

Probabilité de détection du Monticole de roche *Monticola saxatilis* et variation locale d'effectifs en haute vallée d'Ossau (Pyrénées)

Frank D'AMICO

Résumé – L'étude du Monticole de roche, espèce des espaces ouverts avec escarpements rocheux, représente un challenge particulier compte tenu d'une détectabilité *a priori* difficile et d'un manque de connaissance sur les tendances populationnelles aux différentes échelles spatiales (locales à internationales). L'objectif de ce travail est d'estimer la probabilité de détection (\hat{P}) de mâles chanteurs de l'espèce en caractérisant, au moyen d'un modèle bayésien simple, la variabilité spatiale et temporelle. Des transects linéaires de 1 km de long ont été réalisés en 3 sites de reproduction avérée de l'espèce en Haute vallée d'Ossau (Parc National des Pyrénées) entre 2004 et 2006. La probabilité de détection de mâles chanteurs de Monticole de roche varie (mini : $\hat{P} = 0,560$; maxi : $\hat{P} = 0,846$) selon le site. Cette probabilité est plus élevée en début de saison, pendant le cantonnement des mâles reproducteurs ($\hat{P} = 0,808$), qu'ensuite ($\hat{P} = 0,676$). Pendant la saison de reproduction, la probabilité de détection décroît également au cours de la journée (de $\hat{P} = 0,799$ le matin à $\hat{P} = 0,500$ en fin d'après-midi). Pour cette population locale, entre 1995 et 2010, l'effectif estimé de mâles chanteurs sur un autre site suivi annuellement a varié de façon irrégulière et importante (maximum $\hat{N} = 3,53$ mâles en 1996 et 2007 ; minimum $\hat{N} = 0$ en 1999) sans tendance temporelle significative. Les hypothèses pouvant expliquer les variations importantes d'effectifs d'une année sur l'autre sont de deux types: i/ opérant sur les terres d'hivernage, sur les zones de reproduction ou sur les routes de migration ou ii/ biais non appréhendés ici (et donc à estimer dans le futur) liés à des variations interannuelles importantes de probabilité de détection d'une année sur l'autre.

Le Monticole de roche *Monticola saxatilis* est une espèce d'habitats ouverts en mosaïques où alternent pelouses ou landes, blocs et escarpements rocheux et falaises pour la nidification. Compte tenu de sa grande distribution géographique à l'échelle de la planète et de l'absence de tendance significative en termes d'effectifs, cette espèce est loin de pouvoir atteindre les critères permettant un classement comme 'Vulnérable' selon le dernier bilan de l'IUCN (2010). Elle est classée dans la catégorie 'Préoccupation mineure' (LC – IUCN 2010). En Europe, l'estimation de la population reproductrice est comprise entre 100 000 et 320 000 couples et son statut en SPEC 3 (SPEC: species of European Conservation Concern – cf. BIRDLIFE INTERNATIONAL, 2004) n'est pas inquiétant (BIRDLIFE INTERNATIONAL, 2010).

Pourtant, régionalement ou localement au moins, les effectifs peuvent être en diminution ; ainsi, dans le Valais suisse, un recul massif est observé depuis la moitié des années 1990. En Suisse, l'espèce apparaît comme 'vulnérable' dans la Liste Rouge nationale (KELLER *et al.*, 2001) et fait partie des 50 espèces prioritaires du programme "Conservation des oiseaux en Suisse" (<http://www.vogelwarte.ch/>). Face aux incertitudes sur les variations d'effectifs du Monticole de roche, certains suivis systématiques ont été mis en place. C'est le cas dans deux zones en Valais suisse depuis l'année 2000 dans le cadre d'un projet de surveillance de la station ornithologique suisse.

Plus généralement, la Station Ornithologique suisse procède à une analyse des observations occasionnelles de cette espèce, récoltées depuis 1984 de manière standardisée par des collaborateurs volontaires et pour lesquelles des corrections sont nécessaires. A partir de ces observations opportunistes de Monticole, KÉRY *et al.*, (2010) viennent de proposer une méthode applicable aux suivis opportunistes participatifs (*citizen surveys*) ; elle permet de corriger les variations annuelles dans l'effort de suivi, en fonction des connaissances sur la détectabilité de l'espèce, et de tirer des tendances fiables sur les changements temporels dans la distribution des espèces.

En France, les connaissances sur les variations d'effectifs du Monticole de roche sont fragmentaires et, selon la dernière synthèse disponible (ROCAMORA & YEATMAN-BERTHELOT, 1999), elle figurerait parmi celles dont le statut de conservation n'est pas défavorable mais qui méritait une surveillance particulière (espèce 'à surveiller' ; catégorie CMAP 5 – cf. ROCAMORA & YEATMAN-BERTHELOT, 1999).

Le Monticole de roche est clairement une de ces espèces d'intérêt patrimonial et qui représente un challenge particulier, compte tenu de son habitat de prédilection et de sa détection difficile (KÉRY *et al.*, 2010). Jusqu'à ces dernières années, la plupart des suivis d'effectifs de populations d'oiseaux se basent sur des comptages bruts (sans ajustements) ou sur l'utilisation d'indices relatifs : ce serait le cas de 95% des articles sélectionnés par ROSENSTOCK *et al.* (2002). Un grand nombre (75% des 148 articles analysés par BETTS *et al.*, 2005) ne repose pas même sur une méthodologie particulière. En fait, dans la plupart des suivis de populations, la probabilité de détection est considérée comme constante (en général égale à 1) et identique pour tous les sites étudiés. En général, ces hypothèses de travail sont infondées et irréalistes pour différentes raisons (THOMPSON, 2002) ce qui conduit à des résultats imprécis et impossibles à comparer de façon absolue, notamment pour les données reposant sur des indices d'abondance collectés en différentes places et à différentes périodes. Pourtant, l'importance de prendre en compte les probabilités de détection dans tout suivi quantitatif est reconnue depuis longtemps (BURNHAM 1981 ; SEBER 1982) et différentes méthodes existent (NICHOLS *et al.*, 2000, BUCKLAND *et al.*, 2001, BART & EARNST, 2002, ROSENSTOCK *et al.*, 2002, FARNSWORTH *et al.*, 2002 – revues par MC CALLUM 2005, ELPHICK, 2008).

Pour pouvoir mettre en œuvre efficacement les nouvelles approches existantes ou se développant rapidement (cf. par exemple KÉRY *et al.*, 2010) et les appliquer aux espèces d'intérêt prioritaire, l'acquisition de données sur la détectabilité spécifique est un pré-requis. Le travail présenté ici a pour objectif de fournir des informations sur la détectabilité locale du Monticole de roche en période de reproduction, dans un secteur du cœur du Parc National des Pyrénées. Après la présentation sommaire d'un modèle bayésien simple à utiliser, l'accent est mis plus particulièrement sur la caractérisation de la variabilité spatiale et temporelle dans la détectabilité de mâles chanteurs cantonnés et sur son application possible au suivi à long terme d'une population locale.

SITES D'ÉTUDE

La haute vallée d'Ossau est globalement soumise à un climat montagnard tempéré océanique tout en restant assujettie à de nombreuses influences nuançant son fonctionnement notamment liées à l'importance du relief (fortes précipitations, enneigement...) et à la proximité immédiate de l'Espagne lui conférant une coloration très méridionale. Des détails sur la géologie, les statuts de protection et le milieu naturel de la vallée d'Ossau sont décrits par ailleurs, notamment dans deux atlas (ANONYME, 1978 et PNP, 2000 : Atlas du Parc National des Pyrénées <http://atlas.parcsnatio.naux.org/pyrenees/>).

Les sites étudiés (notés S₀, S₁, S₂ et S₃) sont situés sur la commune de Laruns et inscrits en cœur de Parc National. Ils sont inscrits dans un polygone de coordonnées UTM : 30T 711846-474613

/ 30T 70997-47449 / 30T 71203-474303 / 30T 71236-474425. Leur altitude s'étend de 1660 à 2000 m, ainsi : S_0 [1720 – 1810 m], S_1 [1800 - 1980 m], S_2 [1660 – 1990 m] et S_3 [1730 – 1800 m]. Situés à l'étage subalpin, les habitats de ces quatre sites peu éloignés les uns des autres sont majoritairement des landes et pelouses sur silice (S_0 et S_1) ou calcaires (S_2 et S_3), exposées S-SE (S_0 et S_1) ou W-SW (S_2 et S_3), avec présence de petites falaises (S_2 et S_3) et toujours de nombreux éboulis en mosaïque. Les quatre sites présentent en commun une vocation pastorale soutenue pendant l'été et une fréquentation touristique relativement importante.

APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE

En général, la probabilité de détection (notée p dans la suite du travail ou \hat{P} lorsque qu'il s'agit d'une estimation de cette probabilité) est définie et utilisée pour pouvoir prendre en compte « les oiseaux présents mais non détectés lors d'un suivi » (THOMPSON, 2002). Cette valeur p (ou \hat{P}) peut être obtenue en suivant une démarche fréquentiste classique (estimateurs de maximum de vraisemblance, voir par exemple BORCHERS *et al.*, 2002) ou par modélisation bayésienne, une approche plus récente qui diffuse progressivement dans le domaine de l'écologie (CLARKE, 2005, ROYLE & DORAZIO, 2008). C'est cette dernière qui est retenue ici. Ses principes sont exposés simplement dans l'ouvrage de ROYLE & DORAZIO (2008) par exemple et quelques détails du modèle sont donnés en annexe.

Organisation des suivis de terrain en fonction des objectifs

Suivi à long terme

En 1995, l'objectif initial était de suivre sur le long terme l'effectif d'une partie de la population de Monticole de roche installée en haute vallée d'Ossau (Parc National des Pyrénées). Des recherches préliminaires avaient permis d'identifier une zone d'habitat favorable (notée S_0) avec une densité de monticoles atteignant 4 couples sur une surface de l'ordre de 1 km². Le suivi a été mis en place sur des bases empiriques, en retenant un dénombrement des mâles chanteurs le long d'une bande (transect) de 1000 m de long et environ 400 m de large, une fois par an, entre le 10 et le 25 mai chaque année, période de cantonnement des mâles sur ce site. Ce protocole est resté le même jusqu'à aujourd'hui.

Estimation des probabilités de détection (\hat{P})

Entre 2004 et 2006, grâce à la divulgation généralisée des méthodes d'estimation fréquentistes et bayésiennes, un suivi dédié à l'estimation des probabilités de détection et de leur variabilité spatiales et temporelles a été mis en place. Trois sites (S_1 , S_2 et S_3) connus pour être des sites de reproduction réguliers de l'espèce, pratiques d'accès (proximité d'une route notamment) et d'altitude comparable au site S_0 ont été choisis. Différentes visites ont été conduites avec le même mode opératoire (recherche auditive de mâles chanteurs le long d'un transect de 1000 m de long et sur une bande d'environ 400 m de large) entre mai et début août, à différents moments de la journée.

La saison de reproduction est décomposée en deux périodes : la première correspond au cantonnement des mâles (mai) pendant laquelle on s'attend à une détectabilité maximale des mâles et la deuxième pendant la période d'incubation et de nourrissage des jeunes au nid, pendant laquelle on s'attend à une détectabilité plus faible des mâles. La journée est décomposée en 3 tranches horaires : [6h00-10h00], [10h00-14h00] et [14h00-18h00]. Le découpage est arbitraire et justifié par une répartition la plus équilibrée des tailles d'échantillon par tranche, avec comme hypothèse basique que la détectabilité doit être minimale en milieu de journée (*i.e.* pendant la tranche [10h00-14h00]). Au total, pendant ces années, 16, 8 et 9 visites ont été réalisées sur les sites S_1 , S_2 et S_3 respectivement,

ce qui a fourni ensuite 23 données pour la 1^{ère} période de reproduction (et 10 pour la deuxième) puis 7, 12 et 6 données pour les trois tranches horaires respectivement.

À partir des probabilités de détection connues, l'estimation d'abondance (\hat{N}) et le calcul d'un intervalle de confiance (IC) sont conduits selon les méthodes simples détaillées dans de nombreux ouvrages (SEBER, 1982, THOMPSON, 2002, BORCHERS *et al.*, 2002, ROYLE & DORAZIO, 2008). Parce qu'il existe des différences spatiales dans la probabilité de détection sur les trois sites S_1 , S_2 et S_3 (cf. résultats ci-dessous), et que celle pour S_0 n'a pas été calculé au préalable, la valeur médiane obtenue pour le site S_1 est conservée comme valeur de référence pour le calcul des effectifs estimés ($\hat{N} \pm IC$) sur le site S_0 pour deux raisons principales : la proximité géographique des sites S_1 et S_0 et leur similitude d'habitat.

RÉSULTATS

Probabilité de détection

La probabilité de détection de mâles chanteurs de Monticole de roche en haute vallée d'Ossau est variable selon les sites, avec un intervalle de crédibilité modéré (Tableau I). La valeur maximale obtenue est $\hat{P}=0,846$ pour le site S_1 tandis que la probabilité minimale est égale à $\hat{P}=0,560$, sur le site S_2 . Outre la variation spatiale, la probabilité de détection change en cours de saison de reproduction et selon le moment de la journée. La probabilité de détecter un mâle chanteur est plus élevée en début de saison, en mai, qu'ensuite (Figure 1) : $\hat{P}=0,808$ vs $\hat{P}=0,676$. Pendant la saison de reproduction, la probabilité de détection décroît au cours de la journée (Figure 2) : $\hat{P}=0,799$ pour la 1^{ère} tranche horaire, $\hat{P}=0,725$ pour la deuxième et $\hat{P}=0,500$ pour la troisième.

Variation locale, à moyen terme (15 années), d'effectifs (Figure 3)

Entre 1995 et 2010, l'effectif de Monticole de roche chanteurs sur le site de référence S_0 a varié de façon irrégulière et importante (maximum $\hat{N}=3,53$ mâles en 1996 et 2007 ; minimum $\hat{N}=0$ en 1999) sans tendance temporelle significative (test de corrélation sur rangs de SPEARMAN : $\rho = 0,078$, $P = 0,78$).

DISCUSSION ET CONCLUSION

Cette étude fournit les premières données disponibles et directement utilisables pour le Monticole de roche. Elle révèle que la détection des mâles chanteurs en période de cantonnement, bien que légèrement variable selon les sites, peut être élevée (de l'ordre de 80%). Conformément aux prédictions de départ, la probabilité de détection s'abaisse au cours de la journée. Différents travaux soulignent l'importance du chant le matin (*dawn chorus*) et suggèrent notamment, malgré

Tableau 1 – Valeurs moyennes et médianes (avec écart-type s.d. ainsi que les 1^{er} et 3^{ème} quartiles – cf. aussi Figure 1) pour les probabilités de détection de mâles chanteurs de Monticole de roche sur trois sites de référence (S_1 , S_2 et S_3) en haute vallée d'Ossau, pendant la saison de reproduction (mai à juillet inclus).

Site	Moyenne	s. d.	Q1	Q3	Médiane
S1	0,833	0,089	0,782	0,897	0,846
S2	0,555	0,158	0,445	0,671	0,56
S3	0,799	0,123	0,728	0,893	0,82

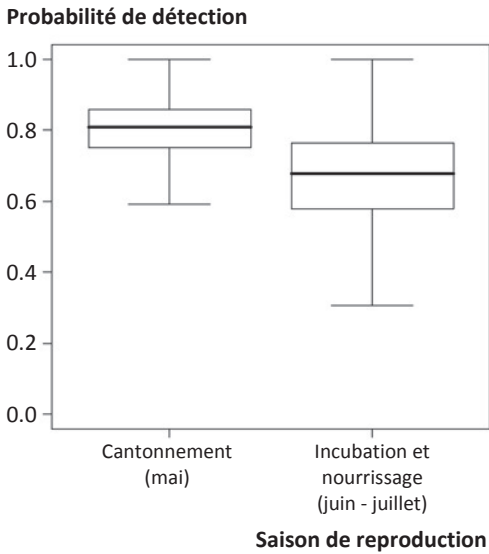


Figure 1 – Boîtes à moustaches comparant la probabilité de détection de mâles chanteurs de Monticole de roche (trois sites de référence S1, S2 et S3 confondus) en haute vallée d'Ossau, en tout début de saison de reproduction (cantonnement des mâles début mai) par rapport au reste de la période (incubation et nourrissage des jeunes en juin – juillet).

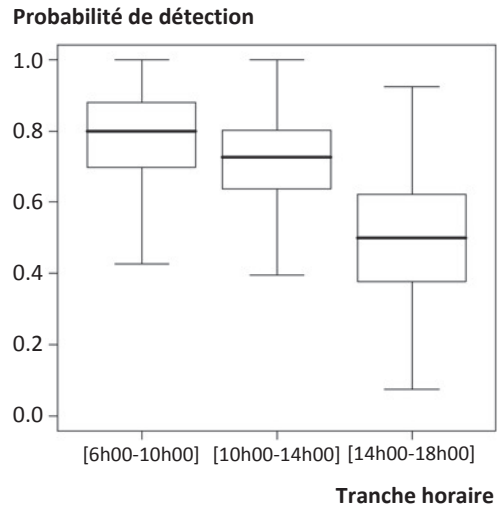


Figure 2 – Boîtes à moustaches comparant la probabilité de détection de mâles chanteurs de Monticole de roche (trois sites de référence S1, S2 et S3 confondus) en haute-vallée d'Ossau, pendant la saison de reproduction (mai – juin) à différents moments de la journée.

quelques inconnues, que son intérêt réside dans la qualité de la transmission acoustique (HENWOOD & FABRICK, 1979) ou dans la baisse du risque de prédation à ce moment par rapport au reste de la journée (STACER *et al.*, 1996). De façon non surprenante également (CATCHPOLE & SLATER, 2008), la probabilité de détection change avec la saison et apparaît plus élevée en début de saison de reproduction. En effet, qu'un mâle engagé dans la production d'une nichée soit moins loquace pendant l'incubation et le nourrissage des jeunes au nid n'est pas contre-intuitif en termes de stratégie immédiate et ultime de survie individuelle et de *fitness* (voir par exemple GIL, GRAVES & SLATER, 1999).

Probabilité de détection et approches méthodologiques

Pourtant, en dépit de leur intérêt pratique et de leur applicabilité théorique immédiate (moyennant quelques précautions), ces données restent entachées de quelques imperfections qui se rangent classiquement dans différentes catégories de biais, notamment ceux liés à l'échantillon et ceux dépendants de la détection elle-même (YOCOZ *et al.*, 2001, ELPHICK, 2008). En premier lieu, en l'absence de protocole d'échantillonnage probabiliste, les sites suivis dans ce travail (en l'occurrence la haute vallée d'Ossau) pourraient être insuffisamment représentatifs d'une plus grande région (par exemple l'ensemble du massif pyrénéen), en tout cas à l'échelle de laquelle l'inférence statistique est recherchée pour un programme de suivi de grande ampleur et ce qu'il fasse appel à de

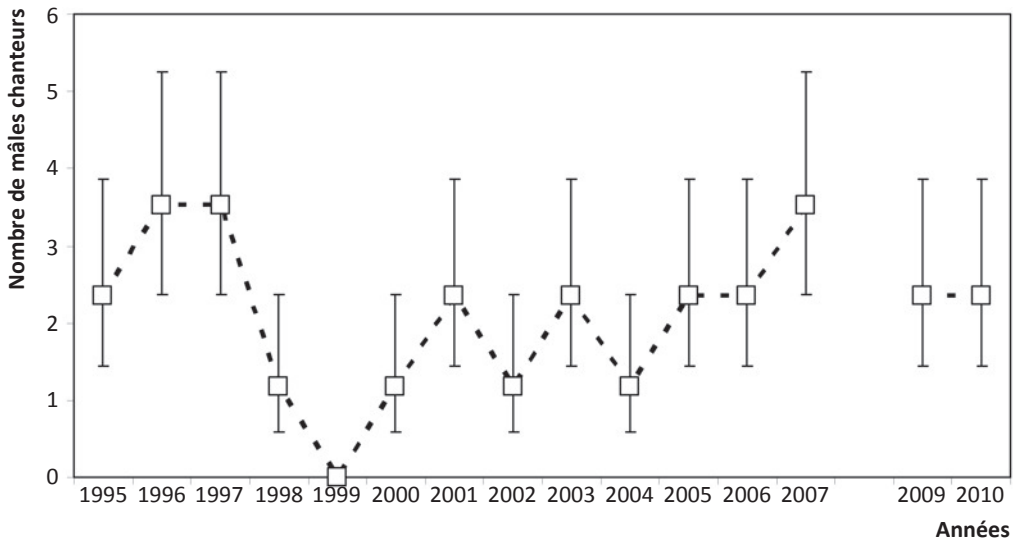


Figure 3 – Variations d'effectifs estimés \pm intervalle de confiance disymétrique lognormal (cf. BORCHERS *et al.*, 2002 ; ROYLE & DORAZIO, 2008) de mâles chanteurs de Monticole de roche en phase de cantonnement (début de saison de reproduction : 10 au 25 mai) entre 1995 et 2010 sur un site de reproduction en haute-vallée d'Ossau. **N.B.** : absence de donnée en 2008.

la science participative ou non (KLIVANŔVA & VORŔSEK, 2007). En second lieu, lorsqu'un changement au cours du temps de la détectabilité de l'espèce est attendu soit au cours du suivi pendant le cycle vital de l'espèce (ce qui est illustré ici) soit en raison de l'implication de différents observateurs, alors les tendances estimées dans les variations d'abondance pourraient être biaisées. Certaines corrections, en particulier lorsque le suivi repose sur de la science participative, sont proposées dans des travaux récents (ex. KÉRY *et al.*, 2010). Le problème se pose également lorsque le déroulement du suivi en plusieurs visites implique des conditions météorologiques d'observations changeantes (ce qui est le cas des suivis en montagne comme ici), un aspect spécialement envisagé par SANTOS *et al.* (2009).

Dans le cas de la présente étude, l'existence de certains biais serait à rechercher dans le choix de la date de suivi et des sites, et non dans un éventuel effet « observateur » puisqu'il n'en implique qu'un pendant toute l'étude. Parmi toutes les options possibles, l'approche méthodologique envisagée ici (transect linéaire de 1 km) repose sur un protocole adapté aux terrains de montagne. Le choix délibéré de calculer une probabilité de détection pour des mâles chanteurs cantonnés -sur des territoires sur lesquels le succès effectif de la reproduction (jeunes à l'envol) a été vérifié- a permis de s'affranchir en grande partie de certains écueils inhérents au calcul de probabilité de détection d'espèces élusives, et notamment celui lié aux cas avérés de « fausse-absence » de l'espèce (cf. ROYLE & DORAZIO, 2008). Toutefois, l'absence de mâles chanteurs en 1999 ramène aux problèmes classiques des suivis ornithologiques (THOMPSON, 2002), en premier lieu celui de confirmer la présence de l'espèce lorsque qu'elle n'est pas détectée (fausse-absence) et en second lieu celui de l'estimation de la probabilité de détection d'un individu par le chant, pendant les moments de la journée où l'individu est silencieux. De considérables progrès sont faits pour adresser ces difficultés (ELPHICK, 2008). Citons par exemple l'approche bayésienne proposée par PETERSON &

BAYLEY (2004) pour le premier problème et la méthode d'échantillonnage particulière (*time-of-detection method*) adaptée aux points d'écoute décrite par FARNSWORTH *et al.* (2002).

Parmi toutes les hypothèses formulées pour utiliser le modèle (H1 à H4 détaillées en annexe), certaines sont plus difficilement vérifiables et l'une d'elles en particulier (H1) est plus facilement critiquable car, pendant la période d'étude choisie (10-25 mai), considérée comme la période de cantonnement, juste après le retour de migration des mâles, la présence de mâles chanteurs non encore cantonnés (individus « flotteurs ») n'est pas à exclure. Toutefois, en démarrant les suivis après la première semaine de mai, le risque d'observer des individus flotteurs pourrait être réduit ; en effet, dans la littérature locale, selon les années, les premiers mâles chanteurs cantonnés sont signalés dès fin avril ou début mai (GRANGÉ, DUCHATEAU & FOURCADE, 2008 ; GRANGÉ, DUCHATEAU & PÉRÈS, 2009).

L'usage d'un modèle bayésien (KUHNERT, MARTIN & GRIFFITHS, 2010), et les choix à faire notamment lorsqu'un *prior* (voir annexe) peu informatif est utilisé, peuvent être discutés puisqu'il est démontré qu'une analyse fréquentiste conduit en général à des résultats numériquement équivalents (CLARKE, 2005). Dans l'idéal donc, dans le futur, l'emploi de *priors* plus informatifs sera à privilégier (MC CARTHY & PIPS, 2005), ce qui passe par un accroissement préalable (grâce à des études comme celle-ci) des informations sur la distribution des probabilités de détection d'individus de l'espèce, selon son statut (reproducteur ou non) et son sexe par exemple.

Variations d'effectifs à long terme dans la population locale de mâles

La connaissance des probabilités de détection trouve une application immédiate dans l'estimation d'effectif dans la population pour laquelle la probabilité a été estimée de façon *ad hoc*. La traduction pour la population étudiée est une variation d'effectifs estimés entre 1995 et 2010 (Figure 3) qui trahit une absence de tendance populationnelle significative, absence déjà soulignée dans des synthèses plus générales (ex. BIRDLIFE INTERNATIONAL, 2004, 2010). L'absence d'individus chanteurs en 1999 ne traduit pas nécessairement l'absence d'individus reproducteurs cette année-là mais relève de cas particuliers en écologie, discutés au-dessus. La sensibilité de l'avifaune aux changements de structure du paysage et aux changements dans l'usage des sols est bien connue (BALENT & COURTIADÉ, 1992, FARINA, 1997, HEIKKINEN *et al.*, 2004). Le Monticole de roche, comme bien d'autres espèces occupant les habitats ouverts de landes et pelouses, est particulièrement sensible à la fermeture des milieux et aux changements dans les pratiques pastorales comme dans les Causses Méjean et Sauveterre (FONDERFLICK *et al.*, 2010a, 2010b). En Suisse, de même, la fermeture du milieu suite à l'abandon de l'exploitation agricole ou l'intensification de cette dernière pourraient avoir causé le recul des effectifs à basse altitude (KELLER *et al.*, 2001).

Dans la zone étudiée des Pyrénées, la variabilité observée d'effectifs est difficile à expliquer. Contrairement à d'autres zones plus orientales des Pyrénées où une progression des arbustes ligneux et de la forêt de Pins à crochets est constatée depuis 50 ans, en rapport avec des changements dans l'usage des sols (AMÉZTEGUI, BROTONS & COLL, 2010), aucun changement significatif local n'est mesuré depuis 15 ans dans l'usage des sols ou l'intensité des pratiques pastorales en haute vallée d'Ossau, dans cet espace protégé qu'est le Parc National des Pyrénées. Une piste alternative implique des changements d'habitat sur les sites d'hivernage de l'espèce ; en effet, la majorité des espèces migratrices au long cours (*i.e.* impliquant de longues distances et des déplacements entre deux continents, par exemple Afro-Paléarctique pour le Monticole de roche) ont connu un déclin significatif, en particulier celles hivernant dans les habitats secs et ouverts d'Afrique (SANDERSON *et al.*, 2006). Pour le Monticole de roche, toutefois, les tendances entre 1970-1990 et 1990-2000 sont à la baisse mais non-significatives.

La tentation de relier ces variations au changement climatique global, ou à l'échelle des continents (terres d'hivernage vs zones de reproduction), peut être satisfaite en utilisant un indice climatologique synthétique reconnu. L'examen préliminaire des relations entre un indicateur climatique classique, l'oscillation Nord Atlantique (NAO hivernal ; <http://www.cgd.ucar.edu/cas/jhurrell/nao.stat.winter.html>), et les variations d'effectifs de mâles chanteurs n'a livré aucune tendance significative que l'examen soit fait à partir des données synchronisées (coefficient de corrélation sur rangs de SPEARMAN ; $\rho = -0,382$, $P = 0,16$) ou à partir des données décalées d'un an ($\rho = 0,030$, $P = 0,91$).

En l'état actuel des connaissances donc, pour cette espèce, de nombreuses questions persistent sur les causes exactes de variation d'abondance locale : s'agit-il de facteurs opérant sur les terres d'hivernage, sur les zones de reproduction ou sur les routes de migration ? Ou faut-il envisager des biais non appréhendés ici (et donc à estimer dans le futur) liés à des variations interannuelles importantes de probabilité de détection d'une année sur l'autre ? Ainsi, les 15 et 16 mai 2010 par exemple, j'observais un monticole mâle dans le village de Bilhères-en-Ossau (alt. 650 m) où il ne se reproduit pas. Tous les mâles décantonnés momentanément ne sont pas nécessairement revenus sur les sites habituels (la moitié seulement dans les Pyrénées occidentales d'après J.-L. GRANGÉ, com. pers.)

En tout état de cause, la généralisation des suivis combinant une information la plus informative possible sur les probabilités de détection (et leurs variations spatio-temporelles) et des modèles d'estimation d'abondance de plus en plus accessibles et raffinés (incluant les modèles hiérarchiques – cf. ROYLE & DORAZIO, 2008), permettra de combler les lacunes existantes sur la dynamique de populations de cette espèce. En particulier, il sera intéressant de considérer spécifiquement les modèles récents proposés par PETERSON & BAYLEY (2004) et FARNSWORTH *et al.* (2002), en adaptant ce dernier aux transects linéaires.

Remerciements

L'idée d'utiliser les statistiques bayésiennes pour cette étude découle de discussions pendant le *Workshop "Estimation of Abundance, Occupancy, and Species Richness in Large-scale Surveys"* (2-5 October 2006; University of Zurich, Switzerland) animé par Robert M. DORAZIO et J. Andrew ROYLE. Jean-Louis GRANGÉ et Stéphane DUCHATEAU (GOPA) ont non seulement assuré une relecture attentive du manuscrit mais aussi fourni des données sur la biologie de l'espèce dans la région étudiée.

Summary – Detection probability of Rufous-tailed Rock-thrush *Monticola saxatilis* and medium-term variation in size in a local population of the upper Ossau valley (Pyrénées)

The Rock thrush is a cliff-dwelling and challenging species, given its *a priori* difficulty to detect in the field and the lack of knowledge on population trends at different scales, from local to international. The aim of this study is to provide Bayesian estimations of detection probability (\hat{P}) of singing males and describe its spatio-temporal variability. Between 2004 and 2006, linear 1-km long transects were surveyed at 3 breeding sites in the Ossau valley (National Park of the Pyrénées). Detection probability of singing Rock thrush varied according to the site (mini : $\hat{P} = 0,560$; maxi : $\hat{P} = 0,846$). The probability was higher at onset of breeding season than later on ($\hat{P} = 0,808$ vs $\hat{P} = 0,676$). Within the breeding season, at the daily resolution scale, p decreased with time, being the highest in the morning ($\hat{P} = 0,799$) and the lowest in the afternoon ($\hat{P} = 0,500$). From 1995 to 2010, the estimated number of singing males at a reference site varied considerably (max $\hat{N} = 3,53$ males in 1996 and 2007 to $\hat{N} = 0$ en 1999) with no significant trend. Hypotheses to account for such variation involve either

environmental factors operating on wintering grounds, breeding sites or migration routes, either biases not necessarily investigated here linked to the intrinsic interannual variability in detection probability.

Resumen – Probabilidad de detección del Roquero rojo *Monticola saxatilis* y variación del tamaño de una población local a medio plazo en la parte superior del valle de Ossau (Pirineos)

El estudio del Roquero rojo, especie de medios abiertos con presencia en riscos, se hace difícil a priori por una difícil detectabilidad y la falta de informaciones sobre el estado de sus poblaciones a nivel tanto local como global. Este trabajo ha intentado estimar la probabilidad de detección (\hat{P}) de los machos territoriales usando un modelo de Baye simple: usando como variables el espacio y el tiempo. Se emplearon itinerarios lineales de 1 km de largo en 3 lugares de cría conocidos en la parte alta del Valle de Ossau (Parque Nacional de los Pirineos) entre 2004 y 2006. La probabilidad de detección de los machos territoriales de Roquero rojo depende del lugar (\hat{P} mini = 0.560; \hat{P} maxi = 0.846). La probabilidad es más alta al principio de la temporada de cría, cuando los machos delimitan sus territorios (\hat{P} = 0.808, luego \hat{P} = 0.676). Durante la temporada de cría, la probabilidad de detección también baja a lo largo del día (mañana \hat{P} = 0.799; final de la tarde \hat{P} = 0.500). Para esta población local, entre 1995 y 2010, el censo de machos territoriales en otro lugar tuvo variaciones anuales irregulares e importantes, sin correlación temporal (\hat{N} maxi = 3.53 machos territoriales en 1996 y 2007, \hat{N} mini = 0 en 1999). Las hipótesis que podrían explicar estas variaciones importantes de la población, son de dos tipos: i/ zonas de invierno, ruta de migración o zona de reproducción o ii/ un artefacto en el método de detección empleado entre los diferentes años del estudio.

Bibliographie

- AMÉZTEGUI A., BROTONS L. & COLL L., 2010. Land-use changes as major drivers of mountain pine (*Pinus uncinata* Ram.) expansion in the Pyrenees. *Global Ecology and Biogeography*, 19 : 632-641
- ANONYME, 1978. (ouvrage collectif). *Ecologie de la vallée d'Ossau : recherches pour une synthèse*. 237 pages + planches hors texte. Université de Pau. Editions du CNRS, Paris.
- BALENT G. & COURTIADÉ B., 1992. Modelling bird communities/landscape patterns relationships in a rural area of South-Western France. *Landscape Ecology*, 3 : 195–211.
- BART J. & EARNST S., 2002. Double sampling to estimate density and population trends in birds. *The Auk*, 119: 36-45.
- BETTS M.G., SIMON N.P.P. & NOCERA J.J., 2005. Point count summary statistics differentially predict reproductive activity in bird-habitat relationship studies. *Journal of Ornithology*, 146: 151-159.
- BIRDLIFE INTERNATIONAL, 2004. *Birds in Europe: Population Estimates, Trends and Conservation Status*. BirdLife Conservation Series, n° 12.
- BIRDLIFE INTERNATIONAL, 2010. Species factsheet: *Monticola saxatilis*. (<http://www.birdlife.org>)
- BORCHERS D.L., BUCKLAND S.T. & ZUCCHINI W., 2002. *Estimating animal abundance : closed populations*. Springer Verlag, London, UK.
- BUCKLAND S.T., ANDERSON D.R., BURNHAM K.P., LAAKE J.L., BORCHERS D.L. & THOMAS T.L., 2001. *Introduction to distance sampling: Estimating abundance of biological populations*. Oxford University Press. Oxford, UK.
- BURNHAM K.P., 1981.- Summarizing remarks: Environmental influences. *Studies in Avian Biology*, 6: 324-325.
- CATCHPOLE C.K. & SLATER P.J.B., 2008. *Bird Song: Biological themes and variations* (2nd ed), Cambridge University Press, Cambridge.

- CLARK J.S., 2005. Why environmental scientists are becoming Bayesians. *Ecology Letters*, 8: 2–15.
- ELPHICK C.S., 2008. How you count counts: the importance of methods research in applied ecology. *Journal of Applied Ecology*, 45: 1313–1320.
- FARINA A., 1997. Landscape structure and breeding bird distribution in a sub- agricultural-forest mosaic. *Journal of Applied Ecology*, 41: 824–835.
- FARNSWORTH G.L., POLLOCK K.H., NICHOLS J.D., SIMONS T.R., HINES J.E. & SAUER J.E., 2002.- A removal model for estimating detection probabilities from point count surveys. *The Auk*, 119: 414-425.
- FONDERFLICK J., CAPLAT P., LOVATY F., THÉVENOT M. & PRODON R., 2010. Avifauna trends following changes in a Mediterranean upland pastoral system. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 137 : 337–347.
- FONDERFLICK J., LEPART J., CAPLAT P., DEBUSSCHE M. & MARTY P., 2010. Managing agricultural change for biodiversity conservation in a Mediterranean upland. *Biological Conservation*, 143: 737–746.
- GIL D., GRAVES J.A. & SLATER P.J.B., 1999. Seasonal patterns of singing in the willow warbler: evidence against the fertility announcement hypothesis. *Animal Behaviour*, 58 : 995–1000.
- GILKS W.R., RICHARDSON S. & SPIEGELHALTER D.J., 1996. *Markov Chain Monte Carlo in Practice*. Chapman & Hall, London, UK.
- GRANGÉ J.L., DUCHATEAU S. & FOURCADE J.M., 2008. Notes d'ornithologie pyrénéenne n° XIII : novembre 2006 à octobre 2007. *Le Casseur d'os*, 8 : 4-68.
- GRANGÉ J.L., DUCHATEAU S. & PÉRÈS S., 2009. Notes d'ornithologie pyrénéenne n° XIV : novembre 2007 à octobre 2008. *Le Casseur d'os*, 9 : 4-65.
- HEIKKINEN R.K., LUOTO M., VIRKKALA R. & RAINIO K., 2004.- Effects of habitat cover, landscape structure and spatial variables on the abundance of birds in a agricultural-forest mosaic. *Journal of Applied Ecology*, 41: 824–835.
- HENWOOD K. & FABRICK A., 1979. A quantitative analysis of the dawn chorus: temporal selection for communicatory optimization. *American Naturalist*, 114 : 260-274.
- IUCN, 2010. *IUCN Red List of Threatened Species*. Version 2010.2. <www.iucnredlist.org>.
- KELLER V., ZBINDEN N., SCHMID H. & VOLET B., 2001. *Liste rouge des oiseaux nicheurs menacés de Suisse*. Office fédéral de l'environnement, des forêts et du paysage, Berne et Station ornithologique suisse, Sempach. OFEFP - L'environnement pratique, 57 pp.
- KÉRY M., ROYLE J.A., SCHMID H., SCHAUB M., VOLET B., HÄFLIGER G. & ZBINDEN N., 2010. Site-occupancy distribution modeling to correct population-trend estimates derived from opportunistic observations. *Conservation Biology*, sous presse.
- KLVAŇOVÁ A. & VOŘÍŠEK P., 2007. Review on large-scale generic population monitoring schemes in Europe 2007. *Bird Census News*, 20: 50–56.
- KUHNERT P.M., MARTIN T.G. & GRIFFITHS S.P., 2010. A guide to eliciting and using expert knowledge in Bayesian ecological models. *Ecology Letters*, 13: 900-914

- MC CALLUM D.A., 2005. *A conceptual guide to detection probability for point counts and other count-based survey methods*. USDA Forest Service General Technical Report PSW-GTR-191, 754 – 761.
- MC CARTHY M.A. & MASTERS P., 2005. Profiting from prior information in Bayesian analyses of ecological data. *Journal of Applied Ecology*, 42: 1012-1019.
- NICHOLS J.T., HINES J.E., SAUER J.R., FALLON F.W., FALLON J.E. & HEGLUND P.J., 2000. A double-observer approach for estimating detection probability and abundance from point counts. *The Auk*, 117: 393-408.
- PETERSON J.T. & BAYLEY P.B., 2004. A bayesian approach to estimating presence when a species is undetected. In: Thompson (W.L.). *Sampling rare or elusive species*. Island Press. pp. 173-188.
- PNP, 2000.- Atlas du Parc National des Pyrénées. <http://atlas.parcsnationaux.org/pyrenees/>
- R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2007. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>
- ROCAMORA G. & YEATMAN-BERTHELOT D., 1999. *Oiseaux menacés et à surveiller en France*. Société d'Etudes Ornithologiques de France & LPO, Paris.
- ROSENSTOCK S.S., ANDERSON D.R., GIESEN K.M., LEUKERING T. & CARTER M.F., 2002.- Landbird counting techniques: Current practices and an alternative. *The Auk*, 119: 46-53.
- ROYLE J. A. & DORAZIO R.M., 2008. *Hierarchical modeling and inference in ecology*. Academic Press, Amsterdam.
- SANDERSON F.J., DONALD P.F., DEBORAH J., PAIN D.J., BURFIELD I.J. & VAN BOMMEL F.P.J., 2006. Long-term population declines in Afro-Paleartic migrant birds. *Biological Conservation*, 131: 93-105.
- SANTOS M., TRAVASSOS P., REPAS M. & CABRAL J.A., 2009. Modelling the performance of bird surveys in non-standard weather conditions: General applications with special reference to mountain ecosystems. *Ecological Indicators*, 9: 41-51.
- SEBER G.A.F., 1982. *The estimation of animal abundance and related parameters*, 2nd Edition. Griffin, London.
- STAICER C. A., SPECTOR D. A. & HORN A. G., 1996. The dawn chorus and other diel patterns in acoustic signalling. In: *Ecology and Evolution of Acoustic Communication in Birds* Editeurs KROODSMA (D.E.) & MILLER (E.H.). Ithaca, New York: Cornell University Press, pp. 426-453.
- THOMPSON, W.T., 2002. Toward reliable bird surveys: accounting for individuals present but not detected. *The Auk*, 119: 18-25.
- YOCOZ N. G., NICHOLS J.D. & BOULINIER T., 2001. Monitoring of biological diversity in space and time. *Trends in Ecology & Evolution*, 16:446–453.

Frank D'AMICO : 2 lotissement Baylaucq, 64260 Billères-en-Ossau (France)
f.damico@orange.fr

ANNEXE

Modélisation

Chaque visite (comptage) sur le terrain est un tirage aléatoire où tout mâle chanteur de l'espèce considérée, le Monticole de roche, représente l'individu statistique étudié : l'observation (= détection) ou non (= absence de détection) de l'oiseau chanteur correspond à un tirage aléatoire sans remise. Pour chaque site étudié, les hypothèses de départ sont les suivantes: H_1 : population fermée (pas d'émigration, de mortalité ou d'immigration de mâles pendant la période d'étude); H_2 : indépendance des visites sur chacun des sites, H_3 : indépendance des individus mâles chanteurs et H_4 : chaque individu mâle possède la même probabilité p d'être détecté pendant une visite. Cette combinaison d'hypothèses et de conditions de suivi est souvent désignée sous le terme générique de modèle M_0 dans la littérature (cf. ROYLE & DORAZIO, 2008). Avec s visites indépendantes réalisées sur chaque site, la variable d'intérêt X (nombre de suivis ayant amené un contact d'un mâle chanteur) suit simplement une distribution binomiale (écrit [$X \sim \text{dbin}(p, s)$] – cf. ROYLE & DORAZIO, 2008). On utilise une distribution a priori simple (*prior* peu informatif) en admettant que la probabilité de détection d'un mâle de Monticole de roche suit une distribution uniforme Beta de paramètres $\alpha=1$ et $\beta=1$ [écrit : $p \sim \text{dbeta}(1,1)$]. La résolution analytique de ce modèle est bien connue: la distribution *a posteriori* (*posterior distribution* notée $\pi(p)$) de la probabilité de détection suit une distribution Beta de paramètres $\alpha+X$ et $\beta+s-X$ [ce qui s'écrit : $\pi(p) \sim \text{dbeta}(\alpha+X, \beta+s-X)$] où s est toujours le nombre de visites, X le nombre de suivis s'étant soldé par le contact d'un mâle chanteur et $\alpha=\beta=1$. Les analyses bayésiennes ont été programmées sous **R** (R Development Core Team, 2007).

Le modèle Bayésien

Le théorème de Bayes postule l'estimation d'une grandeur *a priori* en tenant compte d'une **information supplémentaire**. Ce théorème comporte trois grandeurs différentes.

- La première, la **probabilité a priori** (d'où le terme de "*prior*") désigne la probabilité que l'hypothèse apparaîtrait comme vraie lorsque celle-ci est considérée avant tout support d'information. La distribution de probabilité qui embrasse toute l'information *a priori* a été postulée par Bayes égale à : $\{p(H_i) | i = 1, \dots, n\}$.
- La seconde, la **probabilité a posteriori** (d'où le terme de "*posterior*") représente le caractère plausible que chaque H_i apparaîtrait comme vraie compte tenu de la connaissance de D . C'est la recherche de la confirmation d'une hypothèse à la lumière de D . C'est l'opinion révisée.
- La troisième, le **rapport de vraisemblance**, exprime la relation conditionnelle entre l'information actuelle, D , et les diverses conclusions possibles, les H_i . C'est la probabilité d'avoir D sachant H_i .