



Agir pour
la biodiversité



Agir pour
la biodiversité



Agir pour
la biodiversité



Estimation de la taille de la population de Pie-grièche grise *Lanius excubitor* en période de reproduction dans le Massif central (France)



Étude réalisée en 2022

Le projet « Des Pies-grièches dans nos campagnes » est cofinancé par l'Union européenne. L'Europe s'engage dans le Massif central avec le fonds européen de développement régional.



La Région
Auvergne-Rhône-Alpes



PRÉFET
DE LA RÉGION
AUVERGNE-
RHÔNE-ALPES
Liberté
Égalité
Fraternité



PRÉFÈTE
DE LA RÉGION
NOUVELLE-AQUITAINE
Liberté
Égalité
Fraternité



Haute-Loire
LE DÉPARTEMENT

HISTORIQUE DES VERSIONS DU DOCUMENT

Version	Date	Commentaire
1	28-12-2022	
2	24-08-2023	<i>Le traitement cartographique des données avait généré des entités aberrantes dans la couche correspondant à la surface considérée favorable à la Pie-grièche grise (ensemble des carrés de 25 ha considérés favorables). En se basant sur un nombre erroné d'entités, le calcul de la surface totale considérée favorable l'était lui-même (surestimation). Les artefacts de traitement ont été supprimés, et l'estimation des effectifs de Pie-grièche grise du Massif central a été corrigée en conséquence.</i>

RÉFÉRENCE DU DOCUMENT

S. NOTTELLET & F. MAGNARD, 2022, Estimation de la taille de la population de Pie-grièche grise *Lanius excubitor* en période de reproduction dans le Massif central (France), LPO Auvergne-Rhône-Alpes, 41 pp.

RÉDACTION ET VALIDATION

Objet	Personne
Rédaction	Sébastien NOTTELLET & Francis MAGNARD
Relecture et validation	Clémentine GUERBER, Romain RIOLS, Fabien SANE, Laura TAYSSE, Magali TRILLE, Mathis VERITE

STRUCTURE

LPO Auvergne-Rhône-Alpes

Siège social : Maison de l'environnement ; 14 avenue Tony Garnier - 69007 LYON

Adresse de correspondance : 100 rue des Fougères - 69009 Lyon

Tél : 04 37 61 05 06

Email : auvergne-rhone-alpes@lpo.fr

Site internet : <https://auvergne-rhone-alpes.lpo.fr/>

CRÉDITS PHOTO

Page de garde : Romain Riols

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier chaleureusement l'ensemble des personnes qui ont contribué à la réalisation de ce travail, et notamment les nombreuses personnes qui ont participé aux suivis de terrain. Ci-dessous figure la liste des participant-e-s par ordre alphabétique. Nous présentons toutes nos excuses aux personnes qui auraient éventuellement été oubliées.

Ghalia ALEM-RAQUIN (PNR Aubrac), Gérard ALRIC, Claude ANACKIEWICZ, Garance ARNAUD, Philippe AYRAL, Sebastien BARA, Sandrine BEAL, Joël BEC, Morgane BETHELOT, Camille BODOT, Benjamin BOULAIRE, Isabelle BOULANGER, Quentin BRADDOCK, Guillaume CAILLON (PNR des Volcans d'Auvergne), Philippe CAMBON, Anthony CAPRIO (Saint-Flour communauté), Sophie CATOIR, Serge CHALEIL, Guillaume CHEVALIER (PNR des Monts d'Ardèche), Anne CITRON, Stéphane COMBAUD, Richard COUSTEIX, Justine DECLoux, Simon DUCLOUX, Jean-Pierre DULPHY, Didier DUPONT, Erwan FRESSINAUD MAS DE FEIX, Chloé GALLAND, Pascal GEORGE, Jean-Christophe GIGAULT, Bruno GILBERT, Bertrand GOGUILLON, Charles GOUYET, Clémentine GUERBER (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Logan GUILLAUMON (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Grégory HEBRARD (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Aurélie JOSSET, Laurent JOUBERT, Manon JOZROLAND, Guy LABIDOIRE, Perry LALAGE, Isabelle LALOUELLE (OFB Haute-Loire), Anaïs LAURIOUX, Natasha LECLERC, François LEGENDRE, Virginie LEGER-PORTAL, Francis MAGNARD (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Anthony MARQUE, Dominique MARTIN, Julien MARTIN, Romain MONLONG, Robert MONTEL, Monique MORANGE, Kaelig MORVAN, Jeremy NICOT (Saint-Flour Communauté), Gérard NONIQUE-DESVERGNES, Sébastien NOTTELLET (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Clément NURIT, Othilie PERNOT, Lalage PERRY, Catherine PIAULT, Lionel PONT (PNR des Volcans d'Auvergne), Claire PRADEL, Michel QUIOT, Gwendal RANNOU (OFB Haute-Loire), François RAVILLION, Sigrid RIFFARD, Romain RIOLS (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Amandine SANCHEZ, Fabien SANE, Claude SANNIE, Georges SAUVESTRE, Alice STAPELFELD (Saint-Flour Communauté), Samuel TALHOET, Laura TAYSSE (LPO France), Olivier TESSIER (OFB Haute-Loire), Benoît TOMCZAK, Pierre TOURRET, Emmanuel VERICEL (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Mathis VERITE (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Dominique VERRON, Anthony VOUTE (LPO Auvergne-Rhône-Alpes), Michèle WERSINGER.

Nous remercions également les coordinatrices et coordinateurs des départements impliqués : Magali TRILLE (LPO Occitanie) pour l'Aveyron, Laura TAYSSE (LPO France) pour le Limousin, Fabien SANE (ALEPE) pour la Lozère, Emmanuel VERICEL (LPO AuRA) pour la Loire, Anne METAIREAU (LPO AuRA) pour l'Ardèche, Romain RIOLS (LPO AuRA) pour le Puy-de-Dôme, Mathis VERITE et Clémentine GUERBER (LPO AuRA) pour le Cantal, Sébastien NOTTELLET et Francis MAGNARD (LPO AuRA) pour la Haute-Loire.

Enfin, nous tenons à remercier Guillaume ASTRUC, Olivier DURIEZ et Aurélien BESNARD du Centre d'Écologie Fonctionnelle et Évolutive de Montpellier (CEFE - UMR 5175) pour leurs précieux conseils concernant la construction du plan d'échantillonnage et les analyses appliquées au jeu de données.

TABLE DES MATIÈRES

1.	INTRODUCTION	6
2.	MATÉRIEL ET MÉTHODES	9
2.1.	Matériel biologique: la Pie-grièche grise <i>Lanius excubitor</i>.....	9
2.2.	Zone d'étude	14
2.3.	Récolte des données de terrain	18
2.4.	Préparation et analyse des données	19
2.5.	Données acquises	21
3.	RÉSULTATS	23
3.1.	« Approche naïve » : description des résultats bruts	23
3.2.	Modélisation de la détection, de l'occupation et de l'abondance.....	24
3.2.1.	Analyses en considérant les passages séparément.....	24
3.2.2.	Analyses à l'échelle de la saison	25
3.2.3.	Disponibilité à la détection.....	27
3.2.4.	Effets des covariables sur les probabilités de détection de l'espèce et des individus	27
3.2.5.	Synthèse des résultats et estimation de la population de Pie-grièche grise dans la zone d'étude	33
4.	DISCUSSION.....	34
5.	CONCLUSION	39
6.	BIBLIOGRAPHIE.....	41

1. INTRODUCTION

Avec l'intensification des pratiques culturales, les paysages agricoles ont subi de profondes modifications depuis la seconde moitié du siècle dernier, du fait notamment d'un recul de l'élevage et des systèmes en polyculture-élevage qui se poursuit encore aujourd'hui (Barry & Polvêche, 2022). Cela s'est traduit par une perte massive des habitats naturels et semi-naturels au sein de ces paysages (Bretagnolle et al., 2011) et une augmentation de la taille des parcelles de l'ordre de 45% (White & Roy, 2015 ; Sirami *et al.*, 2019). En France, près de 70% du linéaire de haies a disparu entre le début du XX^{ème} siècle et le début du XXI^{ème} siècle (Pointereau & Coulon, 2006) ; la surface de prairies permanentes a considérablement diminué (-33% en France entre 1967 et 2007 ; Peyraud *et al.*, 2012) ; environ la moitié des zones humides ont disparu en France entre 1960 et 1990 (OCDE, 2021).

Le déclin de la biodiversité associée à ces milieux (Mupepele *et al.*, 2021), notamment avifaunistique, est aujourd'hui incontestable : les données issues du Suivi Temporel des Oiseaux Communs (STOC) indiquent un véritable effondrement des populations d'oiseaux liés à ces milieux (-29.5% en 30 ans, cf. Fontaine *et al.*, 2020). À échelle européenne, l'indicateur du *Pan-European Common Bird Monitoring Scheme* signale même un déclin de 59% des oiseaux des milieux agricoles entre 1980 et 2019 (PECBMS, 2022).

De nombreuses espèces ont subi une réduction de leur aire de répartition et/ou de leur abondance (Donald *et al.*, 2001 ; Donald *et al.*, 2006 ; Burns *et al.*, 2021) et le phénomène n'épargne pas les cinq espèces de Pies-grièches *Lanius sp.* présentes en France, toutes en déclin à l'échelle métropolitaine (UICN France *et al.*, 2016) et européenne (BirdLife International, 2021). Les Pies-grièches sont assez bien représentatives du sort subi par l'ensemble de cette communauté avienne : des espèces adaptées à un large spectre de milieux ouverts et intermédiaires comprenant notamment les milieux agricoles (Lefranc, 1993), encore répandues dans de nombreuses régions à l'aube du XX^{ème} siècle (*e.g.* Mayaud, 1963) et présentant à la fin de ce dernier des chutes démographiques inquiétantes (Yosef, 1994 ; Lefranc, 1999). Le cas de la Pie-grièche à poitrine rose *L. minor* est particulièrement frappant : autrefois signalée comme aussi fréquente que la Pie-grièche écorcheur *L. collurio* (Lefranc & Issa, 2013) – la plus commune des *Laniidae* de France –, elle a perdu son statut d'espèce nicheuse en 2019 avec l'échec de l'unique couple connu, et pourrait devenir la première espèce vertébrée à disparaître du territoire métropolitain au XXI^{ème} siècle (Rey, 2019).

La situation semble également très préoccupante pour la Pie-grièche grise *L. excubitor* : les biotopes que l'espèce utilise évoluent défavorablement, avec une disparition des éléments paysagers constitutifs de son habitat (prairies et arbres) et une simplification importante des paysages (Gigault, 2010 ; Lallemand & Tourret, 2014 ; Union Européenne, 2017). Cela a conduit à une diminution de l'ordre de 75% des effectifs nicheurs entre les années 1990 et la fin des années 2000 (Lefranc & Paul, 2011). Accueillant plus de 90% de la population nationale, le Massif central constitue le principal et dernier « bastion » de cette espèce (Lefranc, 2015) et sa population présente plusieurs singularités remarquables au regard de l'ensemble de l'aire de

distribution de la sous-espèce nominale (Nord, centre et Nord-Est de l'Europe, jusqu'au Nord-Ouest de la Sibérie ; Yosef *et al.*, 2020) : les populations limousines sont situées en limite occidentale de l'aire de répartition, la proximité géographique avec la population nicheuse de Pie-grièche méridionale *L. meridionalis* en Aveyron et Lozère est unique en Europe (Gilot, 2019) et l'existence d'une population régulière au-delà de 1000 m d'altitude semble être une particularité du Massif central (Gigault, 2010).

En matière de conservation, l'un des sujets les plus cruciaux est l'estimation précise de la taille d'une population donnée et de sa tendance démographique à travers le temps (Nichols, 2014 ; McCaffery *et al.*, 2016). Les estimations des paramètres démographiques permettent de déterminer le statut de conservation d'une espèce, de pouvoir hiérarchiser les priorités en utilisant des critères comme la réduction de la taille de population estimée (Gärdenfors, 2001 ; Gärdenfors *et al.*, 2001) et d'évaluer le succès ou l'échec d'actions de conservation ciblées (Gregory *et al.*, 2004) ou de politiques publiques générales telles que la Politique Agricole Commune (PAC) (Cour des Comptes Européenne, 2020). Pour la plupart des espèces, conduire un recensement exhaustif n'est pas envisageable (Dénes *et al.*, 2015) ; des aspects tels que la taille de l'échantillon sont contraints par les ressources humaines et financières disponibles. Toujours limitées, ces ressources doivent être optimisées pour atteindre les objectifs fixés (Gregory *et al.*, 2004). Dans ce sens, il est fondamental que les estimations de l'occupation et de l'abondance – deux variables d'état incontournables en écologie (Kéry & Royle, 2016 ; Mackenzie *et al.*, 2017) –, reposent sur des méthodes fiables et permettent de fournir des estimations précises et non-biaisées, *a fortiori* lorsqu'il s'agit d'une espèce menacée (Thompson *et al.*, 1998 ; Tryjanowski *et al.*, 2003 ; Gregory *et al.*, 2004 ; Hunt *et al.*, 2012). Un compromis doit donc être trouvé entre le coût et la qualité des paramètres estimés (Reynolds *et al.*, 2011 ; Pollock *et al.*, 2002).

En raison de la détection imparfaite (*imperfect detection* ou *detection error*), de « faux-négatifs » peuvent apparaître dans les résultats de suivis lorsque des individus ne sont pas détectés par l'observateur-riche, alors que ces derniers sont pourtant présents dans l'unité d'échantillonnage (MacKenzie *et al.*, 2002 ; Miller *et al.*, 2011 ; Mackenzie *et al.*, 2017). Le postulat d'une probabilité de détection inférieure à 1 implique donc de modéliser cette détection à partir des données brutes (Burnham, 1981). Fréquemment utilisés en ornithologie, les recensements et les indices d'abondance reposent sur l'idée que la proportion de la population suivie est constante à travers le temps et l'espace (Pollock *et al.*, 2002). Or de nombreux facteurs peuvent influencer le processus de détection : l'espèce étudiée, le moment de l'année ou de la journée, les conditions météorologiques, la distance à l'observateur-riche, le milieu dans lequel est faite l'observation, voire l'abondance locale de l'espèce considérée (*e.g.* Buckland *et al.*, 2001 ; Alldredge *et al.*, 2007b ; Warren *et al.*, 2013 ; Sanz-Pérez *et al.*, 2020). Différentes méthodes ont été développées pour tenir compte de cette variabilité dans la détection, comme par exemple celles de type Capture-Marquage-Recapture (Otis *et al.*, 1978) ou *distance sampling* (Burnham *et al.*, 1980).

À la différence de ces dernières, les méthodes de présence / absence (*site occupancy* ; MacKenzie *et*

al., 2002) et les modèles dits « N-mixture » (Royle, 2004 ; également appelés « Binmix » (Kéry, 2018)) impliquent de moindres efforts de terrain, sont davantage envisageables à une échelle régionale et semblent adaptés à l'étude d'espèces qui présentent des effectifs faibles ou localisés (Besnard, 2013 ; Jakob *et al.*, 2014). Reposant sur une réplification temporelle et spatiale de données de comptage, elles permettent d'estimer simultanément l'abondance et la probabilité d'occupation des sites de la zone d'étude. Au-delà de l'échantillon, une estimation de l'abondance totale peut être calculée en extrapolant les valeurs de densité obtenues à l'échelle d'une unité d'échantillonnage à l'ensemble de la zone d'étude (Royle, 2004).

Les modèles N-mixture reposent sur plusieurs hypothèses : **(i)** la population est close durant la saison d'échantillonnage (*i.e.* un site occupé ou non occupé conserve son statut au cours d'une saison de terrain ; les sessions de terrain sont donc réalisées durant une période courte (Mackenzie *et al.*, 2017)), **(ii)** il n'y a pas de double comptage des individus lors d'un événement de suivi donné, **(iii)** les individus sont détectés indépendamment les uns des autres et **(iv)** l'hétérogénéité individuelle dans la détection est minimale.

En tant qu'outil permettant d'évaluer des évolutions à travers le temps ou de comparer différents secteurs géographiques (Dénes *et al.*, 2015), et en raison de la facilité pour obtenir les données nécessaires (Neubauer *et al.*, 2022), ce type de méthode est devenu populaire et de nombreuses applications ont été expérimentées, des moustiques (Manica *et al.*, 2019) à la mégafaune terrestre (*e.g.* Kidwai *et al.*, 2019). Pour aider à mener des actions de gestion adaptées, il est possible de mettre en évidence des relations entre la présence ou l'abondance d'une espèce et certains facteurs environnementaux, en intégrant des variables environnementales dans la modélisation (*e.g.* Chandler *et al.*, 2009 ; Schlossberg *et al.*, 2010).

Les modèles N-mixture peuvent produire des estimations d'abondance écologiquement réalistes (*e.g.* Dodd & Dorazio, 2004 ; Kéry *et al.*, 2005 ; Wenger & Freeman, 2008 ; Grillet *et al.*, 2011 ; Bötsch *et al.*, 2020 ; Neubauer *et al.*, 2022), toutefois la précision des estimations obtenues est parfois trop limitée, avec des intervalles de confiance trop larges pour détecter des évolutions démographiques significatives (Besnard & Salles, 2010 ; Grillet *et al.*, 2011 ; Besnard, 2013), notamment lorsque la probabilité de détection est faible ou lorsque l'hétérogénéité dans l'abondance ou la probabilité de détection n'est pas modélisée (Royle, 2004 ; McIntyre *et al.*, 2012 ; Couturier *et al.*, 2013 ; Kéry & Royle, 2016 ; Veech *et al.*, 2016 ; Barker *et al.*, 2018).

Dans le cadre du premier Plan National d'Actions Pies-grièches, un protocole standardisé reposant sur un système de « carrés » au sein de « mailles » a été spécifiquement conçu pour appliquer cette méthode (Lefranc & Issa, 2013 ; Figure 4-1). En région méditerranéenne, ce protocole a été adopté pour le suivi de la Pie-grièche méridionale dans le cadre de diverses études (Hameau, 2012 ; Piat, 2013 ; Coll, 2014 ; Gilot, 2019 ; Girard & Hameau, 2018 ; Hameau, 2021). Il a également été testé pour étudier la Pie-grièche à tête rousse *L. senator* (Garnier, 2017 ; Gilot, 2019) et la Pie-grièche écorcheur (Besnard, 2011 ; Astruc & Besnard, 2018). Ce protocole est présenté comme adapté pour les zones à « bonne densité » ; l'Auvergne a été proposée pour une application à la Pie-grièche grise (Lefranc & Issa, 2013). Pour cette espèce, les retours d'expérience concernant l'estimation de l'abondance *via* les modèles N-mixture sont moins nombreux dans la littérature,

et également plus mitigés. Le test réalisé en 2012 sur la population nicheuse de l'Aveyron (Trille *et al.*, 2012) a permis de fournir des informations intéressantes, tout en identifiant certaines limites méthodologiques pour l'étude de la Pie-grièche grise ; en Lozère, la méthode a été jugée peu efficace en raison d'une répartition très localisée, d'effectifs nicheurs « modestes » et de la taille du domaine vital plus importante pour cette espèce par rapport aux autres *Laniidae* (Gilot, 2020).

La présente étude a fait l'objet d'un travail préliminaire dans lequel une partie du jeu de données a été analysée, pour définir la méthodologie à appliquer et esquisser les principaux résultats (Magnard, 2022). L'objectif est d'estimer l'abondance de la Pie-grièche grise en période de reproduction, au sein de la zone considérée actuellement comme occupée par l'espèce dans le Massif central. Cette étude contribue également à explorer l'intérêt de la modélisation N-mixture pour estimer l'abondance de cette espèce, en l'expérimentant à une échelle plus vaste. Il s'agit de la première estimation démographique de cette population, à l'aide d'une méthode standardisée et à cette échelle. Réactualiser l'estimation de la taille de la population du Massif central présente un intérêt particulier pour appréhender l'état actuel de la population nationale. Par ailleurs, si cette méthode s'avère concluante, elle offre l'opportunité de suivre l'évolution des effectifs en la reproduisant dans le temps – volonté affichée dans le PNA Pies-grièches 2014-2018 (Lefranc & Issa, 2013) et son bilan (Taysse, 2021). Enfin, cette étude contribue également à explorer l'efficacité des sciences participatives pour réaliser une estimation des effectifs d'une population dans une zone géographique donnée.

2. MATÉRIEL ET MÉTHODES

2.1. Matériel biologique : la Pie-grièche grise *Lanius excubitor*

Passereau de la taille du Merle noir *Turdus merula*, la Pie-grièche grise présente des airs de petit rapace (Schön, 1996) : bec crochu, chasse à l'affût, capacité à voir dans l'ultraviolet reflété dans les urines des micromammifères (Probst *et al.*, 2002). À l'instar des autres *Lanius*, un bandeau sombre traverse ses yeux et l'espèce a pour habitude d'empaler régulièrement une partie de ses proies sur des « lardoirs », *i.e.* des supports tels que des fils de fer barbelés ou des épines de buissons (Lefranc, 1993). Les petits vertébrés, en particulier les campagnols du genre *Microtus*, représentent l'essentiel de la biomasse des proies capturées en milieu prairial (entre 66% et 90% ; Lefranc & Issa, 2013) ; en nombre cependant, les insectes constituent la majorité des captures : coléoptères, orthoptères et hyménoptères notamment (Géroudet, 2010).

Les premiers chants sont entendus à partir du 10-15 janvier en Auvergne mais surtout en février et mars (Géroudet, 2010 ; Lallemand & Tourret, 2014). La formation des couples, variable selon les conditions météorologiques et la ressource alimentaire disponible (Lefranc, 2010 ; Lefranc & Issa, 2013), s'observe généralement à partir de février et a lieu principalement en mars (Blond, 2012 ; Lallemand & Tourret, 2014

[Auvergne] ; Petit *et al.*, 2019 [Limousin]). Les manifestations territoriales sont démonstratives : mâle perché bien en évidence, chantant ou effectuant des vols acrobatiques (Géroudet, 2010). La ponte débute majoritairement autour de la deuxième décennie d'avril (Blond, 2012 [Puy-de-Dôme et Cantal] ; Buisson, 2012 [Plateau des Millevaches], cité dans Petit *et al.*, 2019 [montagnes limousines] ; Lefranc, 2010 [Vosges]).

En Europe centrale et occidentale, l'espèce s'est bien adaptée aux paysages façonnés par une agriculture traditionnelle, mixte et extensive (Lefranc, 1999b, Lefranc & Issa, 2013). La taille moyenne du domaine vital dépasse celles des autres *Lanius* : entre 20 et 100 ha (moyenne de 64 ha au sud de la Chaîne des Puys ; Blond, 2012) et variable selon l'année, les conditions météorologiques, la ressource alimentaire et la qualité de l'habitat (Yosef, 1993 ; Lefranc & Issa, 2013).

À l'échelle nationale, la Pie-grièche grise est considérée comme « en danger » de disparition (UICN France *et al.*, 2016). Le déclin semble continu depuis plus d'un siècle, avec une accélération sensible à partir des années 1960 (Lefranc & Issa, 2013). Encore récemment, *L. excubitor* et *L. meridionalis* étaient considérées comme conspécifiques (Olsson *et al.*, 2010), ce qui brouille l'interprétation des estimations et des tendances. Néanmoins l'aire de répartition de la Pie-grièche grise s'est considérablement « contractée » – la tendance à long terme serait de l'ordre de -70 à -80% entre les atlas nationaux de 1985-1989 (Yeatman-Berthelot & Jarry, 1994) et 2009-2012 (Issa & Muller, 2015) (Comolet-Tirman *et al.*, 2015). La comparaison des résultats de l'enquête nationale de 2009 – 552 à 1275 couples (Lefranc & Paul, 2011) – à ceux de la précédente enquête de 1993-1994 – 1700 à 5500 couples (Lefranc, 1999b) – indique une diminution préoccupante des effectifs nicheurs, de l'ordre de 75% (Figure 2). Il s'agit donc de l'une des espèces d'oiseaux les plus menacées de France (Lefranc & Paul, 2011).

Dans le Massif central, où plus de 90% des effectifs nicheurs français sont concentrés (Tableau 1 ; Figure 2), la distribution est hétérogène, entre des zones de plaine où l'espèce n'est plus qu'occasionnelle et des zones de moyenne altitude où elle demeure répandue, avec des densités variables toutefois (Nonique-Desvergnès *et al.*, 2005 ; Gigault, 2010). L'ex-région Auvergne représente le dernier territoire accueillant une population nicheuse importante (Lallemant & Turret, 2014) et le maintien des populations des départements limitrophes, telles que celles de l'Aveyron et de la Lozère, semble démographiquement lié à la bonne santé de la population du reste du Massif central (Gilot, 2020). Dans l'ensemble des secteurs, la Pie-grièche grise est considérée comme particulièrement menacée (De Thiersant & Deliry, 2008 [Rhône-Alpes] ; Fremaux, 2015 [Midi-Pyrénées] ; Meridionalis, 2015 [Languedoc-Roussillon] ; Roger & Lagarde, 2015 [Limousin] ; Turret & Riols, 2015 [Auvergne]). L'espèce est considérée comme sédentaire en France, avec des renforts d'individus provenant du Nord-Est de l'Europe en période hivernale (Lefranc & Issa, 2013) ; le succès de sa conservation en France semble donc se jouer dans le Massif central.

Tableau 1. Nombre de couples de Pie-grièche grise en France estimés pour la période 2010-2015 et la période 2017-2020, d'après Taysse (2021).

	2010-2015	2017-2020
Auvergne (2011 2017)	300 - 850	390 - 850
Limousin (2014 2020)	30	40
Languedoc-Roussillon (2013 2019)	35 - 70	35 - 70
Midi-Pyrénées (2012 2019)	44 - 243	12 - 44
Franche-Comté (2014 2018)	8 - 11	16 - 19
Alsace (2014 2019)	9	1
Champagne-Ardenne (2013 2019)	1	2
Lorraine (2014 2019)	9	28
Massif central	409 - 1193	477 - 1004
France entière	436 - 1223	524 - 1054

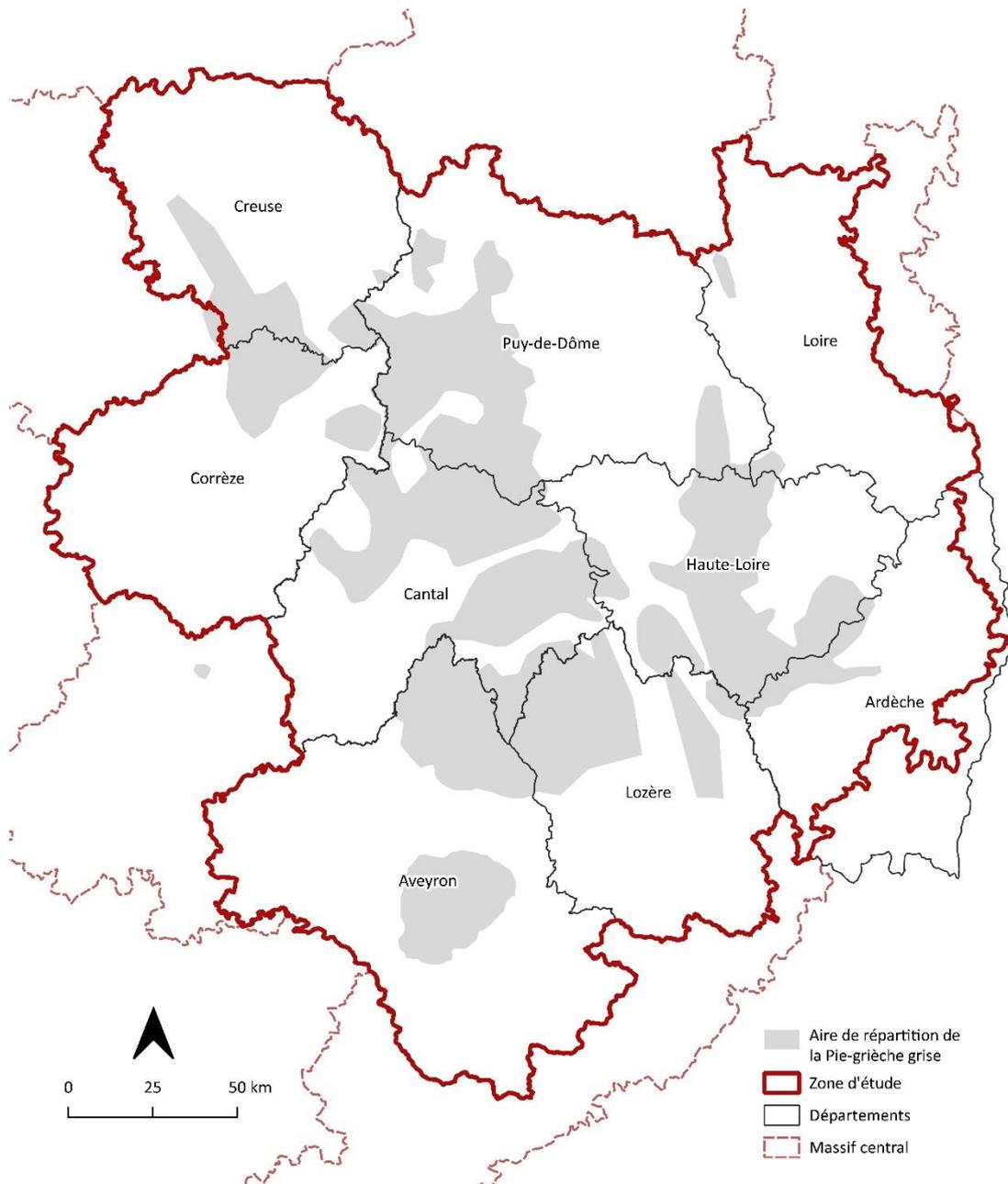


Figure 1. Aire de répartition de la Pie-grièche grise dans le Massif central (Nottellet & LPO Auvergne-Rhône-Alpes, document non publié, 2020).

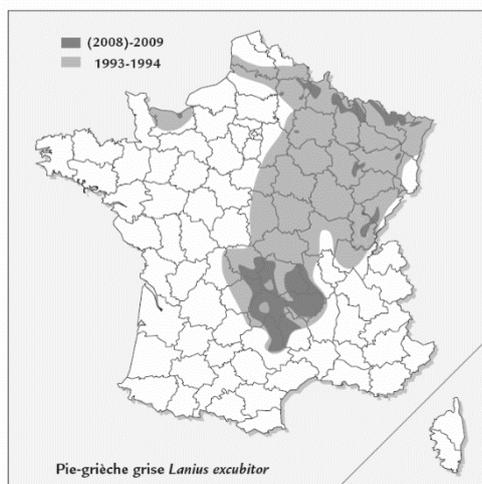


Figure 2. Comparaison de la répartition de la Pie-grièche grise en France entre les 2 enquêtes nationales (1993-1994 et 2009). Carte issue de Lefranc & Paul (2011).

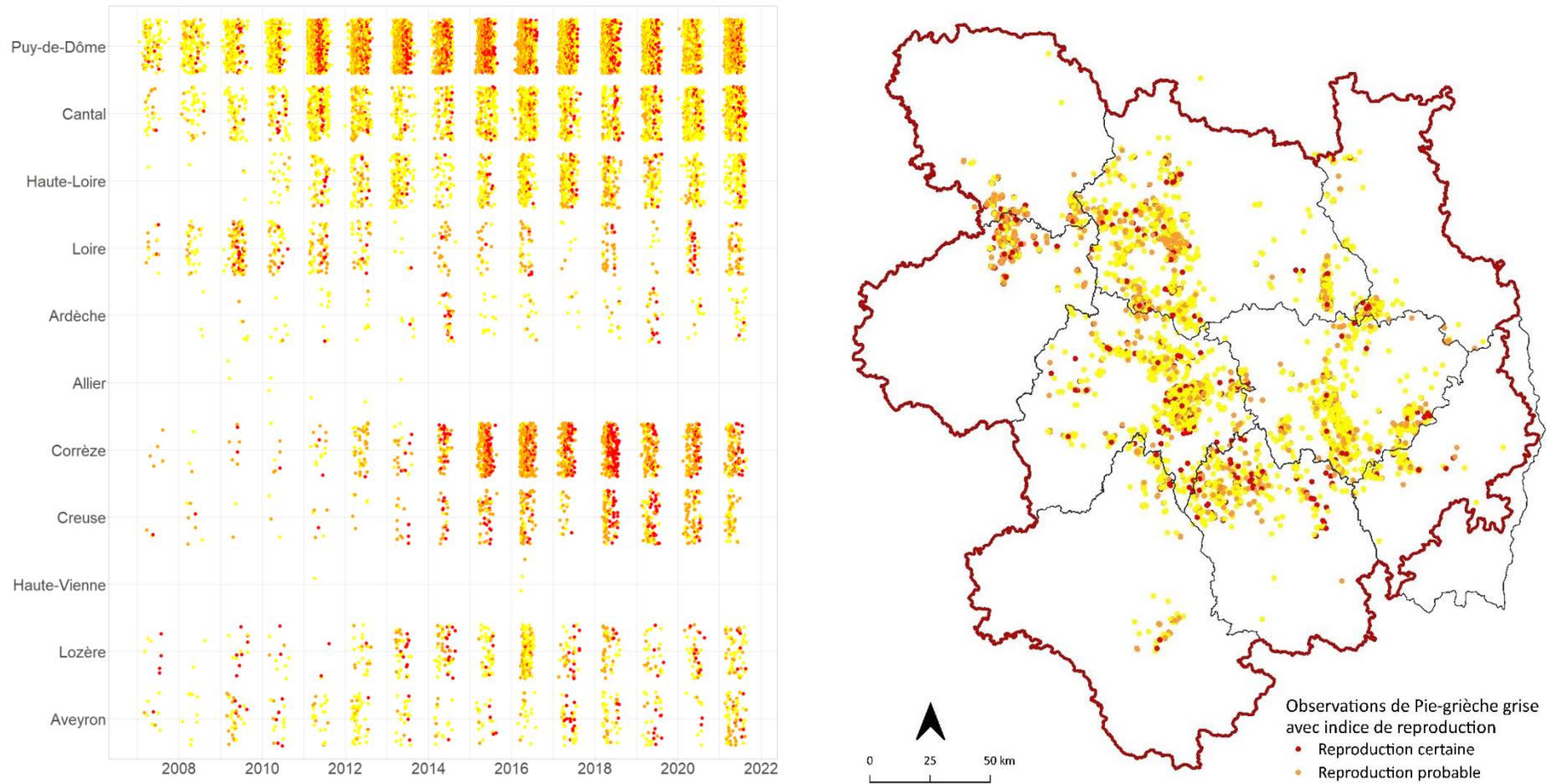


Figure 3. Données d’observations de Pie-grièche grise (2007-2021) avec indice de reproduction possible, probable ou certain dans les bases de données Visionature (n = 14 651).

On peut remarquer le faible nombre de données de reproduction possible dans l’Allier et la Haute-Vienne ainsi que la forte contribution de la Corrèze et du Puy-de-Dôme pour produire des données de reproduction certaine (>50% du total des données pour ce dernier département). L’augmentation du nombre de données au cours du temps est à mettre directement en lien avec la mise en place des bases de données de sciences participatives Visionature locales (e.g. *faune-auvergne*) et non avec une éventuelle croissance démographique.

2.2. Zone d'étude

Le Massif central, tel qu'il est défini par le Décret n°2004-69 du 16/01/2004 relatif à la délimitation des massifs, représente un territoire vaste comme l'Autriche. La Pie-grièche grise n'est pas présente dans l'ensemble du massif, mais dans tout de même neuf départements (Haute-Loire, Cantal, Puy-de-Dôme, Ardèche, Loire, Corrèze, Creuse, Aveyron, Lozère), répartis dans trois régions administratives (Figure 1). Les secteurs potentiellement occupés par un faible nombre d'individus, dans le Lot, l'Allier et la Haute-Vienne, n'ont pas été pris en compte dans cette étude. L'étendue du maillage au sein duquel a été réalisé le tirage des mailles échantillonnées – ci-après désignées « mailles possibles » – a été définie à partir de la zone d'occupation de la Pie-grièche grise, de laquelle ont été déduites des zones de biotope non favorable à l'espèce. L'ensemble du travail cartographique préalable a été réalisé avec le logiciel QGIS (version 3.16 ; Qgis Development Team, 2021). Les mailles de 2 × 2 km s'appuient sur le maillage national standard (INPN, 2022).

La zone considérée comme occupée par l'espèce est issue de la création d'une zone tampon de 1130 mètres autour des données de présence de Pie-grièche grise, issues des bases de données Visionature, durant la période 2007-2021 (Figure 3). La Pie-grièche étant plus exigeante pour son habitat en période de reproduction par rapport à la période internuptiale (Géroudet, 2010 ; Lallemant & Tourret, 2014), seules les données comportant un indice de reproduction possible, probable ou certain ont été considérées (LPO Auvergne, 2017) (Figure 3). La taille de la zone tampon a été définie sur la base de la taille maximale d'un territoire de reproduction – soit 100 ha – et en considérant que les coordonnées géographiques de l'observation ne correspondent pas nécessairement au centroïde du territoire de l'individu observé ; cette taille « généreuse » visait également à atténuer le biais de sélection d'un échantillon reposant uniquement sur des données de présence avérée de l'espèce, en maximisant le nombre de mailles possibles. Toutefois, certaines mailles étant faiblement recouvertes par la zone créée, il a été décidé de ne conserver que celles dont plus de 20 ha (soit la taille minimale d'un territoire) recouvraient la zone tampon.

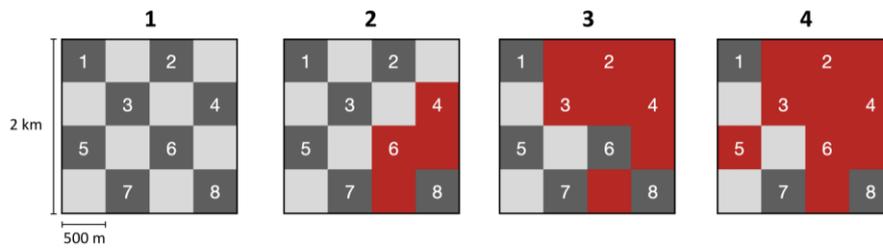


Figure 4. 1. Disposition des carrés de 500 × 500 m prospectés au sein d’une maille de 2 x 2 km (en gris foncé).

2. et 3. Exemples de mailles conservées dans l’ensemble des mailles possibles (>4 carrés prospectables, les carrés avec >50% d’habitats non favorables apparaissant en rouge).

4. Exemple d’une maille exclue (<4 carrés prospectables).

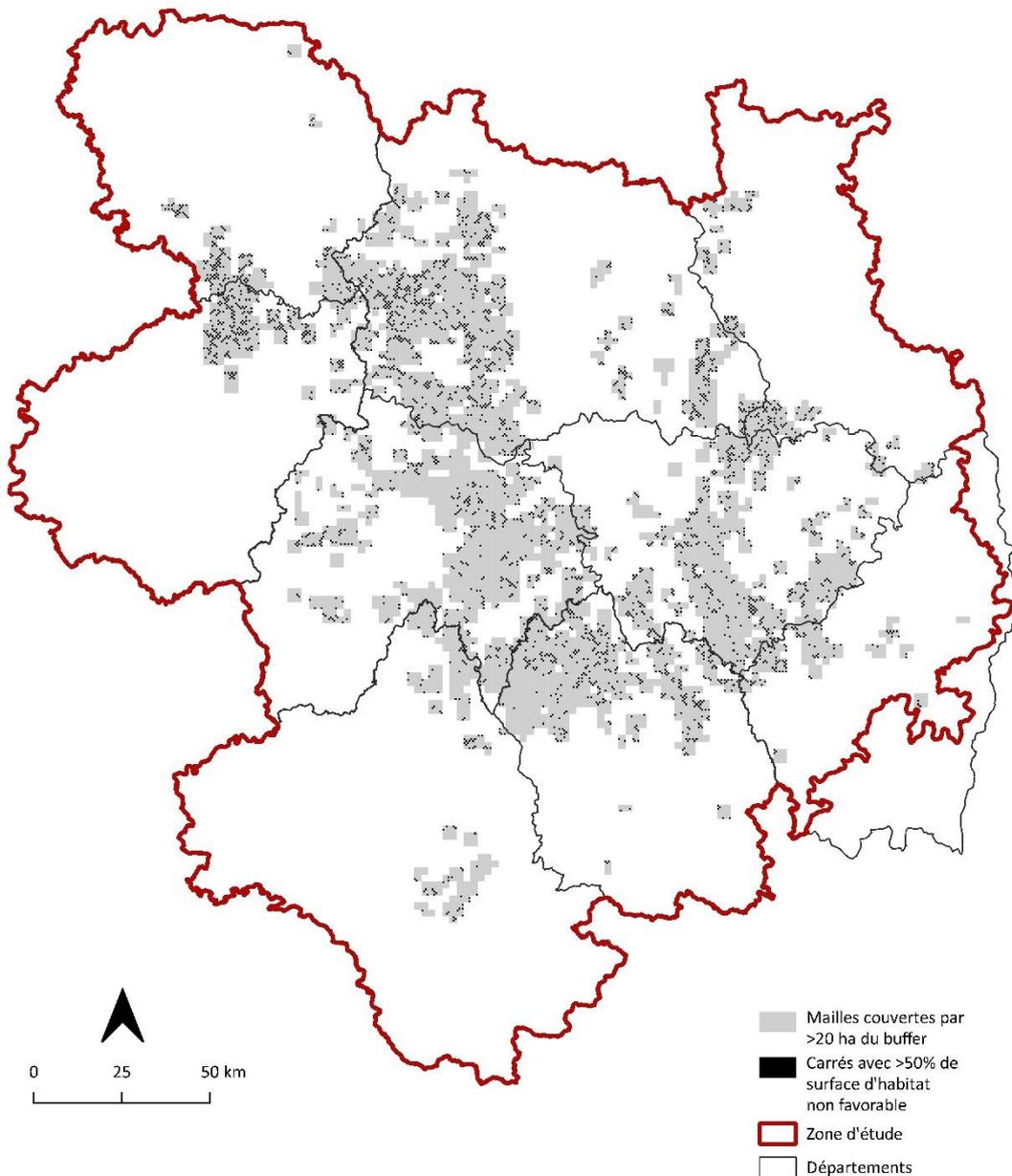


Figure 5. Mailles couvertes par au moins 20 ha de la zone-tampon et carrés présentant plus de 50% de leur surface en « habitats non favorables » : milieu urbain et bâti + forêts + surfaces hydrographiques.

Cette zone d'occupation de la Pie-grièche grise comprend cependant des zones de biotopes incompatibles avec la présence de l'espèce. Dans le cadre du protocole PNA, « un carré avec plus de 50% d'habitats non favorables n'est pas prospecté » (Lefranc & Issa, 2013).

Les habitats considérés comme non favorables pour cette étude ont été définis de la manière suivante :

(i) zones urbaines et bâties : superposition des « Territoires artificialisés » de CORINE Land Cover 2018 (codes 111 à 142 ; SOeS, 2009) et des entités de « bâtiments » de la BD TOPO® 3.0 (IGN, 2021) ;

(ii) surfaces hydrographiques : entités de la BD TOPO® 3.0 (à l'exception des « marais » et des « mares » ; IGN, 2021) ;

(iii) forêts : entités de la BD Forêt® 2.0 (IGN, 2018) dont la surface excède 5 ha (à l'exception des « formations herbacées » et des « landes »).

La surface en habitats non favorables a ensuite été calculée pour chaque carré et une valeur-seuil maximale de 4 carrés *a priori* non prospectés a été retenue pour chaque maille. Théoriquement, une moyenne de 1.34 carrés sont « non prospectables » par maille.

Avec ce cadrage, l'ensemble des mailles possibles représente 2195 mailles, soit un total 8780 km² (Figure 6). De façon symétrique à la définition des biotopes avec lesquels la présence de l'espèce est incompatible, la surface favorable regroupe au sein des mailles possibles l'ensemble des carrés dont l'habitat non favorable occupe moins de la moitié de la surface du carré, soit 7270.75 km².

Au total, 125 mailles ont été tirées aléatoirement, soit 25% de plus que le minimum *a priori* statistiquement requis d'après les recommandations de l'équipe du CEFE (Astruc, *comm. pers.*) (Tableau 2 ; Figure 6). Pour assurer un effort d'échantillonnage suffisant dans l'ensemble des territoires et pouvoir assurer la mobilisation du nombre nécessaire d'observateur-riche-s, une stratification départementale a été réalisée : le nombre de mailles tirées par département est proportionnel au nombre de mailles possibles de chaque département.

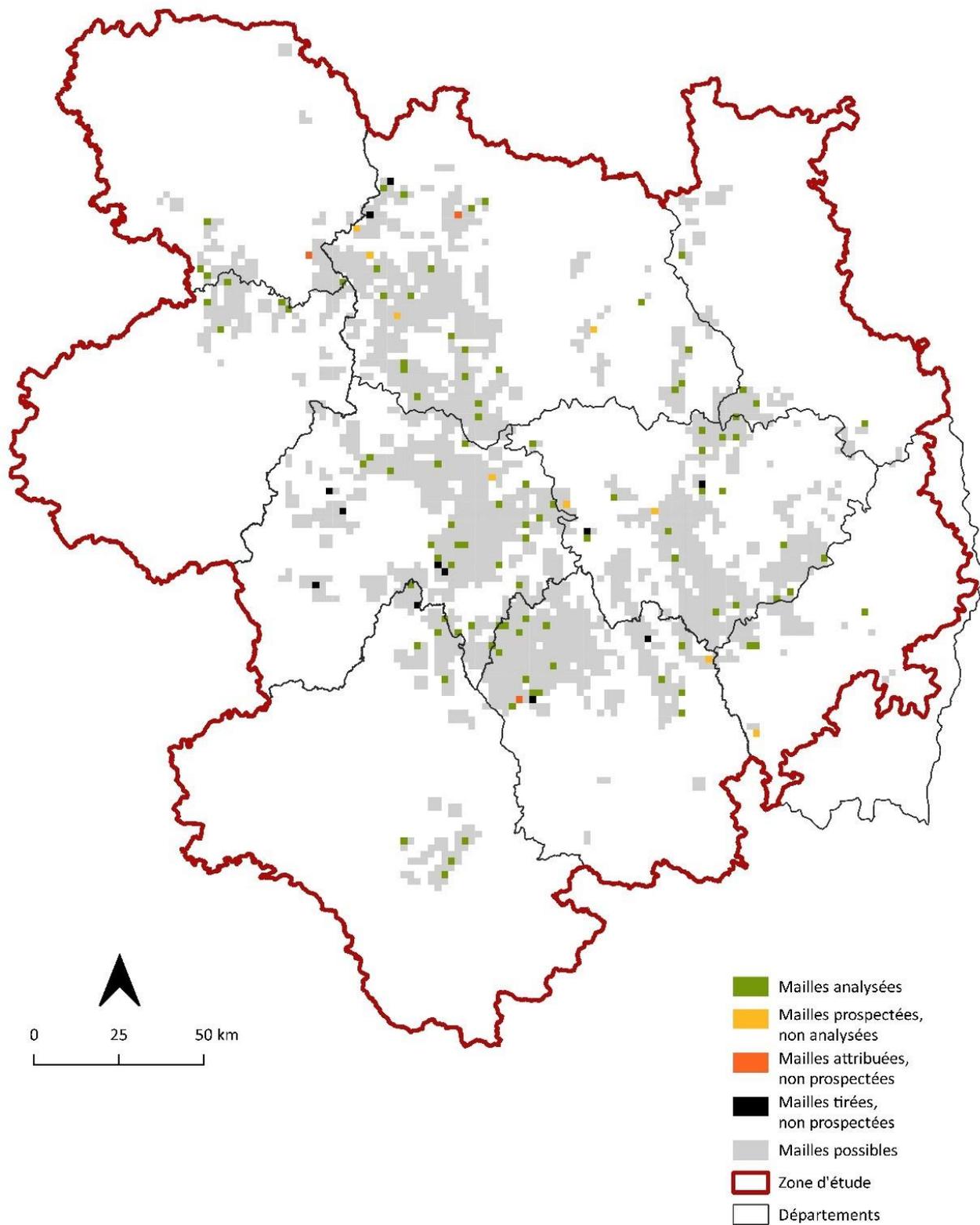


Figure 6. Mailles analysées (n = 101) < mailles prospectées (n = 110) < mailles attribuées (n = 113) < mailles tirées (n = 125) < mailles possibles (n = 2195).

Tableau 2. Répartition départementale du nombre de mailles et de carrés échantillonnés, prospectés et analysés.

Département	Nombre de mailles			Nombre de carrés	
	Échantillonnées	Attribuées	Analysées	Analysés	Nombre moyen par maille
Ardèche	4	4	3	12	4.0
Aveyron	10	9	9	61	6.8
Cantal	29	24	23	159	6.9
Corrèze	5	5	5	26	5.2
Creuse	5	5	4	19	4.8
Loire	4	4	4	23	5.8
Haute-Loire	20	20	18	121	6.7
Lozère	18	16	14	94	6.7
Puy-de-Dôme	28	26	21	123	5.9
	123	113	101	638	6.3 ± 1.49

2.3. Récolte des données de terrain

Le protocole de terrain reprend la méthode générale proposée dans le PNA (Lefranc & Issa, 2013) et a été affinée en concertation avec l'ensemble des structures investies dans le projet. À chaque carré prospecté (Figure 4-1) correspond un point d'observation et d'écoute fixe, d'une durée de 15 minutes. Ces 15 minutes sont divisées en 3 intervalles de 5 minutes, considérés comme des réplicats au sein de chaque passage, afin de mieux apprécier la détectabilité de l'espèce (Alldredge *et al.*, 2007a).

Le choix de la localisation des points d'observation est laissé aux observateur-riche-s, avec l'objectif de maximiser la couverture visuelle dans les carrés, et en se plaçant au plus proche possible du centre de ces carrés. L'observation est faite aux jumelles, et d'une longue-vue si possible et souhaité. Pour chaque maille, un passage complet sur l'ensemble des carrés est réalisé au cours d'une même matinée, entre 30 minutes et 5 heures après le lever du soleil. Le choix de l'ordre de prospection est laissé libre mais il est demandé de le modifier entre chaque passage, en vue de tester un possible effet sur la détection (Besnard, *comm. pers.*).

Trois passages sont à réaliser entre le 1^{er} mars et le 20 avril, pour respecter l'hypothèse de fermeture vis-à-vis des naissances et éviter de biaiser négativement la probabilité d'observer des femelles : la ponte pouvant débuter « très rarement fin mars », avec une incubation de 17 jours et un envol à 19-21 jours (Lefranc, 1993), la période de suivi s'achève avant que les femelles ne commencent à couvrir et avant l'envol des jeunes des nichées les plus précoces.

Pareillement à la taille de l'échantillon, le nombre de passages (limité à deux dans d'autres études de ce type sur les Pies-grièches) a été défini d'après les tests de puissance réalisés par l'équipe du CEFE, en

reprenant les paramètres estimés obtenus dans l'étude de Trille *et al.* (2012) (Astruc, *comm. pers.*). Les dates sont libres, avec toutefois un décalage temporel d'au moins une semaine entre chaque passage, et à définir par chacun-e selon le contexte climatique local et les conditions météorologiques (vent faible, absence de précipitations, etc.).

La proportion des différents milieux naturels ou cultivés, les éléments paysagers et la dynamique apparente du paysage ont été caractérisés au sein de chaque carré. Les carrés présentant plus de la moitié de leur surface en habitats non favorables à l'espèce n'ont pas été prospectés, de même pour ceux inaccessibles (absence de route ou de chemin et/ou propriétés privées). Les carrés retirés de ceux à prospecter lors du travail cartographique préalable (cf. *supra* ; Figure 4-4) ont tout de même été visités lors du premier passage pour confirmer la proportion d'habitats non favorables.

Enfin, la Pie-grièche grise pouvant influencer l'abondance du reste de la communauté avienne (Hromada *et al.*, 2002), il a été proposé aux ornithologues expérimenté-e-s et volontaires de réaliser un point d'EPOC (Estimation des Populations d'Oiseaux Communs ; Dupuy, 2020), durant le dernier intervalle de 5 minutes du point d'observation.

2.4. Préparation et analyse des données

Les analyses ont été réalisées sous le logiciel R version 4.1.2. (R Development Core Team, 2021) avec le package `unmarked` (Fiske and Chandler, 2011).

Deux approches ont été développées simultanément : **(i)** l'analyse de chaque passage indépendamment (ci- après P1, P2 et P3), en conservant l'information détaillée par intervalles de 5 minutes et **(ii)** une analyse à l'échelle de la saison, en ne considérant que le nombre maximal d'individus observés durant les 15 minutes d'observation de chaque passage.

Pour cela, des modèles de *site occupancy* en *single-season* (MacKenzie *et al.*, 2002) et des modèles N-mixture (Royle, 2004) ont été construits. L'effet de covariables liées aux passages (Tableau 3) a pu être testé sur la probabilité de détection de l'espèce et la probabilité de détection individuelle. La significativité de l'effet des variables a été déterminée par comparaison de l'AIC (Critère d'information d'Akaike ; Akaike, 1974) en considérant la valeur du Δ_{AIC} : lorsqu'un modèle incluant une variable supplémentaire présente une différence de plus de 2 degrés d'AIC par rapport au modèle sans cette variable, cette dernière est considérée comme significative au seuil de 5% (Burnham & Anderson, 2002).

Pour la modélisation de l'abondance en N-mixture, l'AIC a aussi été utilisé pour comparer la qualité des différents modèles selon la loi de distribution considérée – Poisson (P), Binomiale Négative (NB) ou Poisson gonflée de zéros (ZIP) – et la valeur du paramètre K , l'abondance maximale théorique (Royle, 2004).

Les paramètres estimés (probabilité d'occupation, probabilité de détection de l'espèce, probabilité de détection individuelle et abondance estimée) sont accompagnés de leur intervalle de confiance à 95%, indiqué entre crochets.

Tableau 3. Liste des variables relevées sur le terrain dont l'effet a été testé sur la détection.

Pour l'heure, la variable a été affinée pour chaque intervalle de 5 minutes pour l'analyse par passages séparés et une unique valeur a été considérée (heure_P1, heure_P2 et heure_P3) pour l'analyse à l'échelle de la saison.

Nom	Description
date_P1	
date_P2	Date (en nombre de jours depuis le 01/03/2022)
date_P3	
heure_P1-1 heure_P1-2 heure_P1-3	
heure_P2-1 heure_P2-2 heure_P2-3	Heure (en minutes depuis minuit)
heure_P3-1 heure_P3-2 heure_P3-3	
lv_P1	
lv_P2	Utilisation d'une longue-vue ? (0 / 1)
lv_P3	
vent_P1	
vent_P2	Intensité du vent (1 = nul 2 = faible 3 = moyen à fort)
vent_P3	
pluie_P1	
pluie_P2	Pluie (1 = absence 2 = bruine 3 = averses)
pluie_P3	
nuage_P1	
nuage_P2	Nébulosité (1 = 0-33% 2 = 33-66% 3 = 66-100%)
nuage_P3	
visib_P1	
visib_P2	Visibilité (1 = bonne 2 = modérée 3 = faible)
visib_P3	
epoc_P1	
epoc_P2	Réalisation d'un EPOC lors du dernier intervalle de 5 minutes (0 / 1)
epoc_P3	

2.5. Données acquises

Les données incluses dans cette étude correspondent à l'ensemble des carrés qui ont fait l'objet d'un suivi complet en 2022, en respectant le protocole (e.g. 3 passages) et dont les informations ont été transmises. Le jeu de données comporte 101 mailles, pour un total de 638 carrés prospectés, représentant 82% des mailles tirées aléatoirement et 89% des mailles prospectées (Tableau 2). En moyenne, 6.3 ± 1.49 carrés par maille ont été prospectés. La surface des 638 carrés prospectés représente 159.5 km², soit 2.01% de la surface favorable.

83 observateur·rice·s sont intervenu·e·s pour mener ce suivi. Pour les 73 personnes dont les données ont pu être analysées, sans inclure les temps de trajet pour se rendre sur les sites de suivi, cela représente 867.45 heures de travail, dont 527.85 heures réalisées par des bénévoles et 339.6 heures par les salarié·e·s des différentes structures (LPO, ALEPE, PNR, OFB, différents syndicats mixtes, etc.) (Tableau 4 ; Figure 8).

Tableau 4. Nombre de mailles prospectées par les observateur·rice·s

Nombre de mailles	Nombre d'observateur·rice·s		
	Mailles analysées	Mailles attribuées	
1	54	62	
2	14	16	
3	2	2	
4	2	2	
5	1	1	
Nombre total d'observateur·rice·s		73	83
Nombre total de mailles		101	113

Le protocole a globalement bien été respecté. Pour cinq mailles, le dernier passage a toutefois été réalisé après la fin de la période imposée dans le protocole (deux mailles le 21/04 et le 22/04, une maille le 25/04). De plus, pour cinq mailles la consigne de l'écart minimal d'une semaine n'a pas été respectée (dont 4 entre P2 et P3) (Tableau 5 ; Figure 7).

Tableau 5. Dates minimales, maximales et médianes de suivi pour chaque passage

Passage	Date la plus précoce	Date la plus tardive	Date médiane
P1	1 mars	5 avril	10 mars
P2	10 mars	15 avril	29 mars
P3	24 mars	25 avril	16 avril

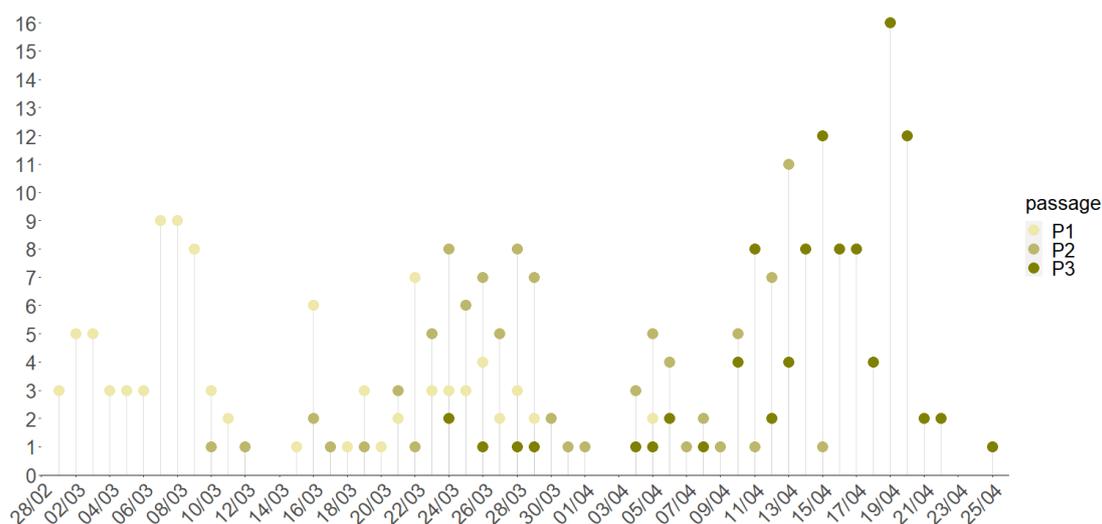


Figure 7. Nombre de mailles prospectées par jour au cours de la période de suivi et selon le passage.

L'observation au premier point a débuté en moyenne à $8h14 \pm 43$ minutes et l'observation au dernier point s'est terminée à $11h06 \pm 54$ minutes (Tableau 6). De même, les horaires de prospection ont parfois été dépassés (Figure 8), représentant par exemple 12 carrés pour le premier passage.

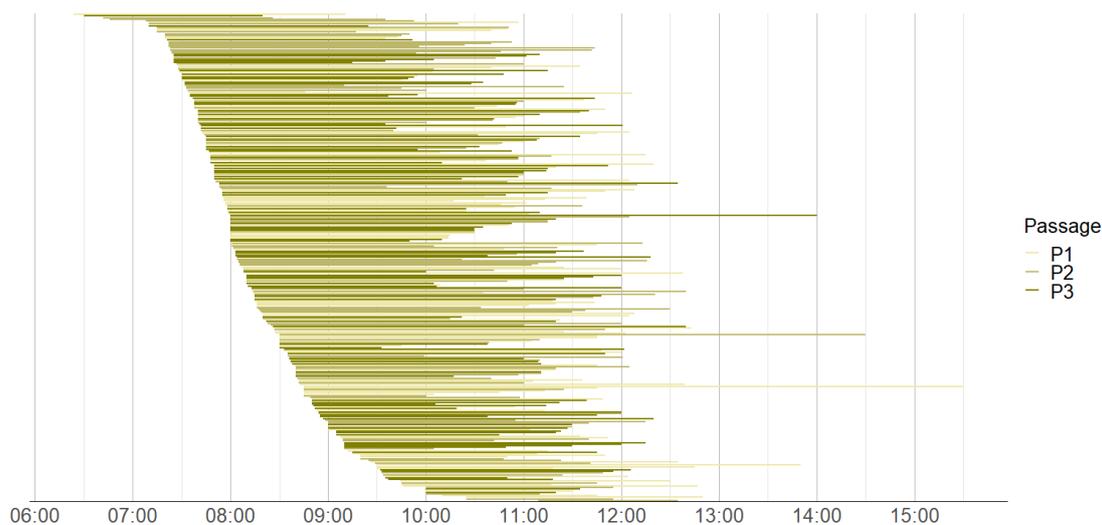


Figure 8. Répartition horaire des séquences de suivi (ensemble des carrés prospectés) selon le passage.

Tableau 6. Heures minimales et maximales (heure la plus précoce de début du premier point d'observation et heure la plus tardive du dernier point d'observation), moyenne et écart-type des heures de début (premier point) et de fin (dernier point).

Passage	Minimum début - maximum fin		Moyenne début - fin		Ecart-type début - fin	
	min H _{deb}	max H _{fin}	μ H _{deb}	μ H _{fin}	SD H _{deb}	SD H _{fin}
P1	06:24	15:30	08:18	11:18	00:44	00:57
P2	06:42	14:30	08:12	11:01	00:47	00:53
P3	06:30	14:00	08:13	10:59	00:40	00:52
3 passages confondus	06:24	15:30	08:14	11:06	00:43	00:54

3. RÉSULTATS

3.1. « Approche naïve » : description des résultats bruts

La Pie-grièche grise a été observée lors d'au moins l'un des trois passages dans 65 carrés (10.19 %) et inversement elle n'a pas été détectée dans 573 carrés soit 89.81 %. Parmi les carrés positifs, l'espèce a été contactée lors de deux passages distincts dans 18 carrés (2.82%) et à chaque passage dans seulement 8 carrés (1.25%).

La proportion de carrés positifs est respectivement de 5.80% au premier passage, de 4.70% au deuxième et 5.02% au troisième. L'espèce a été observée au premier passage et n'a pas été revue lors des suivants dans 17 carrés soit 26.15 % des carrés positifs au cours de la saison. Inversement, pour 11 carrés c'est seulement lors du dernier passage que l'espèce a été détectée pour la première fois (16.92% des carrés positifs) (Tableau 7).

À l'échelle des passages, l'espèce a été détectée lors d'au moins un intervalle de 5 minutes dans 37 carrés à P1, 30 carrés à P2 et 32 carrés à P3. En moyenne sur les trois passages, elle a été détectée durant chaque intervalle dans 26.26 % des carrés positifs. En moyenne également, dans 30.19 % des carrés, la Pie-grièche grise n'a pas été revue durant les 10 minutes d'observation suivantes alors qu'elle avait été détectée durant le premier intervalle. Enfin, l'espèce a été détectée pour la première fois lors du dernier intervalle dans plus d'un quart (26.26 %) des carrés qui ont fait l'objet d'au moins une détection durant les 15 minutes d'observation (Tableau 7).

Tableau 7. Profils des histoires de détection (1 = détection d'au moins 1 Pie-grièche grise, 0 = absence de détection de l'espèce) des carrés (nombre et proportion) à l'échelle des passages au cours de la saison (à gauche, P1-P2-P3) et à l'échelle des intervalles de 5 minutes durant chaque passage (à droite, i1-i2-i3).

P1 P2 P3	Saison		i1 i2 i3	P1		P2		P3	
0 0 0	573	89,81 %	0 0 0	601	94,20 %	608	95,30 %	606	94,98 %
0 0 1	11	1,72 %	0 0 1	11	1,72 %	7	1,10 %	8	1,25 %
0 1 0	11	1,72 %	0 1 0	3	0,47 %	5	0,78 %	3	0,47 %
0 1 1	6	0,94 %	0 1 1	4	0,63 %	3	0,47 %	2	0,31 %
1 0 0	17	2,66 %	1 0 0	5	0,78 %	4	0,63 %	7	1,10 %
1 1 0	5	0,78 %	1 1 0	4	0,63 %	2	0,31 %	3	0,47 %
1 0 1	7	1,10 %	1 0 1	0	0,00 %	1	0,16 %	1	0,16 %
1 1 1	8	1,25 %	1 1 1	10	1,57 %	8	1,25 %	8	1,25 %
P1	37	5,80 %	i1	19	2,98 %	15	2,35 %	19	2,98 %
P2	30	4,70 %	i2	21	3,29 %	18	2,82 %	16	2,51 %
P3	32	5,02 %	i3	25	3,92 %	19	2,98 %	19	2,98 %
1 passages	39	6,11 %	1 intervalle	19	2,98 %	16	2,51 %	18	2,82 %
2 passages	18	2,82 %	2 intervalles	8	1,25 %	6	0,94 %	6	0,94 %
>1 passage	65	10,19 %	>1 intervalle	37	5,80 %	30	4,70 %	32	5,02 %

Les données d'abondance correspondent dans 63.64% des cas à un individu observé seul (64.86% à P1, 70.00% à P2 et 56.25% à P3). Au total, 139 contacts avec l'espèce ont eu lieu au cours des trois passages. 51 individus ont été observés au premier passage, 40 au deuxième et 48 au troisième. Cela représente respectivement, à l'échelle de l'ensemble des carrés prospectés, une moyenne de 0.08 ± 0.35 (P1), 0.06 ± 0.31 (P2) et 0.08 ± 0.36 (P3) individus par carré (Tableau 8).

Tableau 8. Nombre d'individus observés à chaque passage.

Nombre d'individus	P1	P2	P3
0	601	608	606
1	24	21	18
2	12	8	13
3	1	1	0
4	0	0	1
	51	40	48
Nombre moyen d'individus par carré	0,08	0,06	0,08
Écart-type	0,35	0,31	0,36

3.2. Modélisation de la détection, de l'occupation et de l'abondance

3.2.1. Analyses en considérant les passages séparément

La probabilité de détection de l'espèce est similaire entre les différents passages : 0.52 [0.41 - 0.63] à P1, 0.51 [0.38 - 0.63] à P2 et 0.49 [0.36 - 0.61] à P3 (Figure 9-a), les intervalles de confiance se chevauchant largement. Durant un intervalle de 5 minutes, la Pie-grièche grise est donc détectée environ une fois sur deux (moyenne de 0.51) alors qu'elle occupe le carré. Ainsi, la probabilité de détecter l'espèce au cours de trois intervalles de 5 minutes est de 88% ($1-(1-0.51)^3$).

Les valeurs du taux d'occupation des carrés varient peu entre les trois passages : 0.07 [0.05 - 0.09] à P1, 0.05 [0.04 - 0.08] à P2 et 0.06 [0.04 - 0.08] à P3 (Figure 9-b).

Les probabilités de détection individuelle estimées diminuent très légèrement au cours de la saison : 0.50 [0.40 - 0.60] à P1, 0.47 [0.36 - 0.59] à P2 et 0.43 [0.33 - 0.54] à P3 (Figure 9-c).

De façon analogue à la probabilité d'occupation, l'abondance estimée est similaire entre les trois passages : 0.09 [0.07 - 0.12] individus par carré à P1, 0.07 [0.05 - 0.10] à P2 et 0.09 [0.07 - 0.13] à P3 (Figure 9-d).

3.2.2. Analyses à l'échelle de la saison

Pour l'analyse des données des trois passages, la probabilité de détecter l'espèce est estimée à 0.40 [0.31 - 0.49] (Figure 9-a). La probabilité d'occupation est estimée à 0.13 [0.10 - 0.17] (Figure 9-b).

La probabilité de détection des individus est estimée à 0.32 [0.24 - 0.40] (Figure 9-c). L'abondance moyenne est estimée à 0.23 [0.18 - 0.30] individus par carré (Figure 9-d).

Les paramètres estimés pour l'occupation et l'abondance dépassent les valeurs estimées pour les analyses par passage. L'abondance représente 2.65 fois la moyenne des valeurs estimées pour P1, P2 et P3 séparément, tandis que les valeurs de détection, de l'espèce et des individus, sont moindres au regard des paramètres estimés pour chacun des passages.

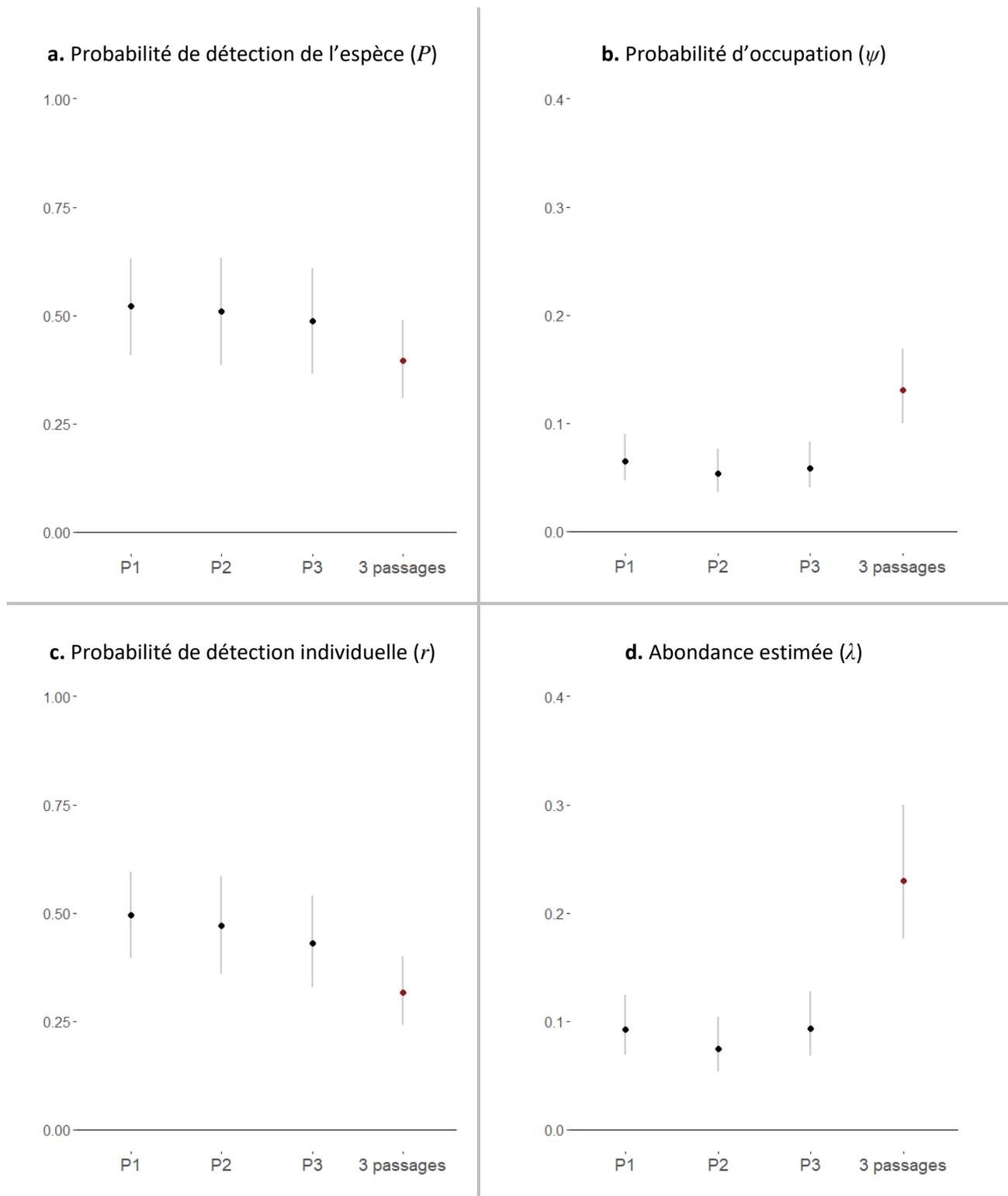


Figure 9. Paramètres estimés pour la Pie-grièche grise à l'échelle de chaque carré (500 × 500 m) avec les modèles de site occupancy et N-mixture : analyse par passages séparés (P1, P2 et P3) et à l'échelle de la saison (3 passages).

- a. Probabilité de détection de l'espèce (P)
- b. Probabilité d'occupation (ψ)
- c. Probabilité de détection individuelle (r)
- d. Abondance estimée (λ)

3.2.3. Disponibilité à la détection

La comparaison des deux approches permet de décomposer le processus de détection, en distinguant la « disponibilité à la détection » (*availability*) – soit le fait d’être observable dans l’unité d’échantillonnage à un moment donné –, de la détection par l’observateur-riche (de l’espèce ou des individus) sachant leur disponibilité à la détection (*perceptibility*) (Johnson, 2008 ; Nichols *et al.*, 2009).

L’analyse par passage permet d’estimer la probabilité que l’espèce soit détectée lorsqu’elle est réellement présente dans le carré durant l’observation, soit 0.51 pour un intervalle de 5 minutes. L’analyse des trois passages ensemble combine cette probabilité avec celle d’être disponible à la détection, avec une valeur estimée à 0.40.

La probabilité d’être disponible à la détection lors d’un passage est le quotient de la probabilité de détecter l’espèce par la probabilité d’être détectable par passage : $p_{\text{disponibilité}} = 0.40 / (1 - 0.51^3) = 0.45$. Tandis qu’avec 15 minutes d’observation la Pie-grièche grise est détectable dans 88% des cas lorsqu’elle est présente dans le carré, il n’y a donc que 45% de chances que l’espèce soit présente dans le carré durant l’observation.

À l’échelle des individus, la probabilité d’être disponible à la détection dans le carré lors des 15 minutes d’observation est de 0.35 : bien que le carré fasse partie de son domaine vital, un individu donné n’a donc environ qu’une chance sur trois d’y être présent durant l’observation.

3.2.4. Effets des covariables sur les probabilités de détection de l’espèce et des individus

Les variables liées aux passages (Tableau 3) ont été intégrées dans la modélisation de la détection de l’espèce (Tableau 9) et des individus (Tableau 10), dans l’approche par passage puis dans l’analyse à l’échelle de la saison. Dans l’ensemble des simulations, les modèles N-mixture suivant une distribution de Poisson gonflée de zéros (ZIP) ont systématiquement montré la meilleure adéquation au jeu de données (Tableau 11) : la distribution ZIP a donc été utilisée pour l’ensemble de ces derniers, avec un paramètre K fixé à 100.

La prise en compte des conditions de visibilité (bonne, modérée ou faible) améliore la modélisation de la détection de l’espèce dans les analyses par passages séparés au premier passage (P1 ; Figure 10-a) et au troisième passage (P3 ; Figure 10-b), ainsi que dans l’analyse avec les trois passages, où la probabilité de détection de la Pie-grièche grise est estimée à 0.40 lorsque la visibilité est bonne, 0.15 lorsqu’elle est modérée et seulement 0.04 lorsque qu’elle est faible (Figure 10-c). Pour l’analyse du deuxième passage (P2) en *site occupancy*, aucune variable n’apparaît significative par rapport au modèle nul (Tableau 9).

Pour la probabilité de détection des individus dans les modèles N-mixture, la visibilité constitue également une variable améliorant la modélisation dans l’analyse du premier passage (P1 ; Figure 10-d). Aux deuxième et troisième passages (P2 et P3), c’est l’intensité du vent (nul, faible ou moyen à fort) qui semble influencer significativement la détection (Figure 11). Enfin, dans l’analyse des trois passages, l’interaction

entre le vent et la visibilité se distingue des modèles ne prenant en compte que les variables seules, à la différence des précédentes analyses (Tableau 10) : les individus sont mieux détectés par vent nul et avec une bonne visibilité (Figure 12).

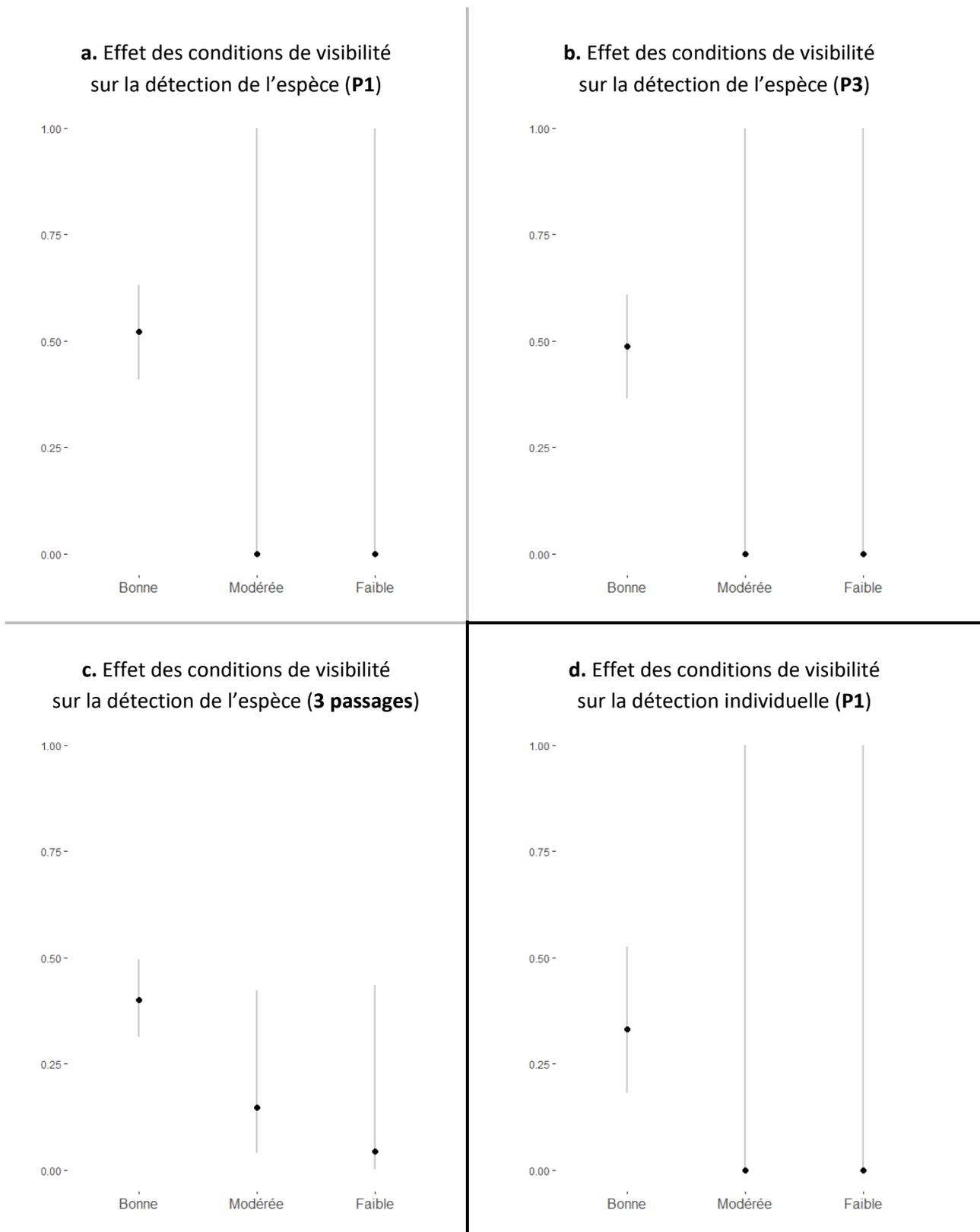


Figure 10. Effet des conditions de visibilité (bonne, modérée ou faible) sur la probabilité :

- a.** De détection de l'espèce au premier passage (P1)
- b.** De détection de l'espèce au troisième passage (P3)
- c.** De détection de l'espèce dans l'analyse avec les 3 passages
- d.** De détection des individus au premier passage (P1)

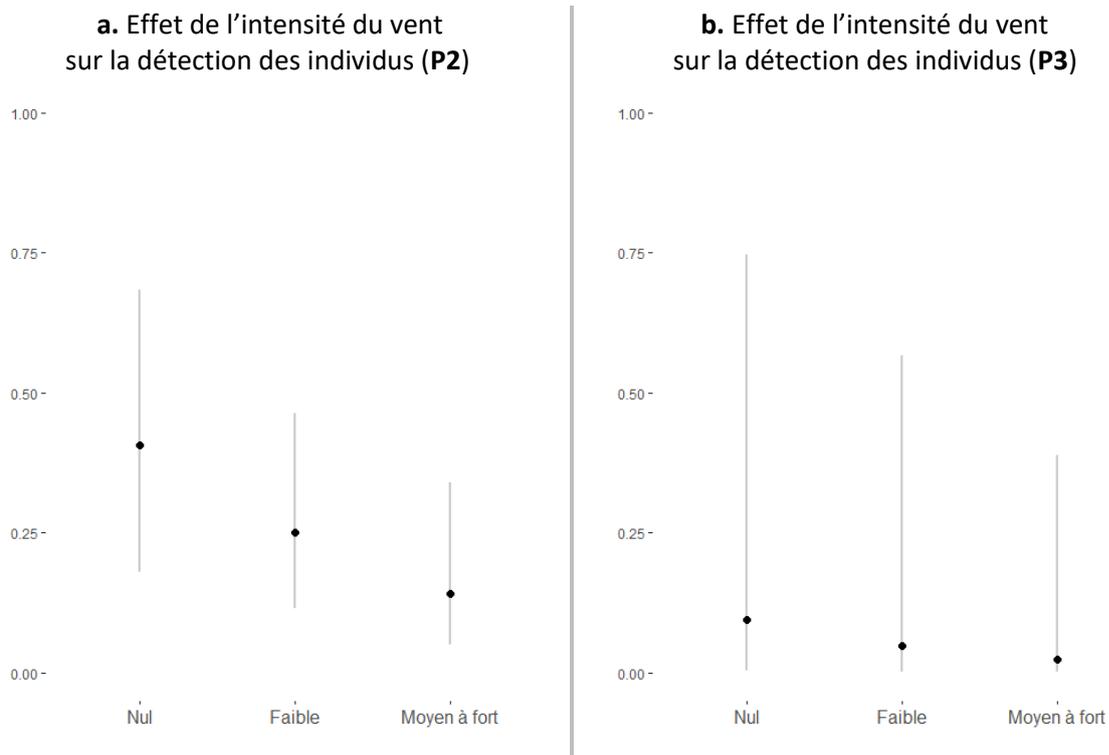


Figure 11. Effet de l'intensité du vent sur la probabilité de détections des individus :
a. Au deuxième passage (P2)
b. Au troisième passage (P3)

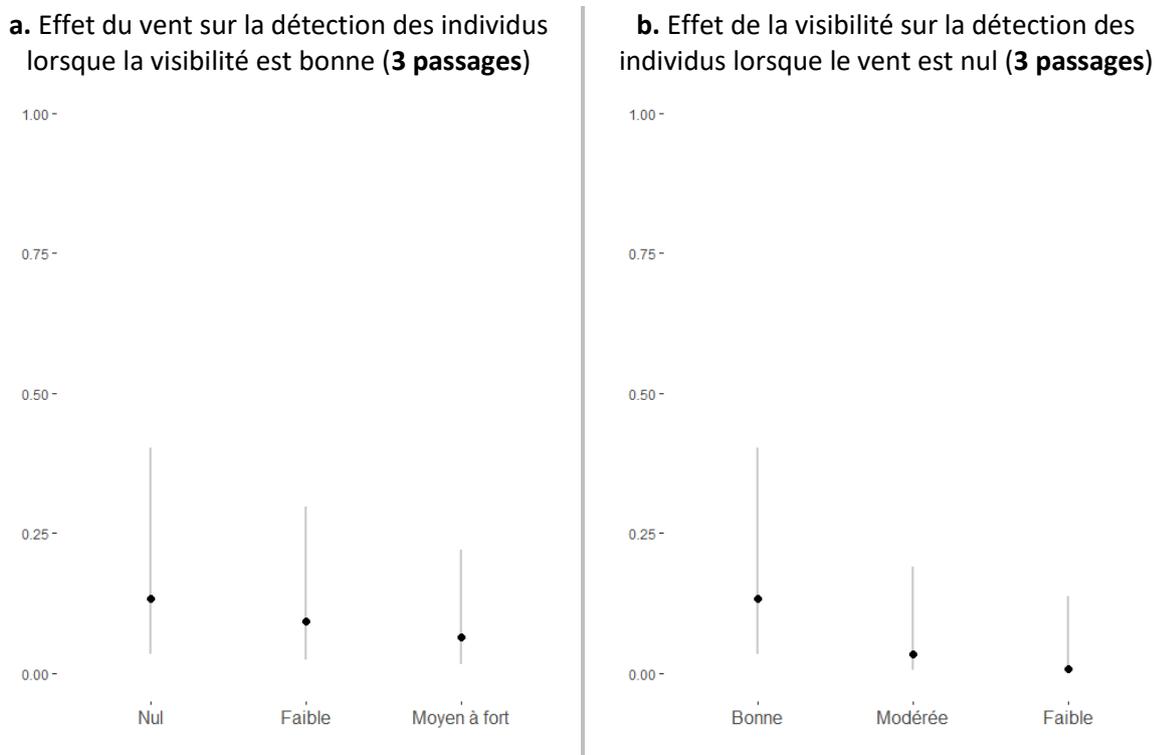


Figure 12. Effet de l'interaction de l'intensité du vent et des conditions de visibilité sur la probabilité de détection des individus dans l'analyse des 3 passages :
a. Effet du vent lorsque la visibilité est bonne
b. Effet de la visibilité lorsque le vent est nul

Tableau 9. Comparaison des modèles en site occupancy avec recherche d'effets de variables liées au passage sur la détection de l'espèce : analyse des passages séparés (P1, P2, P3) et analyse des 3 passages. En gras sont indiqués le modèle constant $\psi(.)p(.)$ et le cas échéant le modèle préféré sur critère d'AIC.

	Modèle	Nombre de paramètres	AIC	Δ_{AIC}	Poids de l'AIC	Poids cumulé
P1	$\psi(.) p(\text{visibilite})$	3	425,11	0,00	0,638	0,64
	$\psi(.) p(\text{pluie})$	3	428,72	3,61	0,105	0,74
	$\psi(.) p(\text{heure})$	3	428,95	3,84	0,093	0,84
	$\psi(.) p(.)$	2	430,38	5,28	0,046	0,88
	$\psi(.) p(\text{longue_vue})$	3	430,67	5,57	0,039	0,92
	$\psi(.) p(\text{vent})$	3	431,89	6,78	0,021	0,94
	$\psi(.) p(\text{epoc})$	3	431,90	6,79	0,021	0,96
	$\psi(.) p(\text{date})$	3	432,11	7,00	0,019	0,98
	$\psi(.) p(\text{nuages})$	3	432,38	7,28	0,017	1,00
P2	$\psi(.) p(\text{vent})$	3	360,96	0,00	0,354	0,35
	$\psi(.) p(.)$	2	362,73	1,77	0,146	0,50
	$\psi(.) p(\text{pluie})$	3	363,52	2,56	0,098	0,60
	$\psi(.) p(\text{nuages})$	3	363,67	2,72	0,091	0,69
	$\psi(.) p(\text{longue_vue})$	3	364,12	3,16	0,073	0,76
	$\psi(.) p(\text{epoc})$	3	364,36	3,40	0,065	0,83
	$\psi(.) p(\text{visibilite})$	3	364,51	3,56	0,060	0,88
	$\psi(.) p(\text{date})$	3	364,57	3,61	0,058	0,94
	$\psi(.) p(\text{heure})$	3	364,60	3,65	0,057	1,00
P3	$\psi(.) p(\text{visibilite})$	3	380,35	0,00	0,312	0,31
	$\psi(.) p(\text{pluie})$	3	381,90	1,55	0,144	0,46
	$\psi(.) p(.)$	2	382,39	2,04	0,113	0,57
	$\psi(.) p(\text{heure})$	3	382,57	2,22	0,103	0,67
	$\psi(.) p(\text{vent})$	3	382,61	2,26	0,101	0,77
	$\psi(.) p(\text{epoc})$	3	383,27	2,92	0,072	0,84
	$\psi(.) p(\text{nuages})$	3	383,71	3,36	0,058	0,90
	$\psi(.) p(\text{longue_vue})$	3	383,94	3,59	0,052	0,95
	$\psi(.) p(\text{date})$	3	384,20	3,85	0,045	1,00
3 passages	$\psi(.) p(\text{visibilite})$	3	669,63	0,00	0,301	0,30
	$\psi(.) p(\text{epoc})$	3	671,23	1,60	0,135	0,44
	$\psi(.) p(\text{vent})$	3	671,36	1,73	0,127	0,56
	$\psi(.) p(\text{longue_vue})$	3	671,90	2,27	0,097	0,66
	$\psi(.) p(.)$	2	671,91	2,28	0,096	0,76
	$\psi(.) p(\text{heure})$	3	672,00	2,36	0,092	0,85
	$\psi(.) p(\text{date})$	3	672,45	2,82	0,073	0,92
	$\psi(.) p(\text{pluie})$	3	673,60	3,96	0,041	0,96
	$\psi(.) p(\text{nuages})$	3	673,82	4,19	0,037	1,00

Tableau 10. Comparaison des modèles N-mixture avec recherche d'effets de variables liées au passage sur la détection des individus : analyse des passages séparés (P1, P2, P3) et analyse des 3 passages. En gras sont indiqués le modèle constant $\lambda(.)p(.)$ et le cas échéant le modèle préféré sur critère d'AIC.

	Modèle	Nombre de paramètres	AIC	Δ_{AIC}	Poids de l'AIC	Poids cumulé
P1	$\lambda(.) p(\text{visibilite})$	4	513,66	0,00	0,660	0,66
	$\lambda(.) p(\text{pluie})$	4	517,68	4,02	0,088	0,75
	$\lambda(.) p(\text{heure})$	4	518,26	4,60	0,066	0,81
	$\lambda(.) p(.)$	3	518,93	5,28	0,047	0,86
	$\lambda(.) p(\text{vent})$	4	518,94	5,28	0,047	0,91
	$\lambda(.) p(\text{longue-vue})$	4	519,97	6,32	0,028	0,94
	$\lambda.) p(\text{nuages})$	4	520,03	6,37	0,027	0,96
	$\lambda(.) p(\text{date})$	4	520,83	7,17	0,018	0,98
	$\lambda(.) p(\text{epoc})$	4	520,89	7,23	0,018	1,00
P2	$\lambda(.) p(\text{vent})$	4	426,11	0,00	0,459	0,46
	$\lambda(.) p(.)$	3	429,04	2,93	0,106	0,56
	$\lambda(.) p(\text{epoc})$	4	429,18	3,07	0,099	0,66
	$\lambda(.) p(\text{longue-vue})$	4	429,19	3,08	0,098	0,76
	$\lambda(.) p(\text{pluie})$	4	430,01	3,90	0,065	0,83
	$\lambda.) p(\text{nuages})$	4	430,46	4,35	0,052	0,88
	$\lambda(.) p(\text{visibilite})$	4	430,96	4,84	0,041	0,92
	$\lambda(.) p(\text{date})$	4	430,97	4,85	0,041	0,96
	$\lambda(.) p(\text{heure})$	4	431,02	4,91	0,039	1,00
P3	$\lambda(.) p(\text{vent})$	4	467,43	0,00	0,656	0,66
	$\lambda(.) p(\text{visibilite})$	4	470,66	3,23	0,130	0,79
	$\lambda(.) p(\text{pluie})$	4	471,78	4,35	0,074	0,86
	$\lambda(.) p(.)$	3	472,7	5,27	0,047	0,91
	$\lambda(.) p(\text{heure})$	4	474,39	6,96	0,020	0,93
	$\lambda(.) p(\text{longue-vue})$	4	474,53	7,10	0,019	0,95
	$\lambda.) p(\text{nuages})$	4	474,62	7,19	0,018	0,96
	$\lambda(.) p(\text{epoc})$	4	474,64	7,21	0,018	0,98
	$\lambda(.) p(\text{date})$	4	474,69	7,26	0,017	1,00
3 passages	$\lambda(.) p(\text{vent+visibilite})$	5	826,06	0,00	0,846	0,85
	$\lambda(.) p(\text{vent})$	4	830,56	4,51	0,089	0,94
	$\lambda(.) p(\text{visibilite})$	4	832,26	6,21	0,038	0,97
	$\lambda(.) p(\text{longue-vue})$	4	835,87	9,82	0,006	0,98
	$\lambda(.) p(.)$	3	836,08	10,03	0,006	0,99
	$\lambda(.) p(\text{heure})$	4	836,91	10,85	0,004	0,99
	$\lambda(.) p(\text{pluie})$	4	837	10,94	0,004	0,99
	$\lambda(.) p(\text{date})$	4	837,16	11,11	0,003	1,00
	$\lambda.) p(\text{nuages})$	4	838,05	11,99	0,002	1,00
	$\lambda(.) p(\text{epoc})$	4	838,06	12,01	0,002	1,00

Tableau 11. Comparaison des modèles nuls en N-mixture selon la loi de distribution utilisée (Poisson (P), Binomiale Négative (NB) et Poisson gonflée de zéros (ZIP)) et la valeur du paramètre K : analyses par passages séparés (P1, P2, P3) et analyse des 3 passages. En gras sont indiqués les modèles retenus : ZIP avec $K=100$ pour l'ensemble des modèles.

	Modèle	Nombre de paramètres	AIC	Δ_{AIC}	Poids de l'AIC	Poids cumulé
P1	ZIP, K=100	3	518,93	0,00	0,390	0,39
	ZIP, K=200	3	518,93	0,00	0,390	0,78
	NB, K=100	3	521,43	2,50	0,110	0,89
	NB, K=200	3	521,43	2,50	0,110	1,00
	P, K=100	2	569,37	50,43	0,000	1,00
	P, K=200	2	569,37	50,43	0,000	1,00
P2	ZIP, K=100	3	429,04	0,00	0,370	0,37
	ZIP, K=200	3	429,04	0,00	0,370	0,73
	NB, K=100	3	431,07	2,03	0,130	0,87
	NB, K=200	3	431,07	2,03	0,130	1,00
	P, K=100	2	468,06	39,02	0,000	1,00
	P, K=200	2	468,06	39,02	0,000	1,00
P3	ZIP, K=100	3	472,70	0,00	0,460	0,46
	ZIP, K=200	3	472,70	0,00	0,460	0,92
	NB, K=200	3	477,65	4,95	0,039	0,96
	NB, K=100	3	477,65	4,95	0,039	1,00
	P, K=100	2	546,67	73,97	0,000	1,00
	P, K=200	2	546,67	73,97	0,000	1,00
3 passages	ZIP, K=100	3	836,08	0,00	0,440	0,44
	ZIP, K=200	3	836,08	0,00	0,440	0,87
	NB, K=200	3	839,81	3,73	0,068	0,94
	NB, K=100	3	839,99	3,91	0,062	1,00
	P, K=100	2	939,51	103,42	0,000	1,00
	P, K=200	2	939,51	103,42	0,000	1,00

3.2.5. Synthèse des résultats et estimation de la population de Pie-grièche grise dans la zone d'étude

La probabilité qu'un carré soit occupé est estimée à 0.13 [0.10 - 0.17], soit 13% des carrés occupés par la Pie-grièche grise dans la surface jugée favorable de la zone d'étude.

Par la comparaison des deux approches, il a été déduit que des individus occupent un territoire d'une superficie supérieure à un carré, et donc potentiellement plusieurs carrés. Le calcul des densités et de l'abondance totale ne peut donc se baser sur l'estimation de l'abondance à partir de l'analyse des données des trois passages ensemble, car cette approche laisse la place au double-comptage d'individus, sur des carrés différents et d'un passage à l'autre (Astruc & Besnard, 2018). Pour estimer l'abondance totale de la zone d'étude, il est nécessaire d'utiliser les estimations fournies par les analyses séparées des trois passages

(0.07 à 0.09 individus par carré). En considérant l'estimation basse de 0.0743 [0.0533 - 0.1037] individus par carré de 25 hectares, la densité est estimée à 0.30 [0.21 - 0.41] individus par km².

À l'échelle des 7270.75 km² de surface favorable à la Pie-grièche grise dans le Massif central, le nombre d'individus est estimé à 2162 [1550 - 3015].

4. DISCUSSION

Notre capacité à produire des estimations démographiques fiables repose sur une juste appréciation de la probabilité de détection (Thompson, 2002). Celle estimée pour la Pie-grièche grise dans le territoire du Massif central, inférieure à 1, confirme que l'utilisation de méthodes permettant de prendre en compte la détection imparfaite est nécessaire. Pour le dire autrement, un décalage est constaté entre la proportion de sites où l'espèce a été observée sur le terrain (10.2%) et l'occupation estimée à partir d'une modélisation statistique prenant en compte la probabilité de détection (13.0%).

Il est tentant de comparer les résultats de cette étude avec les précédentes estimations produites pour le Massif central, mais l'emploi d'une méthode de suivi différente et le traitement des données par une modélisation statistique limitent la portée de l'exercice. La comparaison doit s'arrêter à l'appréciation de la crédibilité biologique de la nouvelle estimation, et à la mise en parallèle des différentes approches méthodologiques.

Les précédentes estimations reposaient sur la simple addition des effectifs départementaux, eux-mêmes issus de la compilation de données de natures très variées, acquises dans les différents secteurs de présence de l'espèce. La diversité des méthodes de suivi (Lefranc, 1999b ; Lefranc & Paul, 2011), l'hétérogénéité dans l'effort de prospection (Gilbert *et al.*, 2009), la diversité des données prises en compte et le réajustement des chiffres par des expert·e·s locaux·ales, rendent difficile la production d'estimations fiables (Dulphy *et al.*, 2008) et sont préjudiciables à la réalisation d'analyses comparatives rigoureuses. La présente étude propose une méthode standardisée à l'échelle du Massif central et visant à atténuer ces limites. Elle ne permet pas de comprendre comment les effectifs ont évolué durant les dernières années car elle constitue un état initial, mais les chiffres produits pourront être comparés à ceux de prochaines études réalisées via la même méthode.

Ce travail conduit à estimer l'abondance de la Pie-grièche grise dans la zone d'étude à 2162 [1550 - 3015] individus. Dans le bilan du PNA Pies-grièches 2014-2018 (Taysse, 2021 ; données acquises entre 2017 et 2020), l'abondance estimée pour le Massif central était de 477 à 1004 couples, soit 954 à 2008 individus (Tableau 1). Le nouvel effectif proposé peut paraître moins pessimiste (facteur d'environ + 1.5) mais demeure préoccupant concernant la conservation de l'espèce en France métropolitaine. Il confirme donc le caractère prioritaire d'œuvrer pour la sauvegarde de cette espèce (Taysse, 2021).

L'abondance estimée est de 0.30 [0.21 - 0.41] individus / km², ce qui est bien inférieur aux « densités idéales » d'un couple par km² de milieux favorables (Union Européenne, 2017), mais dépasse les valeurs

estimées en Aveyron – 0.20 [0.08 - 0.44] individus / km² – où le même protocole avait été appliqué (Trille *et al.*, 2012). Compte tenu du caractère périphérique de l'Aveyron par rapport à l'aire de répartition de la population du Massif central, ce constat n'est pas surprenant (Channell & Lomolino, 2000 ; Olivieri & Vitalis, 2001).

D'autres auteurs ont cherché à estimer – par des méthodes différentes – la densité de Pie-grièche grise ailleurs en Europe, et ont abouti à des estimations inférieures à celle proposée dans la présente étude : 0.04 couples / km² pour la partie occupée du plateau des Millevaches (Nonique-Desvergnès *et al.*, 2005), 0.11 à 0.14 couples / km² dans deux secteurs suivis dans une région du centre-ouest de la Pologne (Antczak *et al.*, 2004), 0.043 couples / km² à l'échelle de cette même région polonaise (Tryjanowski *et al.*, 1999), et 0.075 couples [0.054 - 0.091] couples / km² à l'échelle de la Pologne (Kuczyński *et al.*, 2010 ; méta-analyse reposant sur des données acquises entre 1978 et 2005).

L'expression « population [...] du Massif central » est une formulation abusive, dans le sens où la zone échantillonnée correspond davantage à la zone d'occupation (selon la définition de l'UICN France (2018)), connue et récente, et non à l'ensemble du Massif central. Cependant, la Pie-grièche grise est considérée comme « *bien observée, assez bien connue en Auvergne, depuis longtemps* » (Lallemant & Tourret, 2014), du fait notamment de sa facilité à être identifiée et observée, et grâce à l'important réseau d'ornithologues qui contribuent abondamment aux bases de données participatives (Figure 3). Ainsi, en considérant que son aire de répartition est bien connue dans le Massif central, bien qu'il s'agisse d'un raccourci, il paraît recevable d'assimiler l'estimation des effectifs de la zone d'étude à une estimation des effectifs du Massif central.

Dans le titre du rapport, au terme « nicheuse » a été préférée l'expression « en période de reproduction » pour qualifier la population étudiée. En effet, sans information précisant le statut reproducteur des individus observés, l'estimation proposée correspond au nombre d'individus présents durant la période de reproduction. Il s'agit donc d'une estimation de la taille de la population au sens large, et non une estimation de la taille efficace, *i.e.* le nombre d'individus qui participent génétiquement à cette population (Wright, 1931). L'estimation de la taille efficace de la population de Pie-grièche grise du Massif central pourrait aider à comprendre plus finement l'état de conservation de cette population et à ajuster au mieux les mesures de conservation qui lui sont destinées (Luikart *et al.*, 2010). Pour la Pie-grièche grise, cette information ne serait cependant accessible de manière fiable que par la mise en œuvre de méthodes de génétique des populations (Luikart *et al.*, 2010).

Dans d'autres études, portant sur la Pie-grièche méridionale mais reposant sur un protocole similaire (Piat, 2013 ; Coll, 2014 ; Girard & Hameau, 2018), l'interprétation des modèles s'est faite différemment. Dans celles-ci, la détection d'un individu est assimilée à la découverte du « territoire d'un couple » ; l'effectif estimé est donc doublé. Ici, le postulat a été différent : nous avons considéré que l'abondance estimée grâce aux modèles N-mixture ne nécessite pas de correction supplémentaire à la prise en compte de la probabilité

de détection individuelle. Par ailleurs, dans ce rapport, l'abondance est exprimée en individus et non en couples car la méthode utilisée ne permet pas de différencier les individus reproducteurs des célibataires. En outre, il s'agit de l'unité que l'UICN recommande pour exprimer la taille des populations dans le cadre de la réalisation des listes rouges des espèces menacées (UICN France, 2018).

Les modèles N-mixture tendent à surestimer l'abondance lorsque la densité est trop faible ; le biais peut être élevé lorsque la probabilité de détection est faible, ou si le nombre de sites et/ou de visites est insuffisant (Warren *et al.*, 2013 ; Neubauer *et al.*, 2022). Le protocole a été ajusté pour limiter au maximum les biais précédemment cités.

D'autre part, les estimations sont sensibles au non-respect des hypothèses sur lesquelles reposent ces méthodes (Rota *et al.*, 2009 ; Dail & Madsen, 2011 ; Hayes & Monfils, 2015 ; Duarte *et al.*, 2018 ; Link *et al.*, 2018). Parmi les violations des hypothèses, le risque de faux-positif lié à une erreur d'identification semble pouvoir être facilement écarté. Les deux espèces les plus susceptibles d'être confondues avec la Pie-grièche grise, dans de mauvaises conditions d'observation et/ou par un-e observateur-riche peu expérimenté-e, sont la Pie-grièche écorcheur et le Traquet motteux *Oenanthe oenanthe*. Or, à la fin de la période d'inventaire, la première n'est pas encore de retour en France et seulement quelques individus le sont pour la seconde.

Un autre type de faux-positif semble plus probable : le double-comptage d'un même individu (Nichols *et al.*, 2009). Ce risque n'est pas négligeable avec une espèce mobile, changeant régulièrement de perchoirs et pouvant parcourir près de 12 km par jour entre ces derniers (Olsson, 1984, cité dans Lefranc & Issa, 2013). Farnsworth *et al.* (2002) mettent par exemple en garde à propos de ce risque en prenant l'exemple des Pics (*Picidae*) et des espèces du genre *Corvus*. Les estimations plus élevées obtenues pour la probabilité d'occupation et l'abondance à partir de l'analyse des trois passages, par rapport à celle considérant les passages séparément, indiquent qu'une proportion d'individus n'est pas présente dans les carrés au moment des temps d'observation et confirment la grande mobilité des individus de Pie-grièche grise. Un couple a même formellement été observé à l'intérieur d'un carré lors des 15 minutes d'observation, puis ré-observé plus tard dans la matinée dans un autre carré durant les 15 minutes d'observation (Tessier, *comm. pers.*).

L'approche méthodologique développée par Alldredge *et al.* (2007a) aide à réduire le risque de violation de l'hypothèse de population close, et a été appliquée ici en subdivisant chaque période d'observation en trois intervalles de 5 minutes. Comme proposé par Astruc & Besnard (2018), nous avons préféré travailler avec les estimations issues de l'analyse considérant séparément les passages.

Puisque le maximum d'individus a été enregistré lors du premier passage, un autre risque d'ouverture démographique pourrait être celui de la transience, *i.e.* une espérance plus faible de ré-observer un individu détecté la première fois par rapport aux autres individus (Genovart & Pradel, 2019). Par exemple, dans le Limousin, un contrôle en mai de sites occupés fin mars n'avait permis de « retrouver » que la moitié des

individus observés au précédent passage, avec moitié moins de sites initialement occupés (Nonique-Desvergnès *et al.*, 2005). Un tel phénomène pourrait intervenir pour plusieurs raisons. Des individus qui hivernent en altitude peuvent délaissier leurs quartiers d’hiver en avril seulement, « *dans une proportion possiblement élevée* » (*ibid.*). L’échec de la reproduction pourrait également constituer une cause d’émigration en cours de saison, mais les distances mesurées entre le premier nid et le nid de remplacement – moyenne de 257 mètres dans Petit *et al.* (2019) [Limousin] – laissent penser que le risque reste limité. La légère baisse observée à la fois dans la détection de l’espèce et dans la détection individuelle entre P1 et P3 pourrait enfin s’expliquer raisonnablement par des modifications comportementales liées à la phénologie de la reproduction (diminution des manifestations territoriales, début de couvaion des femelles, etc.).

Inversement, au moins un argument pourrait plaider en faveur d’une sous-estimation. Les mailles dont plus de quatre carrés présentent *a priori* une surface en « habitat non favorables » supérieure à 50% ont été retirées de l’ensemble des mailles possibles. Or, il est concevable qu’au milieu d’une matrice boisée, des tâches d’habitat dominées par un couvert herbacé puissent être fréquentées par l’espèce. C’est le cas notamment dans la Loire et en région limousine (Nonique-Desvergnès *et al.*, 2005 ; Petit *et al.*, 2019), comme vérifié lors du travail cartographique préliminaire à la définition du plan d’échantillonnage, qui a permis de confronter les zones d’habitat non favorable aux données de reproduction certaine. Par ailleurs, les parcelles de régénération forestière sont particulièrement attractive pour la Pie-grièche grise (MEEDDAT & MNHN, 2011) mais peuvent apparaître en tant que « forêts » dans la base de données cartographiques utilisée, c’est-à-dire un habitat considéré comme non favorable. Ces deux éléments contribuent à sous-estimer les surfaces favorables au sein de la zone d’étude, et donc l’abondance estimée.

Dans la modélisation de la détection, un effet significatif de l’intensité du vent sur la détection de l’espèce et des individus a été relevé à plusieurs reprises et semble révéler un point important à considérer avant une prospection, pour maximiser les observations de l’espèce et une meilleure appréciation de l’abondance réelle.

De façon presque tautologique, la visibilité à disposition semble aussi conditionner la détection. Cette notion est ambiguë : elle peut faire référence aux conditions météorologiques (*e.g.* distance d’horizon réduite à cause du brouillard) et à la couverture visuelle au sein du carré. De plus, la mesure de ce paramètre sans méthode standardisée laisse une place importante à la subjectivité. L’interprétation de cet élément est donc gênée par l’imprécision du protocole. Le faible nombre de détections de l’espèce et le faible nombre de carrés prospectés par des conditions de mauvaise visibilité augmentent également la difficulté de l’interprétation. À l’issue de cette expérience, nous suggérons de distinguer la « visibilité » de la « couverture visuelle », de définir explicitement chaque terme dans le protocole et de relever à l’avenir ces deux paramètres. La couverture visuelle, généralement inférieure à 100%, peut entraîner la non-détection

d'individus et biaiser négativement les estimations. C'est cette raison qui avait conduit Garnier (2017) à déconseiller ce protocole pour le bocage bourbonnais. En outre, une mauvaise représentation des limites des carrés par certain·e-s observateur·rice-s a pu entraîner des erreurs dans le nombre d'individus comptabilisés par unité d'échantillonnage (Figure 12).



Figure 12. Photomontage matérialisant les limites de trois carrés au sein de la maille 43_056_067
© J.-C. Gigault

L'heure de la journée semble ne pas avoir d'effet sur la détection, constat réalisé également en région PACA pour la Pie-grièche méridionale. Pour le suivi de cette espèce, les contraintes horaires sont désormais supprimées du protocole (Hameau, 2021).

Il est attendu que des variables d'habitat aient un effet sur la probabilité d'occupation de la Pie-grièche grise dans la zone d'étude, ainsi que sur son abondance locale. L'absence de prise en compte de ces variables dans cette analyse enjoint d'être prudents quant aux inférences réalisées (Ficetola *et al.*, 2018).

Enfin, la question de l'amélioration de la méthode pour mieux parer d'éventuels problèmes de détection non indépendante reste ouverte. Le problème se présente sur le plan temporel (intervalles successifs de 5 minutes) et sur le plan spatial (proximité des carrés dans une même maille, voire avec ceux d'une maille limitrophe). En outre, sur le plan biologique, des phénomènes de densité-dépendance peuvent intervenir dans la détection des individus (Martin *et al.*, 2011 ; Warren *et al.*, 2013), les couples de Pie-grièche grise pouvant être rencontrés en agrégats (Antczak *et al.*, 2004), avec une « véritable vie sociale » au sein de la population (Lefranc & Issa, 2013) et la possibilité de relations hors du couple (Lorek, 1995) ou polygynes (Yosef & Pinshow, 1988).

5. CONCLUSION

La taille d'une population nicheuse de Pie-grièche grise a été estimée à une échelle géographique représentant aujourd'hui le principal bastion de l'espèce en France. L'effectif estimé en période de reproduction au sein du Massif central représente 2162 individus [1550 - 3015], soit une densité estimée à 0.30 [0.21 - 0.41] individus par km². Ce nombre peut être considéré faible au regard des critères d'évaluation proposés par l'UICN pour l'évaluation du statut de conservation des espèces à l'échelle régionale (UICN France, 2018). Il confirme le caractère prioritaire d'œuvrer pour la sauvegarde de cette espèce en France métropolitaine (Taysse, 2021).

Reposant sur un programme de science participative, et fruit d'une collaboration entre le monde de la recherche et des associations de protection de la nature, cette étude confirme le potentiel qu'offrent des modèles N-mixture pour produire des estimations démographiques réalistes.

D'après nos résultats, 5 minutes d'observation (durée d'un point EPOC) permettent de détecter la Pie-grièche grise environ une fois sur deux et ne permettent donc pas de conclure si l'espèce est absente sur un site donné. Sur le plan méthodologique, les nouvelles sont toutefois plutôt bonnes pour les « shrikeologues » (Diehl *et al.*, 2000) : avec 15 minutes d'observation, la probabilité de détecter l'espèce est proche de 90%, et la méthode mise en place semble prometteuse pour fiabiliser les estimations.

L'analyse des données récoltées va se poursuivre en 2023, avec notamment deux objectifs :

(i) Modéliser la relation entre les variables environnementales et les paramètres estimés. Cette étape devrait permettre de gagner en précision dans l'estimation des paramètres et contribuer à réduire le risque de violation de certaines hypothèses (Royle, 2004 ; Fogarty & Fleishman, 2021). L'analyse de ces données pourra également aider à évaluer *a posteriori* la pertinence du plan d'échantillonnage tel qu'il avait initialement été conçu. En complément des informations relevées sur les fiches de terrain, des données cartographiques numériques pourraient être mises à contribution pour étudier finement le rôle de l'habitat sur la présence de la Pie-grièche grise. Les modélisations pourraient ensuite être projetées spatialement, en vue de mieux comprendre la répartition actuelle de l'espèce et de mieux anticiper les menaces auxquelles elle est ou risque d'être confrontée. Face aux changements à venir, notamment climatiques – dont les projections dessinent une possible disparition de la Pie-grièche grise de France métropolitaine (Huntley *et al.*, 2007) – ces modélisations pourraient jouer un rôle primordial dans la construction des stratégies de conservation de cette espèce.

(ii) Explorer des alternatives moins coûteuses, en vue d'assurer un suivi régulier : pourrait-on raccourcir la durée d'observation ? Diminuer le nombre de passages et/ou le nombre de sites prospectés ?

Les effectifs nicheurs peuvent présenter de fortes fluctuations interannuelles (Duboc, 1994 ; Sachslehner *et al.*, 2004) et cette étude représente seulement une « photographie » de la population étudiée. Il est crucial que la méthodologie standardisée mise en place en 2022 soit prolongée dans le temps pour comprendre l'évolution des effectifs de la Pie-grièche grise du Massif central : dans le cas contraire, les comparaisons resteront très limitées, voire impossibles (*e.g.* estimations de 2012 *versus* 2019 en Midi-Pyrénées ; Taysse, 2021).

L'intervalle de confiance de cette nouvelle estimation demeure relativement large, probablement trop pour pouvoir détecter des changements démographiques sur certains sites, mais peut-être suffisant pour alerter sur un déclin prononcé à l'échelle du Massif central (Ficetola *et al.*, 2018).

6. BIBLIOGRAPHIE

- Akaike, H., 1974. A new look at the statistical model identification. *IEEE Trans. Autom. Control* 19, 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Allredge, M.W., Pollock, K.H., Simons, T.R., Collazo, J.A., Shriner, S.A., 2007a. Time-of-Detection Method for Estimating Abundance From Point-Count Surveys. *The Auk* 124, 653–664. <https://doi.org/10.1093/auk/124.2.653>
- Allredge, M.W., Simons, T.R., Pollock, K.H., 2007b. Factors Affecting Aural Detections of Songbirds. *Ecol. Appl.* 17, 948–955. <https://doi.org/10.1890/06-0685>
- Antczak, M., Hromada, M., Grzybek, J., Tryjanowski, P., 2004. Breeding Biology of the Great Grey Shrike *Lanius excubitor* in W Poland. *Acta Ornithol.* 39, 9–14. <https://doi.org/10.3161/068.039.0105>
- Astruc, G., Besnard, A., 2018. Analyse des données d'échantillonnage menées en 2017 sur la Pie-grièche écorcheur en Aveyron.
- 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, 369–377. <https://doi.org/10.1111/biom.12734>
- Barry, C., Polvêche, V., 2022. Recensement agricole 2020. *Primeur* 13, 4 p.
- Besnard, A., 2013. D'une nécessaire interface entre biostatistiques et conservation de la nature. Mémoire d'habilitation à diriger des recherches. École pratique des hautes études, École doctorale EPHE 472 Mention Systèmes intégrés, environnement et biodiversité.
- Besnard, A., 2011. Estimation de la taille de la population de Pie-grièche écorcheur dans le cadre du diagnostic ornithologique de la ZPS « Forêt, bocage, étangs de Thiérache ». Rapport d'analyses.
- Besnard, A., Salles, J.M., 2010. Suivi scientifique d'espèces animales. Aspects méthodologiques essentiels pour l'élaboration de protocoles de suivis. Note méthodologique à l'usage des gestionnaires de sites Natura 2000. Rapport DREAL PACA, pôle Natura 2000. 62 p.
- BirdLife International, 2021. European Red List of Birds. Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Blond, K., 2012. Biologie de la Pie-grièche grise *Lanius excubitor* en Auvergne. *Gd.-Duc* 80, 2–20.
- Bötsch, Y., Jenni, L., Kéry, M., 2020. Field evaluation of abundance estimates under binomial and multinomial N-mixture models. *Ibis* 162, 902–910. <https://doi.org/10.1111/ibi.12802>
- Bretagnolle, V., Gauffre, B., Meiss, H., Badenhausser, I., 2011. Chapter 26. The Role of Grassland Areas within Arable Cropping Systems for the Conservation of Biodiversity at the Regional Level, in: International 2011, C.A.B. (Ed.), Grassland Productivity and Ecosystem Services. G. Lemaire, J. Hodgson and A. Chabbi, pp. 251–260.
- Buckland, S.T., Anderson, D.R., Burnham, K.P., Laake, J.L., Borchers, D.L., Thomas, L., 2001. Introduction to Distance Sampling: Estimating Abundance of Biological Populations. Oxford University Press, Oxford, Royaume-Uni.
- Burnham, K.P., 1981. Summarizing remarks: Environmental influences. *Stud. Avian Biol.* 6, 324–325.
- Burnham, K.P., Anderson, D.R., 2002. Model selection and multimodel inference: a practical information theoretic approach. Springer, New York, États-Unis d'Amérique.
- Burnham, K.P., Anderson, D.R., Laake, J.L., 1980. Estimation of Density from Line Transect Sampling of Biological Populations. *Wildl. Monogr.* 3–202.
- Burns, F., Eaton, M.A., Burfield, I.J., Klvaňová, A., Šilarová, E., Staneva, A., Gregory, R.D., 2021. Abundance decline in the avifauna of the European Union reveals cross-continental similarities in biodiversity change. *Ecol. Evol.* 11, 16647–16660. <https://doi.org/10.1002/ece3.8282>
- Chandler, R.B., King, D.I., DeStefano, S., 2009. Scrub-Shrub Bird Habitat Associations at Multiple Spatial Scales in Beaver Meadows in Massachusetts. *The Auk* 126, 186–197. <https://doi.org/10.1525/auk.2009.08083>

- Channell, R., Lomolino, M., 2000. Channell R, Lomolino MV.. Dynamic biogeography and conservation of endangered species. *Nature* 403: 84-86. *Nature* 403, 84–6. <https://doi.org/10.1038/47487>
- Coll, J., 2014. Recensement de la Pie-grièche méridionale (*Lanius meridionalis*) sur le territoire du Parc naturel régional du Verdon. Analyse de l'effet des différents types de milieux et élaboration de préconisations de gestion. Université de Montpellier II & Parc Naturel Régional du Verdon.
- Comolet-Tirman, J., Sibley, J.-P., Witté, I., Cadiou, B., Czajkowski, M.A., Deceuninck, B., Jiguet, F., Landry, P., Quaintenne, G., Roché, J.E., Sarasa, M., Touroult, J., 2015. Statuts et tendances des populations d'oiseaux nicheurs de France. Bilan simplifié du premier rapportage national au titre de la Directive Oiseaux. *Alauda* 83, 35–76.
- Cour des Comptes Européenne, 2020. Biodiversité des terres agricoles: la contribution de la PAC n'a pas permis d'enrayer le déclin. Rapport spécial 13. 62 p.
- Couturier, T., Cheylan, M., Bertolero, A., Astruc, G., Besnard, A., 2013. Estimating abundance and population trends when detection is low and highly variable: A comparison of three methods for the Hermann's tortoise. *J. Wildl. Manag.* 77, 454–462. <https://doi.org/10.1002/jwmg.499>
- Dail, D., Madsen, L., 2011. Models for Estimating Abundance from Repeated Counts of an Open Metapopulation. *Biometrics* 67, 577–587. <https://doi.org/10.1111/j.1541-0420.2010.01465.x>
- De Thiersant, M.-P., Deliry, C., 2008. Liste Rouge des Vertébrés Terrestres de la région Rhône-Alpes. CORA Faune Sauvage, Région Rhône-Alpes, Lyon.
- Dénes, F.V., Silveira, L.F., Beissinger, S.R., 2015. Estimating abundance of unmarked animal populations: accounting for imperfect detection and other sources of zero inflation. *Methods Ecol. Evol.* 6, 543–556. <https://doi.org/10.1111/2041-210X.12333>
- Diehl, B., Lorek, G., Tryjanowski, P., 2000. Shrikeology in Poland: a review and bibliography. *The Ring* 22, 205–212.
- Dodd, C.K., Jr., Dorazio, R.M., 2004. USING COUNTS TO SIMULTANEOUSLY ESTIMATE ABUNDANCE AND DETECTION PROBABILITIES IN A SALAMANDER COMMUNITY. *Herpetologica* 60, 468–478. <https://doi.org/10.1655/03-60>
- Donald, P., Green, R., Heath, M., 2001. Agricultural intensification and the collapse of Europe's farmland bird populations. *Proc. R. Soc. Lond. B Biol. Sci.* 25–29.
- Donald, P.F., Sanderson, F.J., Burfield, I.J., van Bommel, F.P.J., 2006. Further evidence of continent-wide impacts of agricultural intensification on European farmland birds, 1990–2000. *Agric. Ecosyst. Environ.* 116, 189–196. <https://doi.org/10.1016/j.agee.2006.02.007>
- Duarte, A., Adams, M.J., Peterson, J.T., 2018. Fitting N-mixture models to count data with unmodeled heterogeneity: Bias, diagnostics, and alternative approaches. *Ecol. Model.* 374, 51–59. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2018.02.007>
- Duboc, P., 1994. Statut auvergnat des Pies-grièches. Synthèse régionale de l'enquête nationale. Gd.-Duc 14–18.
- Dulphy, J.-P., Vrignaud, S., Emberger, F., Lallemand, J.-J., Gilbert, B., 2008. Statut des Pies-grièches en Auvergne : résultats de l'enquête 2007-2008. Gd.-Duc 30–35.
- Dupuy, J., 2020. Enquête nationale sur les espèces communes. Guide méthodologique EPOC. LPO & MNHN. 14 p.
- Farnsworth, G.L., Pollock, K.H., Nichols, J.D., Simons, T.R., Hines, J.E., Sauer, J.R., 2002. A Removal Model for Estimating Detection Probabilities From Point-Count Surveys. *The Auk* 119, 414–425. <https://doi.org/10.1093/auk/119.2.414>
- Ficetola, G.F., Romano, A., Salvidio, S., Sindaco, R., 2018. Optimizing monitoring schemes to detect trends in abundance over broad scales. *Anim. Conserv.* 21, 221–231. <https://doi.org/10.1111/acv.12356>
- Fiske, I., Chandler, R., 2011. unmarked: An R Package for Fitting Hierarchical Models of Wildlife Occurrence and Abundance. *J. Stat. Softw.* 43, 1–23. <https://doi.org/10.18637/jss.v043.i10>

- Fogarty, F.A., Fleishman, E., 2021. Bias in estimated breeding-bird abundance from closure-assumption violations. *Ecol. Indic.* 131, 108170. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2021.108170>
- Fontaine, B., Moussy, C., Chiffard Carricaburu, J., Dupuis, J., Corolleur, E., Schmaltz, L., Lorrillière, R., Lois, G., Gaudard, C., 2020. Suivi des oiseaux communs en France 1989-2019 : 30 ans de suivis participatifs. MNHN- Centre d'Ecologie et des Sciences de la Conservation, LPO BirdLife France - Service Connaissance, Ministère de la Transition écologique et solidaire.
- Fremaux, S., 2015. Liste rouge régionale Midi-Pyrénées. Oiseaux nicheurs de Midi-Pyrénées. Rapport méthodologique et résultats de la liste complète.
- Gärdenfors, U., 2001. Classifying threatened species at national versus global levels. *Trends Ecol. Evol.* 16, 511–516. [https://doi.org/10.1016/S0169-5347\(01\)02214-5](https://doi.org/10.1016/S0169-5347(01)02214-5)
- Gärdenfors, U., Hilton-Taylor, C., Mace, G.M., Rodríguez, J.P., 2001. The Application of IUCN Red List Criteria at Regional Levels. *Conserv. Biol.* 15, 1206–1212. <https://doi.org/10.1111/j.1523-1739.2001.00112.x>
- Garnier, S., 2017. La Pie-grièche à tête rousse *Lanius senator* dans le département de l'Allier : Populations et statut, actions de conservation. Université Claude Bernard Lyon 1 - Master Bioévaluation des Ecosystèmes et Expertise de la Biodiversité.
- Genovart, M., Pradel, R., 2019. Transience effect in capture-recapture studies: The importance of its biological meaning. *PLOS ONE* 14, e0222241. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0222241>
- Géroutet, P., 2010. Les Passereaux d'Europe. Tome 2 : de la Bouscarle aux Bruants. Delachaux et Niestlé, Paris, France, pp. 247–253.
- Gigault, J.-C., 2010. Pie-grièche grise *Lanius excubitor*, in: Atlas Des Oiseaux Nicheurs d'Auvergne. pp. 436–438.
- Gilbert, B., Dulphy, J.-P., Riols, R., Lallemand, J.-J., Tourret, P., Zucca, M., 2009. La Pie-grièche grise en Auvergne : Bilan de l'enquête 2009 et statut pour la période 2000-2009. *Gd.-Duc* 31–35.
- Gilot, F., 2020. Plan National d'Actions Pie-grièches. Bilan des actions menées en Occitanie en 2019. Groupe Ornithologique du Roussillon.
- Gilot, F., 2019. Plan National d'Actions Pie-grièches. Bilan des actions menées en Occitanie en 2018 et évaluation globale 2013-2018. Groupe Ornithologique du Roussillon.
- Girard, T., Hameau, O., 2018. La Pie-grièche méridionale *Lanius meridionalis* dans la ZPS « Garrigues de Lançon et chaînes alentour » : estimation de la distribution, de la taille de population et de l'influence des variables environnementales. *Faune-PACA Publ.* 27.
- Gregory, R.D., Gibbons, D.W., Donald, P.F., 2004. Bird Census and Survey Techniques, in: *Bird Ecology and Conservation: A Handbook of Techniques*. Oxford, pp. 17–56.
- Grillet, P., Cheylan, M., Thirion, J.-M., Doré, F., Besnard, A., 2011. Implementation of a long-term monitoring program of the ocellated lizard (*Timon lepidus*) population on Oleron Island. *Amphib.-Reptil.* 32, 159–166. <https://doi.org/10.1163/017353710X551381>
- Hameau, O., 2021. Protocole de suivi de la Pie-grièche méridionale *Lanius meridionalis* dans les principaux massifs de Basse-Provence.
- Hameau, O., 2012. Expérimentation d'un protocole de suivi de la Pie-grièche méridionale *Lanius meridionalis* dans les massifs de Basse-Provence (Bilan 2012). *Faune-PACA Publ.* 13.
- Hayes, D.B., Monfils, M.J., 2015. Occupancy modeling of bird point counts: Implications of mobile animals. *J. Wildl. Manag.* 79, 1361–1368. <https://doi.org/10.1002/jwmg.943>
- Hromada, M., Tryjanowski, P., Antczak, M., 2002. Presence of the great grey shrike *Lanius excubitor* affects breeding passerine assemblage. *Ann. Zool. Fenn.* 39, 125–130.
- Hunt, J.W., Weckerly, F.W., Ott, J.R., 2012. Reliability of Occupancy and Binomial Mixture Models for Estimating Abundance of Golden-Cheeked Warblers (*Setophaga chrysoparia*). *The Auk* 129, 105–114. <https://doi.org/10.1525/auk.2012.11093>

- Huntley, B., Green, R.E., Collingham, Y.C., Willis, S.G., 2007. A Climatic Atlas of European Breeding Birds. Lynx Edicions, Espagne.
- IGN, 2021. BD TOPO® Version 3.0. Descriptif de contenu. Institut Géographique National. 378 p.
- IGN, 2018. BD Forêt® Version 2.0. Descriptif de contenu. Institut Géographique National. 52 p.
- INPN, 2022. Grille nationale 10km x 10km [en ligne, consulté en décembre 2021].
- Issa, N., Muller, Y., 2015. Atlas des oiseaux de France métropolitaine - Nidification et présence hivernale. LPO, SEOF, MNHN. Delachaux & Niestlé, Paris, France.
- Jakob, C., Ponce-Boutin, F., Besnard, A., 2014. Coping with heterogeneity to detect species on a large scale: N-mixture modeling applied to red-legged partridge abundance. *J. Wildl. Manag.* 78, 540–549. <https://doi.org/10.1002/jwmg.686>
- Johnson, D.H., 2008. In Defense of Indices: The Case of Bird Surveys. *J. Wildl. Manag.* 72, 857–868. <https://doi.org/10.2193/2007-294>
- Kéry, M., 2018. Identifiability in N-mixture models: a large-scale screening test with bird data. *Ecology* 99, 281–288. <https://doi.org/10.1002/ecy.2093>
- Kéry, M., Royle, J.A., 2016. Applied Hierarchical Modeling in Ecology. Analysis of Distribution, Abundance and Species Richness in R and BUGS. Vol. 1. Prelude and Static Models. Academic Press, Londres, Royaume-Uni.
- Kéry, M., Royle, J.A., Schmid, H., 2005. Modeling Avian Abundance from Replicated Counts Using Binomial Mixture Models. *Ecol. Appl.* 15, 1450–1461. <https://doi.org/10.1890/04-1120>
- Kidwai, Z., Jimenez, J., Louw, C.J., Nel, H.P., Marshal, J.P., 2019. Using N-mixture models to estimate abundance and temporal trends of black rhinoceros (*Diceros bicornis* L.) populations from aerial counts. *Glob. Ecol. Conserv.* 19, e00687. <https://doi.org/10.1016/j.gecco.2019.e00687>
- Kuczyński, L., Antczak, M., Czechowski, P., Grzybek, J., Jerzak, L., Zabłocki, P., Tryjanowski, P., 2010. A Large Scale Survey of the Great grey shrike *Lanius excubitor* in Poland: Breeding Densities, Habitat use and Population Trends. *Ann. Zool. Fenn.* 47, 67–78. <https://doi.org/10.5735/086.047.0107>
- Lallemant, J.-J., Tourret, P., 2014. Déclin régional du plan national d'actions en faveur de la Pie-grièche grise (*Lanius excubitor*) et de la Pie-grièche à tête rousse (*Lanius senator*) en Auvergne 2015 - 2019. Ligue pour la Protection des Oiseaux Auvergne & DREAL Auvergne.
- Lefranc, N., 2015. Pie-grièche grise *Lanius excubitor*, in: Atlas Des Oiseaux de France Métropolitaine. Nidification et Présence Hivernale. pp. 1184–1187.
- Lefranc, N., 2010. Fluctuations et déclin d'une population de Pie-grièche grise *Lanius excubitor* suivie en région de Saint-Dié des Vosges (88) de 1988 à 2010. *Ciconia* 34, 5–24.
- Lefranc, N., 1999a. Vers des paysages sans pies-grièches ? *Aves* 36, 1–5.
- Lefranc, N., 1999b. Les pies-grièches *Lanius* sp. en France : répartition et statuts actuels, histoire récente, habitats. *Ornithos* 6, 58–82.
- Lefranc, N., 1993. Les pies-grièches d'Europe d'Afrique du nord et du Moyen-Orient [WWW Document]. URL <https://www.babelio.com/livres/Lefranc-Les-pies-grieches-dEurope-dAfrique-du-nord-et-du/1034942> (accessed 3.28.22).
- Lefranc, N., Issa, N., 2013. Plan national d'actions Pies-grièches *Lanius* sp. 2014-2018. MEEDDM, LPO.
- Lefranc, N., Paul, J.-P., 2011. La Pie-grièche grise *Lanius excubitor* en France : historique et statut récent en période de nidification. *Ornithos* 18.
- Link, W.A., Schofield, M.R., Barker, R.J., Sauer, J.R., 2018. On the robustness of N-mixture models. *Ecology* 99, 1547–1551. <https://doi.org/10.1002/ecy.2362>
- Lorek, G., 1995. Copulation behaviour, mixed reproductive strategy and mate guarding in the Great Grey Shrike. *Proc. West. Found. Vertebr. Zool.* 6, 218–227.
- LPO Auvergne, 2017. Guide d'attribution des codes atlas : pourquoi et comment les utiliser ? 11 p.

- Luikart, G., Ryman, N., Tallmon, D., Schwartz, M., Allendorf, F., 2010. Estimation of census and effective population sizes: The increasing usefulness of DNA-based approaches. *Conserv. Genet.* 11, 355–373. <https://doi.org/10.1007/s10592-010-0050-7>
- 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, 2248–2255. [https://doi.org/10.1890/0012-9658\(2002\)083\[2248:ESORWD\]2.0.CO;2](https://doi.org/10.1890/0012-9658(2002)083[2248:ESORWD]2.0.CO;2)
- Mackenzie, D.I., Nichols, J.D., Royle, J.A., Pollock, K.H., Bailey, L.L., Hines, J.E., 2017. *Occupancy Estimation and Modeling. Inferring Patterns of Species Occurrence*. Academic Press, Cambridge, États-Unis d'Amérique.
- Manica, M., Caputo, B., Screti, A., Filipponi, F., Rosà, R., Solimini, A., della Torre, A., Blangiardo, M., 2019. Applying the N-mixture model approach to estimate mosquito population absolute abundance from monitoring data. *J. Appl. Ecol.* 56, 2225–2235. <https://doi.org/10.1111/1365-2664.13454>
- Martin, J., Royle, J.A., Mackenzie, D.I., Edwards, H.H., Kéry, M., Gardner, B., 2011. Accounting for non-independent detection when estimating abundance of organisms with a Bayesian approach. *Methods Ecol. Evol.* 2, 595–601. <https://doi.org/10.1111/j.2041-210X.2011.00113.x>
- Mayaud, N., 1963. *Inventaire des oiseaux de France*. Société d'Études Ornithologiques, Société d'Études Ornithologiques. Blot éditeur, Paris, France. ed.
- McCaffery, R., Nowak, J.J., Lukacs, P.M., 2016. Improved analysis of lek count data using N-mixture models. *J. Wildl. Manag.* 80, 1011–1021. <https://doi.org/10.1002/jwmg.21094>
- McIntyre, A.P., Jones, J.E., Lund, E.M., Waterstrat, F.T., Giovanini, J.N., Duke, S.D., Hayes, M.P., Quinn, T., Kroll, A.J., 2012. Empirical and simulation evaluations of an abundance estimator using unmarked individuals of cryptic forest-dwelling taxa. *For. Ecol. Manag.* 286, 129–136. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2012.08.039>
- MEEDDAT, MNHN, 2011. *Cahiers d'habitats Natura 2000. Connaissance et gestion des habitats et des espèces d'intérêt communautaire. Tome 8, Oiseaux, Volume 3 : De l'Oie des moissons au Venturon montagnard*. La Documentation française. 381 p.
- Meridionalis, 2015. *La Liste rouge des oiseaux nicheurs du Languedoc-Roussillon*. 26 p.
- Miller, D.A., Nichols, J.D., McClintock, B.T., Grant, E.H.C., Bailey, L.L., Weir, L.A., 2011. Improving occupancy estimation when two types of observational error occur: non-detection and species misidentification. *Ecology* 92, 1422–1428. <https://doi.org/10.1890/10-1396.1>
- Mupepele, A.-C., Bruelheide, H., Brühl, C., Dauber, J., Fenske, M., Freibauer, A., Gerowitt, B., Krüß, A., Lakner, S., Plieninger, T., Potthast, T., Schlacke, S., Seppelt, R., Stützel, H., Weisser, W., Wägele, W., Böhning-Gaese, K., Klein, A.-M., 2021. Biodiversity in European agricultural landscapes: transformative societal changes needed. *Trends Ecol. Evol.* 36, 1067–1070. <https://doi.org/10.1016/j.tree.2021.08.014>
- Neubauer, G., Wolska, A., Rowiński, P., Wesolowski, T., 2022. N-mixture models estimate abundance reliably: A field test on Marsh Tit using time-for-space substitution. *Ornithol. Appl.* 124, duab054. <https://doi.org/10.1093/ornithapp/duab054>
- Nichols, J.D., 2014. The role of abundance estimates in conservation decision making, in: *Applied Ecology and Human Dimensions in Biological Conservation*. Springer, Berlin, Allemagne, pp. 117–131.
- Nichols, J.D., Thomas, L., Conn, P.B., 2009. Inferences about landbird abundance from count data: recent advances and future directions, in: *Modeling Demographic Processes in Marked Populations*. Springer, New York, États-Unis d'Amérique, pp. 201–235.
- Nonique-Desvergnès, G., Rouaud R., Villa, O., 2005. La Pie-grièche grise sur le Plateau des Millevaches. *Densités et habitat*. *EPOPS* 66, 19–38.
- OCDE, 2021. *Environmental Performance Review - France 2021*.
- Olivieri, I., Vitalis, R., 2001. La Biologie des Extinctions. *Med. Sci. MS* 17, 63–69. <https://doi.org/10.4267/10608/1788>

- Olsson, U., Alström, P., Svensson, L., Aliabadian, M., Sundberg, P., 2010. The *Lanius excubitor* (Aves, Passeriformes) conundrum—Taxonomic dilemma when molecular and non-molecular data tell different stories. *Mol. Phylogenet. Evol.* 55, 347–357. <https://doi.org/10.1016/j.ympev.2009.11.010>
- Otis, D.L., Burnham, K.P., White, G.C., Anderson, D.R., 1978. *Statistical Inference from Capture Data on Closed Animal Populations*. Wildl. Monogr. 3–135.
- PECBMS, 2022. European Indicators. Common farmland birds indicator, Europe, single European species habitat classification, 1980-2019. [Consulté en juin 2022].
- Petit, R., Nonique-Desvergnès, G., Villa, O., 2019. La Pie-grièche grise (*Lanius excubitor*) sur la Montagne limousine, Répartition actuelle et éléments de biologie. *EPOPS* 93, 4–21.
- Peyraud, J.-L., Peeters, A., De Vlieghe, A., 2012. Place et atouts des prairies permanentes en France et en Europe. *Fourrages* 211, 195–204.
- Piat, A., 2013. La Pie-grièche méridionale *Lanius meridionalis* dans les garrigues de Basse-Provence : taille de population, influences de variables environnementales et optimisation du protocole d'échantillonnage. *Faune-PACA Publ.* 19.
- Pointereau, P., Coulon, F., 2006. La haie en France et en Europe, évolution ou régression, au travers des politiques agricoles. *Premières Rencontres nationales de la haie champêtre*. 9 p.
- Pollock, K.H., Nichols, J.D., Simons, T.R., Farnsworth, G.L., Bailey, L.L., Sauer, J.R., 2002. Large scale wildlife monitoring studies: statistical methods for design and analysis. *Environmetrics* 13, 105–119. <https://doi.org/10.1002/env.514>
- Probst, R., Pavlicev, M., Viitala, J., 2002. UV reflecting vole scent marks attract a passerine, the great grey shrike *Lanius excubitor*. *J. Avian Biol.* 33, 437–440. <https://doi.org/10.1034/j.1600-048X.2002.02760.x>
- Qgis Development Team, 2021. QGIS Geographic Information System. Open Source Geospatial Foundation Project.
- R Development Core Team, 2021. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienne, Autriche.
- Rey, D., 2019. La disparition de la Pie-grièche à poitrine rose en France. Dossier de presse. LPO Hérault. 6 p.
- Reynolds, J.H., Thompson, W.L., Russell, B., 2011. Planning for success: Identifying effective and efficient survey designs for monitoring. *Biol. Conserv., Ecoregional-scale monitoring within conservation areas, in a rapidly changing climate* 144, 1278–1284. <https://doi.org/10.1016/j.biocon.2010.12.002>
- Roger, J., Lagarde, N., 2015. Liste rouge régionale des oiseaux du Limousin. SEPOL, Limoges. 25 p.
- Rota, C.T., Fletcher Jr, R.J., Dorazio, R.M., Betts, M.G., 2009. Occupancy estimation and the closure assumption. *J. Appl. Ecol.* 46, 1173–1181. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2664.2009.01734.x>
- Royle, J.A., 2004. N-Mixture Models for Estimating Population Size from Spatially Replicated Counts. *Biometrics* 60, 108–115. <https://doi.org/10.1111/j.0006-341X.2004.00142.x>
- Sachslehner, L., Schmalzer, A., Probst, R., 2004. The breeding population of the Great Grey Shrike (*Lanius excubitor*) in Austria, 1995-2003. *Biol. Lett.* 41, 135–146.
- Sanz-Pérez, A., Sollmann, R., Sardà-Palomera, F., Bota, G., Giralt, D., 2020. The role of detectability on bird population trend estimates in an open farmland landscape. *Biodivers. Conserv.* 29, 1747–1765. <https://doi.org/10.1007/s10531-020-01948-0>
- Schlossberg, S., King, D.I., Chandler, R.B., Mazzei, B.A., 2010. Regional Synthesis of Habitat Relationships in Shrubland Birds. *J. Wildl. Manag.* 74, 1513–1522. <https://doi.org/10.1111/j.1937-2817.2010.tb01279.x>
- Schön, M., 1996. Raptor-like passerines – some similarities and differences of shrikes (*Lanius*) and raptors. *Oekologie Voegel* 18, 173–216.

- Sirami, C., Gross, N., Baillod, A.B., Bertrand, C., Carrié, R., Hass, A., Henckel, L., Miguet, P., Vuillot, C., Alignier, A., Girard, J., Batáry, P., Clough, Y., Violle, C., Giralt, D., Bota, G., Badenhauer, I., Lefebvre, G., Gauffre, B., Vialatte, A., Calatayud, F., Gil-Tena, A., Tischendorf, L., Mitchell, S., Lindsay, K., Georges, R., Hilaire, S., Recasens, J., Solé-Senan, X.O., Robleño, I., Bosch, J., Barrientos, J.A., Ricarte, A., Marcos-Garcia, M.Á., Miñano, J., Mathevet, R., Gibon, A., Baudry, J., Balent, G., Poulin, B., Burel, F., Tschardtke, T., Bretagnolle, V., Siriwardena, G., Ouin, A., Brotons, L., Martin, J.-L., Fahrig, L., 2019. Increasing crop heterogeneity enhances multitrophic diversity across agricultural regions. *Proc. Natl. Acad. Sci.* 116, 16442–16447.
<https://doi.org/10.1073/pnas.1906419116>
- SOeS, 2009. CORINE Land Cover France. Guide d'utilisation. Document technique. Service de l'Observation et des Statistiques, Commissariat général au développement durable, Ministère de l'Écologie, de l'Énergie, du Développement durable et de l'Aménagement du territoire. 22 p.
- Taysse, L., 2021. Bilan du Plan National d'Actions en faveur des Pies-grièches (*Lanius* sp.) 2014-2018. LPO France – Ministère de la Transition Ecologique 159.
- Thompson, W.L., 2002. Towards Reliable Bird Surveys: Accounting for Individuals Present but not Detected. *The Auk* 119, 18–25.
<https://doi.org/10.1093/auk/119.1.18>
- Thompson, W.L., White, G.C., Gowan, C., 1998. Monitoring vertebrate populations. Academic Press, San Diego, États-Unis d'Amérique.
- Touret, P., Riols, R., 2015. Liste rouge des Oiseaux d'Auvergne (2015). LPO Auvergne.
- Trille, M., Liozon, R., Besnard, A., 2012. Agriculture et biodiversité. De l'exploitation au paysage : état des lieux de la population de Pie-grièche grise en Aveyron.
- Tryjanowski, P., Hromada, M., Antczak, M., Grzybek, J., Kuźniak, S., Lorek, G., 2003. Tryjanowski, P., Hromada, M., Antczak, M., Grzybek, J., Kuźniak, S., & Lorek, G. Which method is most suitable for census of breeding populations of shrikes, *Lanius collurio* and *Lanius excubitor*? *Ornis Hung.* 12–13, 11–16.
- Tryjanowski, P., Hromada, M., Antczak, M., 1999. Breeding habitat selection in the Great Grey Shrike *Lanius excubitor* - the importance of meadows and spring crops 34, 59–63.
- UICN France, 2018. Guide pratique pour la réalisation de Listes rouges régionales des espèces menacées - Méthodologie de l'UICN & démarche d'élaboration. Seconde édition.
- UICN France, MNHN, LPO, SEOF, ONCFS, 2016. La liste rouge des espèces menacées en France - Chapitre Oiseaux de France Métropolitaine.
- Union Européenne, 2017. Proposition pour l'inscription de la Pie-grièche grise (*Lanius excubitor excubitor*) à l'Annexe II de la Convention. Convention sur les espèces migratrices, 12ème session de la Conférence des parties, Manille, Philippines. 18 p.
- Veech, J.A., Ott, J.R., Troy, J.R., 2016. Intrinsic heterogeneity in detection probability and its effect on N-mixture models. *Methods Ecol. Evol.* 7, 1019–1028.
<https://doi.org/10.1111/2041-210X.12566>
- Warren, C.C., Veech, J.A., Weckerly, F.W., O'Donnell, L., Ott, J.R., 2013. Detection Heterogeneity and Abundance Estimation in Populations of Golden-Cheeked Warblers (*Setophaga chrysoparia*). *The Auk* 130, 677–688.
<https://doi.org/10.1525/auk.2013.13022>
- Wenger, S.J., Freeman, M.C., 2008. Estimating Species Occurrence, Abundance, and Detection Probability Using Zero-Inflated Distributions. *Ecology* 89, 2953–2959.
<https://doi.org/10.1890/07-1127.1>
- White, E.V., Roy, D.P., 2015. A contemporary decennial examination of changing agricultural field sizes using Landsat time series data. *Geo Geogr. Environ.* 2, 33–54.
<https://doi.org/10.1002/geo2.4>
- Wright, S., 1931. Evolution in Mendelian Populations. *Genetics* 16, 97–159.
- Yeatman-Berthelot, D., Jarry, G., 1994. Nouvel atlas des Oiseaux nicheurs de France. Société Ornithologique de France.
- Yosef, R., 1994. Conservation Commentary. Evaluation of the Global Decline in the True Shrikes (Family Laniidae). *The Auk* 111, 228–233.
- Yosef, R., 1993. Influence of Observation Posts on Territory Size of Northern Shrikes. *Wilson Bull.* 105, 180–183.

Yosef, R., International Shrike Working Group, I., Sharpe, C.J., Marks, J.S., Kirwan, G.M., 2020. Great Gray Shrike (*Lanius excubitor*), version 1.0. Birds World. <https://doi.org/10.2173/bow.norshr1.01>

Yosef, R., Pinshow, B., 1988. Polygyny in the Northern Shrike (*Lanius excubitor*) in Israel. *The Auk* 105, 581–582. <https://doi.org/10.1093/auk/105.3.581>