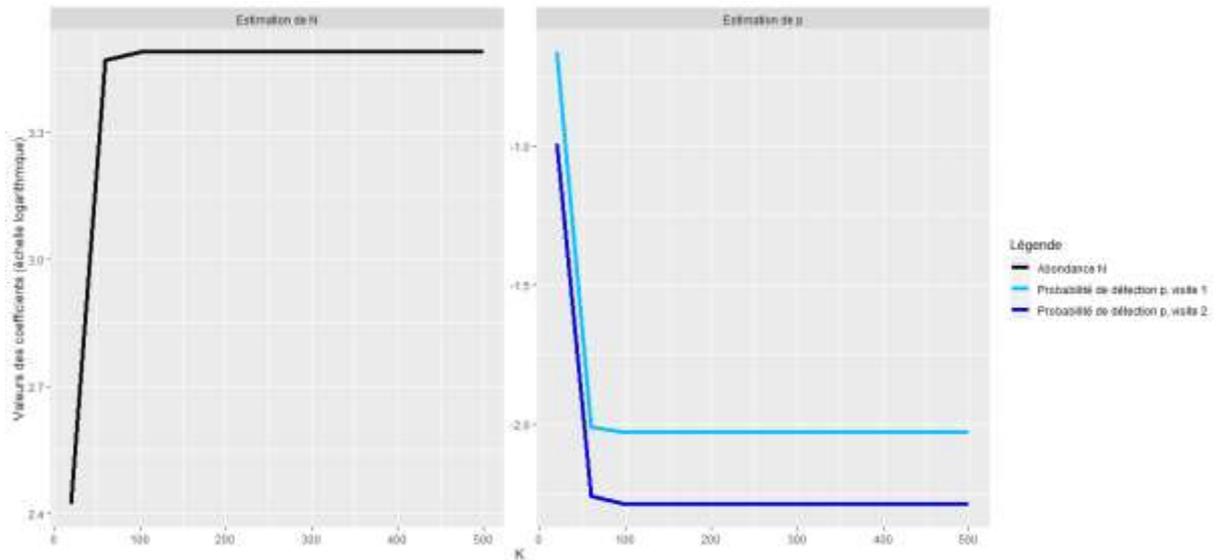


FIGURE 9 : Evolution des estimations des valeurs de coefficients du modèle N-mixure, $N(.) p(\text{Visite})$ distributions B-ZIP, sur les données 2021, en fonction du paramètre K.

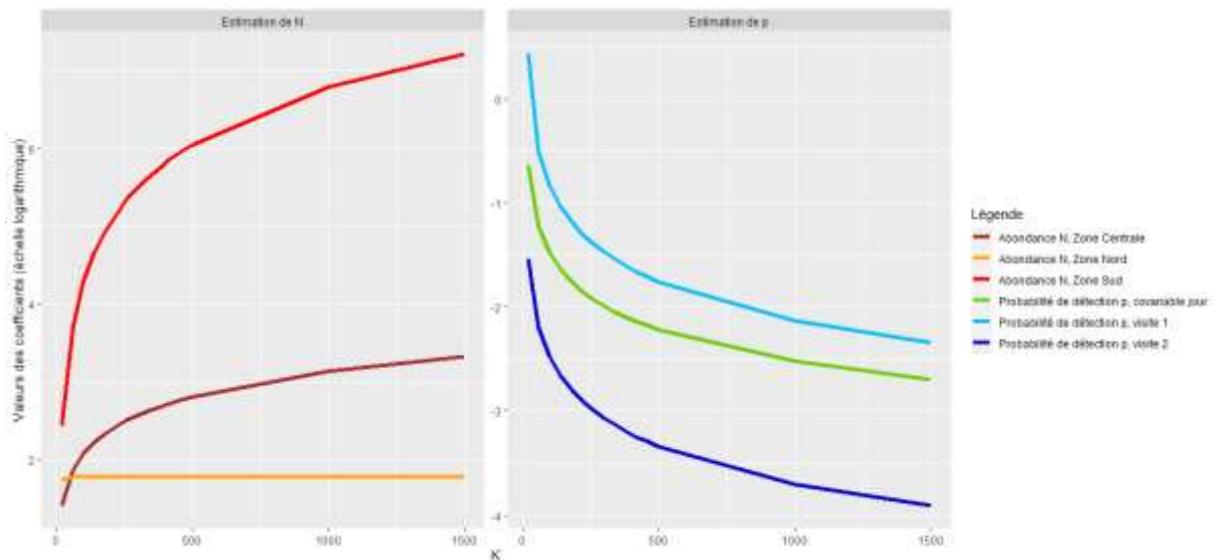


FIGURE 10 : Evolution des estimations des valeurs de coefficients du modèle N-mixure, $N(\text{Zone}) p(\text{Jour} + \text{Visite})$ distributions B-ZIP, sur les données 2023, en fonction du paramètre K.

Annexe D : Valeurs des résidus rq marginaux du modèle N-mixture B-ZIP sur les données 2021 en fonction des co-variables numériques.

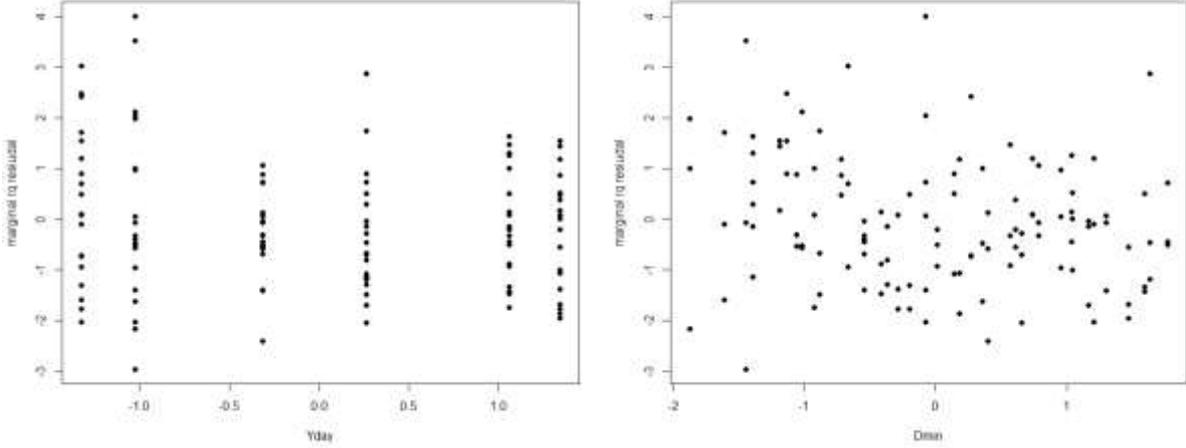


FIGURE 11 : Graphique des résidus rq marginaux en fonction des co-variables numériques.



**Conservatoire
d'espaces naturels
Provence-Alpes-Côte d'Azur**

Siège :

4, avenue Marcel Pagnol
Immeuble Atrium Bât B.
13 100 Aix-en-Provence

Tél : 04 42 20 03 83

Fax : 04 42 20 05 98

Email : contact@cen-paca.org

www.cen-paca.org

Pôle Alpes du Sud

18 avenue du Gand

04200 SISTERON

Tél : 04 92 34 40 10

Le Conservatoire d'espaces naturels
de Provence-Alpes-Côte d'Azur
est membre de la Fédération
des Conservatoires d'espaces naturels



**Conservatoires
d'espaces
naturels**