

Structure démographique et dynamique de la population du cobe de Buffon (*Kobus kob kob*, Erxleben, 1777) dans la Forêt classée et ranch de gibier de Nazinga au Burkina Faso

Tiendrebeogo Faïdal Ben Sidy Kevin

Laboratoire de Bioressources, Agrosystèmes et Santé Environnementale,
Institut de Développement Rural, Université Nazi BONI, Bobo-Dioulasso,
Burkina Faso

Dibloni Ollo Théophile

Département de l'Environnement et Foresterie (DEF), Institut de
l'Environnement et des Recherches Agricoles (INERA), Centre National de
la Recherche Scientifique et Technologique du Burkina Faso (CNRST),
Burkina Faso

Konate Sidiki Roland

Laboratoire de Biologie et Ecologie Animales, UFR/SVT,
Université Joseph Ky Zerbo, Burkina Faso

Hien Mipro

Laboratoire de Bioressources, Agrosystèmes et Santé Environnementale,
Institut de Développement Rural, Université Nazi BONI, Bobo-Dioulasso,
Burkina Faso

[Doi:10.19044/esj.2026.v22n24p135](https://doi.org/10.19044/esj.2026.v22n24p135)

Submitted: 01 June 2026

Accepted: 08 August 2026

Published: 31 August 2026

Copyright 2026 Author(s)

Under Creative Commons CC-BY 4.0

OPEN ACCESS

Cite As:

Tiendrebeogo, F.B.S.K., Dibloni, O.T., Konate, S.R., & Hien, M. (2026). *Structure démographique et dynamique de la population du cobe de Buffon (*Kobus kob kob*, Erxleben, 1777) dans la Forêt classée et ranch de gibier de Nazinga au Burkina Faso*. European Scientific Journal, ESJ, 22 (24), 135. <https://doi.org/10.19044/esj.2026.v22n24p135>

Résumé

Cette étude a pour objectif de déterminer l'abondance et la dynamique de la population de *Kobus kob kob* dans la Forêt classée et ranch de gibier de Nazinga (FCRGN). L'approche méthodologique utilisée se base sur un inventaire pédestre par quadrat (quadrat sampling) et l'exploitation de données issues des séries d'inventaires par transects linéaires (line transect sampling) réalisés de 2006 à 2023 à la FCRGN. Les résultats révèlent une forte variabilité interannuelle des densités, oscillant entre 0,64 ind./km² en 2006 et 0,03

ind./km² en 2023, traduisant une tendance significative à la régression (tests de Mann-Kendall, Spearman et Kendall, $p < 0,01$). L'effectif moyen en 2024 est estimé à 42 individus (IC 95%, 26-68), concentrés sur 16% de la superficie du ranch. La structure démographique est dominée par les adultes (75%), avec un faible recrutement juvénile (8%). L'indice de dispersion de Morisita ($I_p \approx 0,03$) indique une distribution agrégative mais très proche de l'aléatoire, reflet d'une population réduite et peu agrégée. Globalement, la dynamique montre un taux annuel moyen de régression de -15% sur la période 2006-2023. Ces résultats soulignent la vulnérabilité de la population et la nécessité d'actions de gestion renforcées pour prévenir une extinction locale.

Mots-clés: Burkina Faso, Nazinga, Densité, Dynamique, *Kobus kob kob*

Demographic Structure and Population Dynamics of the Buffon's kob (*Kobus kob kob*, Erxleben, 1777) in the Nazinga Classified Forest and Game Ranch, Burkina Faso

Tiendrebeogo Faïdal Ben Sidy Kevin

Laboratory of Bioresources, Agrosystems and Environmental Health,
Institute of Rural Development, Nazi BONI University, Bobo-Dioulasso,
Burkina Faso

Dibloni Ollo Théophile

Department of the Environment and Forestry (DEF), Institute of the
Environment and Agricultural Research (INERA), National Centre for
Scientific and Technological Research of Burkina Faso (CNRST), Burkina
Faso

Konate Sidiki Roland

Laboratory of Animal Biology and Ecology, Faculty of Life and Earth
Sciences, Joseph Ky Zerbo University, Burkina Faso

Hien Mipro

Laboratory of Bioresources, Agrosystems and Environmental Health,
Institute of Rural Development, Nazi BONI University, Bobo-Dioulasso,
Burkina Faso

Abstract

This study assesses the abundance and population dynamics of *Kobus kob kob* in the Nazinga Classified Forest and Game Ranch. The analysis was based on a quadrat-based foot survey and line transect monitoring data collected between 2006 and 2023. The results reveal strong interannual variability in densities, fluctuating between 0.64 ind./km² in 2006 and 0.03

ind./km² in 2023, reflecting a significant downward trend (Mann-Kendall, Spearman, and Kendall tests, $p < 0.01$). The population size in 2024 is estimated at an average of 42 individuals (95% CI, 26-68), concentrated within 16% of the ranch's total area. The demographic structure is dominated by adults (75%), with low juvenile recruitment (8%). Morisita's index ($I_p \approx 0.03$) indicates a distribution that was aggregated, but close to random, reflecting a small and poorly aggregated population. Overall, the population trends indicate a mean annual regression rate of -15% over the 2006-2023 period. These findings highlight the vulnerability of the population and underscore the need for strengthening management measures to prevent local extinction.

Keywords: Burkina Faso, Nazinga, Density, Dynamics, *Kobus kob kob*

Introduction

La conservation des grands herbivores sahéliens constitue un enjeu majeur pour la durabilité des écosystèmes et la valorisation des aires protégées en Afrique de l'Ouest (Hibert, 2007). Ces espèces jouent un rôle essentiel dans le fonctionnement écologique, la régulation des paysages et le maintien des services écosystémiques.

La Forêt classée et ranch de gibier de Nazinga (FCRGN) constitue l'un des piliers de la conservation de la biodiversité en zone soudanienne d'Afrique de l'Ouest (Bouché, 2012). Ce complexe constitue un réservoir de biodiversité et un modèle de gestion intégrée de la faune. Au sein de cet écosystème, le cobe de Buffon (*Kobus kob kob*) se distingue à la fois comme une espèce emblématique et comme un indicateur de la santé écologique du milieu.

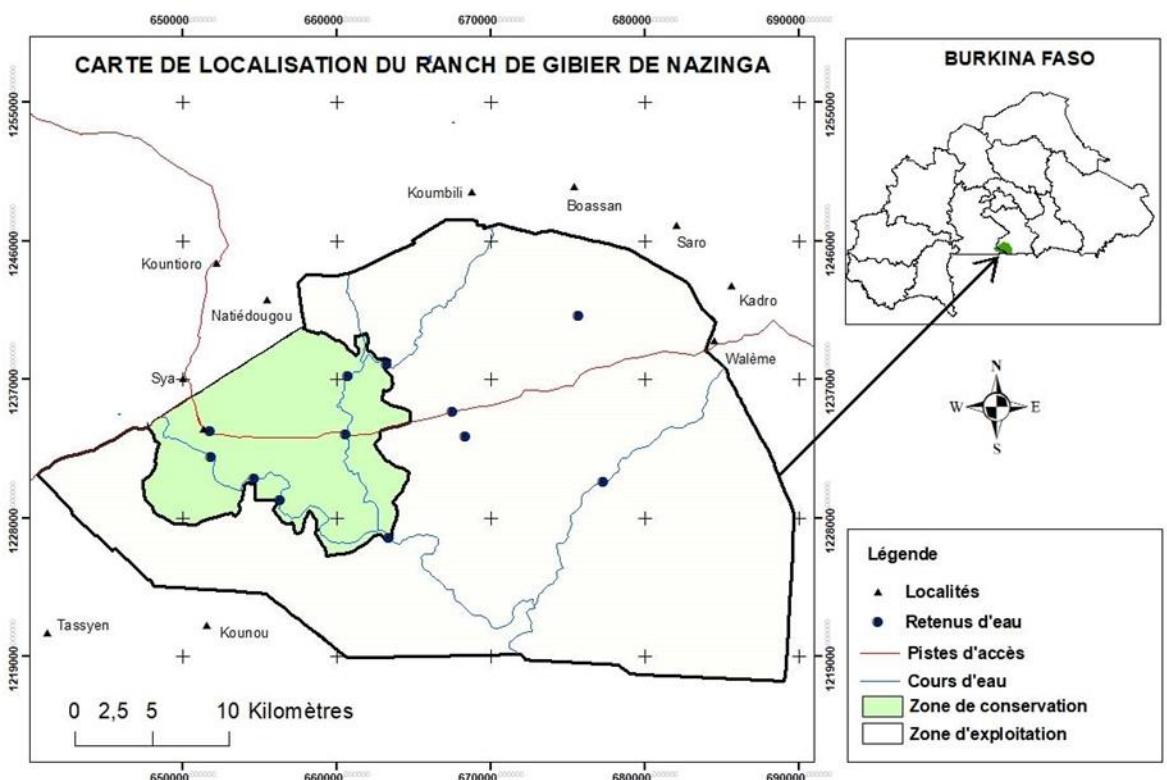
Cependant, à l'instar de nombreuses populations d'ongulés moyens dans la région, cette espèce fait face à des pressions croissantes. Des études régionales documentent un déclin marqué des populations de cobes de Buffon, souvent lié à la fragmentation des habitats et à une pression cynégétique insoutenable (Taïga et al., 2021 ; Dimobe et al., 2017). À la FCRGN, bien que des suivis aient été instaurés durant plusieurs décennies (Cornélis, 2000), les tendances récentes indiquent une fragilisation de la structure démographique du cobe de Buffon. Les inventaires passés ont montré une distribution de plus en plus hétérogène et un repli des individus vers des zones de refuge, preuve d'une réponse adaptative aux perturbations anthropiques (Hema et al., 2011 ; Marchal et al., 2012).

Ce constat est d'autant plus préoccupant que des signes de sénescence de la population (caractérisés par un faible taux de recrutement des juvéniles) ont été observés, rappelant les trajectoires d'extinction locale notées dans d'autres aires protégées comme le parc national de la Comoé (Fischer et Linsenmair, 2001).

Dans ce contexte, il devient impératif d'actualiser les connaissances sur les paramètres de la dynamique de cette population. Cette étude vise à fournir un diagnostic actualisé de l'état de la population, à identifier les tendances évolutives et à mettre en évidence les facteurs de fragilité démographique du cobe de Buffon au sein de la FCRGN.

Présentation de la zone d'étude

L'espace géographique retenu pour cette étude est la Forêt classée et ranch de gibier de Nazinga (Figure 1). Elle est située au sud du Burkina Faso, entre 11° 01' et 11° 18' de latitude nord et entre 1° 18' et 1° 43' de longitude ouest. Première initiative en Afrique francophone depuis 1979, la FCRGN constitue un pôle de conservation de la diversité biologique reconnu au niveau mondial et largement médiatisé (Fournier, 1987). Selon Lungren (2003), initiateur de ce ranch, le but visé est de promouvoir une gestion durable des ressources naturelles et d'optimiser la production des bénéfices socio-économiques au profit des populations locales.



Conception et édition: K. TIENDREBEOGO et al

Source: BNDT 2016 et données GPS

Date: 05/09/2025

Figure 1 : Carte de localisation de la Forêt classée et Ranch de Gibier de Nazinga

Selon les travaux de Ndecky (2002), on dénombre à la FCRGN, une douzaine d'ongulés, dont le cobe de Buffon. On y trouve également des espèces emblématiques comme l'éléphant et l'oryctérope. La diversité aviaire est tout aussi impressionnante, avec plus de 280 espèces d'oiseaux.

Présentation du cobe de Buffon

Le cobe de Buffon (*Kobus kob kob*) est une antilope moyenne de la famille des Bovidés et de la sous-famille des Reduncinae. Robuste et élégant, il présente un dos rectiligne et une robe allant du fauve jaunâtre au rougeâtre, plus claire sur le ventre (Figure 2). Son pelage est court et luisant (Lamarque, 2004). Les mâles portent de fortes cornes annelées en forme de S, absentes chez les femelles (Dorst et Dandelot, 1976). Herbivore, le cobe de Buffon se nourrit surtout d'herbes courtes et reste dépendant des points d'eau permanents. Il fréquente les plaines inondables et les savanes boisées ouvertes (de Bie, 1991). Sa répartition s'étend du Sénégal au Sud-Soudan, incluant l'Ouganda, l'Ouest du Kenya, l'Est du Rwanda et le Nord de la République démocratique du Congo (Alden et al., 2001). Au Burkina Faso, elle est signalée dans cinq zones : Comoé-Léraba, Est, Nazinon-Sissili, Tuy-Mouhoun et Bougouriba (PNGFAP, 2007).



Figure 2 : Cobe de Buffon mâle (Direction de la faune et des ressources cynégétique Burkina Faso)

Méthodologie

Périodes et sources de données

La présente étude s'appuie sur deux sources de données distinctes, couvrant des périodes différentes. D'une part, les données des inventaires

pédestres par transects linéaires (line transect sampling), réalisés annuellement entre 2006 et 2023 ont constitué la série chronologique utilisée pour l'analyse des tendances démographiques. D'autre part, un dénombrement par quadrat (quadrat sampling), méthodologiquement distinct de la série issue des transects linéaires a été conduit en 2024, dans le but d'estimer la probabilité de détection de l'espèce et de fournir une estimation de densité indépendante.

Exploitation des données d'inventaires fauniques par la méthode des transects linéaires

Pour analyser l'évolution de la population de cobes de Buffon ainsi que les variations de son abondance au fil du temps, cette étude s'est appuyée sur des données d'inventaires fauniques collectées à la FCRGN entre 2006 et 2023 par l'unité de gestion de Nazinga. Ces données sont issues d'une série d'inventaires réalisée selon la méthode des transects linéaires. Cette méthode repose sur un cadre probabiliste permettant le dénombrement des sujets immobiles ou en mouvement. Elle est également utilisée pour observer et quantifier les diverses pressions anthropiques s'exerçant sur les populations animales et leurs écosystèmes. En effet, un programme de suivi écologique pérenne a été instauré dès 1981 au sein de la Forêt classée et ranch de gibier de Nazinga (Bouché, 2012). Ce dispositif, documenté par Cornélis (2000) et Delvingt et Vermeulen (2007), repose sur la réalisation d'inventaires pédestres ciblant la grande faune mammalienne.

Le dispositif est subdivisé en 7 blocs de dénombrement dont les limites sont définies par le réseau de pistes, les frontières physiques du ranch et le réseau hydrographique. Dans chaque bloc, un réseau de transects systématiques est disposé avec des intervalles réguliers de 1,4 km entre les transects consécutifs. Au total, 79 transects couvrent l'ensemble des strates, représentant un effort d'échantillonnage linéaire cumulé de 691,811 km.

Inventaire du cobe de Buffon par quadrat sampling Stratification de la zone d'étude

Bien que l'étude couvre l'intégralité de la FCRGN, une stratification de la zone a été opérée pour optimiser la précision des estimations. La stratification est définie comme la subdivision d'une population hétérogène en sous-populations ou « strates » plus homogènes, mutuellement exclusives et collectivement exhaustives (Cochran, 1977). Cette approche permet de réduire la variance globale de l'estimateur en capitalisant sur l'homogénéité intra-strate (Buckland et al., 2010 ; Habib, 2010).

Dans le cas de la présente étude, la stratification est justifiée par la forte hétérogénéité spatiale du cobe de Buffon, observée lors des inventaires pédestres réalisés entre 2006 et 2023. Comme le soulignent Buckland et al. (2001), l'utilisation d'informations « a priori » sur la densité et les préférences

d'habitat permet de concentrer l'effort d'échantillonnage là où la probabilité de détection est la plus élevée, améliorant ainsi la fiabilité des fonctions de détection (Petrovan et al., 2011).

Les inventaires continus ont montré que le cobe de Buffon n'est pas réparti uniformément sur l'ensemble de la FCRGN, sa présence étant concentrée dans la zone de conservation du ranch. Par conséquent, la prospection a été ciblée sur l'aire de répartition connue de l'espèce. Cette stratégie d'échantillonnage stratifié, basée sur des données de présence à long terme, est reconnue pour accroître la puissance statistique du suivi des populations de grands mammifères (Sutherland, 2006 ; El Alqamy, 2003).

Échantillonnage

Un protocole d'échantillonnage par quadrats (Figure 3) a été mis en place afin d'estimer l'abondance du cobe de Buffon. Cette méthode est particulièrement adaptée aux populations présentant une distribution agrégée au sein d'habitats spécifiques (Krebs, 1999). Les unités d'échantillonnage sont des quadrats carrés de 6,25 km², positionnés de manière systématique à partir d'un point d'ancrage situé dans une zone de forte concentration connue de l'espèce.

Le maillage respecte une équidistance de 2,5 km, pour un total de 19 quadrats couvrant l'aire de répartition effective identifiée. À l'intérieur de chaque quadrat, la prospection est réalisée par des transects linéaires parallèles espacés de 500 m, garantissant une couverture exhaustive et homogène de la végétation, ainsi qu'une probabilité de détection homogène (Buckland et al., 2001).

Afin de faciliter la collecte et l'analyse des données de terrain, l'ensemble des transects parallèles prospectés au sein des quadrats a été regroupé en unités de prospection dénommées « circuits ». Chaque circuit correspond à un ensemble de transects contigus parcourus par une même équipe au cours de la campagne de dénombrement, et constitue ainsi l'unité de référence utilisée pour le calcul des indices kilométriques d'abondance (IKA) linéaires. Cette subdivision en circuits permet de rendre compte des variations spatiales de densité à une échelle plus fine que celle du quadrat, tout en conservant une distance de prospection standardisée entre les transects.

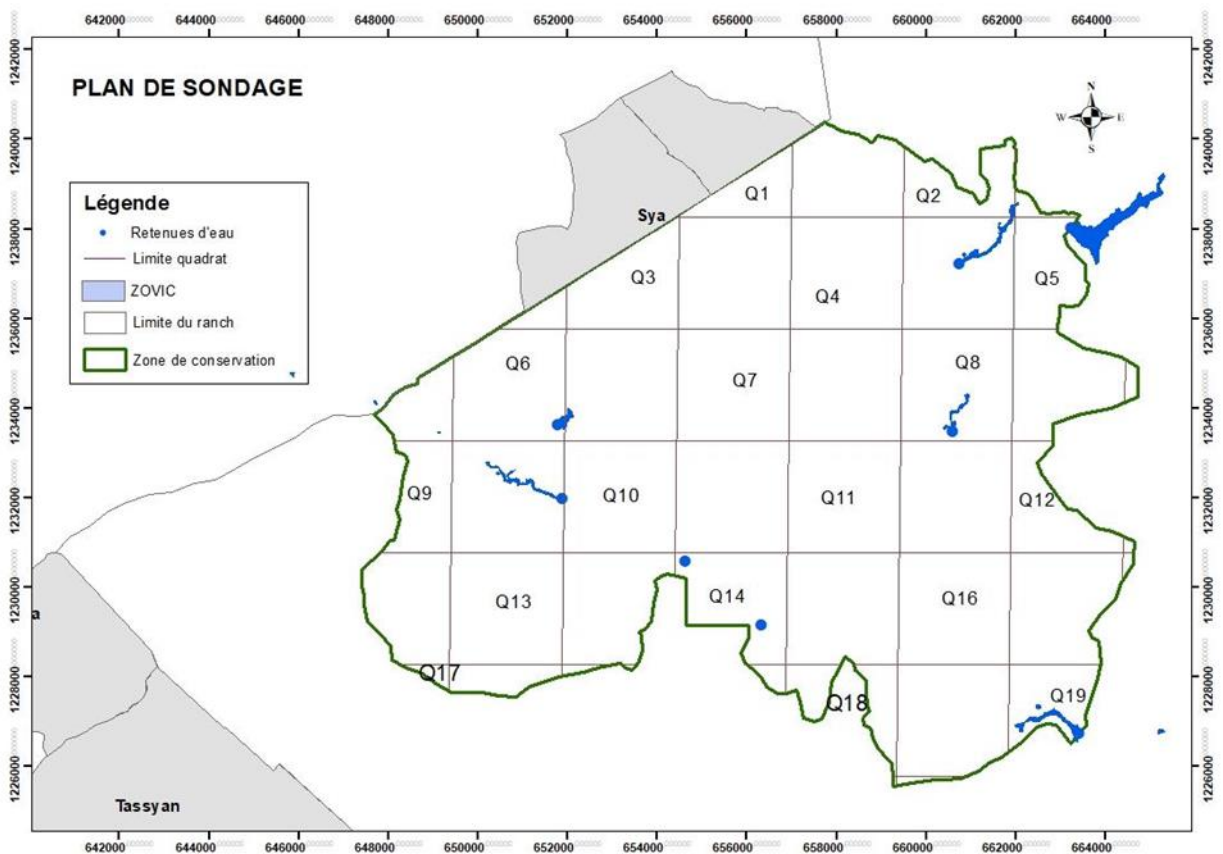


Figure 3: Plan de sondage

Collecte test

Bien que l'échantillonnage par quadrats repose classiquement sur l'hypothèse d'une détectabilité parfaite des individus présents ($P = 1$), cette supposition est rarement vérifiée lors d'inventaires de faune en milieu naturel (Seber, 1982 ; Buckland et al., 2010). Afin de corriger le biais lié à la non-détection, un protocole de comptages répétés a été mis en œuvre (MacKenzie, 2002 ; Royle, 2004). Cette approche hiérarchique permet de dissocier statistiquement le processus biologique (abondance réelle) du processus d'observation (probabilité de détection). Cinq (5) quadrats tests ont été échantillonnés, chacun faisant l'objet de trois passages indépendants réalisés dans des conditions environnementales similaires. Cette répétition fournit l'information statistique nécessaire pour dissocier le processus biologique du processus d'observation (Meehan, 2020).

Collecte des données proprement dite

Le dénombrement du cobe de Buffon s'est déroulé sur trois jours, du 18 au 20 mai 2024. Huit équipes de deux personnes ont été mobilisées, chacune était composée d'un chef d'équipe (cadre forestier et stagiaire) et d'un observateur (pisteur). Afin d'optimiser la probabilité de détection en fonction du rythme circadien de l'espèce, les prospections ont été programmées durant ses pics d'activités. Les comptages matinaux débutaient à l'aube (vers 06 h 00) et les sessions vespérales à partir de 16 h 00. La vitesse de progression pédestre a été standardisée à 3 km/h, identique au protocole de l'inventaire par transects linéaires.

Traitement et analyse des données

Données spatiales et statistiques

Le traitement des données a été limité par le faible nombre d'observations de *Kobus kob kob* lors des campagnes de dénombrement. Ces effectifs réduits n'ont pas permis d'atteindre les seuils de convergence requis pour une modélisation via des logiciels spécialisés d'estimation de l'abondance tels que « Distance ». Par conséquent, les analyses statistiques ont été conduites sous les environnements de calcul R et PAST.

Pour caractériser la distribution spatiale de l'espèce, les coordonnées géographiques des contacts recensés sur la période allant de 2006 à 2024 ont été intégrées dans un Système d'information géographique (SIG) via le logiciel ArcGIS 10.8. Cette approche a permis de cartographier avec précision les zones d'occurrence et de définir l'aire de répartition de la population au sein de la FCRGN.

Estimation de la probabilité de détection

La probabilité de détection (**P**) a été estimée en rapportant l'effectif moyen observé lors des comptages (**n**) à l'effectif moyen réel supposé (**N**). En l'absence de marquage individuel, l'effectif réel a été approximé par le maximum d'individus observés lors des trois passages (**n_{max}**), suivant le principe de la borne inférieure (ou bounded counts) qui stipule que le nombre réel est au moins égal au maximum détecté (Regier et Robson, 1967 ; Royle, 2004).

$$P = \frac{n}{N} \quad (1)$$

Calcul des densités

Calcul de densité du « Line transect sampling »

Pour convertir les observations du « line transect sampling » en valeurs de densité (**D**), nous avons appliqué le modèle de Burnham et al. (1980) par la relation :

$$D = \frac{n}{2La} \quad (2)$$

où **D** est la densité (individus/km²) ; **n**, le nombre d'animaux vus sur le transect ; **L**, la distance cumulée parcourue ; **a**, la largeur d'observation ; le facteur 2 rend compte de l'observation des deux côtés de la ligne de progression.

Calcul de densités du « quadrat sampling »

Pour le « quadrat sampling », la densité de la population a été calculée selon l'estimateur classique de Cochran (1977).

$$D = n/ma \quad (3)$$

où **D** est la densité (individus par unité de surface) ; **n**, le nombre d'individus observés ; **m**, le nombre total de quadrats inventoriés ; **a**, la superficie d'un quadrat.

Les densités brutes observées ont été corrigées à l'aide de la probabilité de détection estimée, selon la relation de Wenger et Freeman (2008), fournissant une approximation corrigée de la densité réelle.

$$D = \frac{Dobs}{P} \quad (4)$$

où **D** est la densité réelle estimée ; **Dobs**, la densité brute observée ; **P**, la probabilité de détection (Equation 1).

Les intervalles de confiance (IC) à 95% associés aux estimations de densité et d'effectif ont été calculés selon la méthode log-normale recommandée par Buckland et al. (2001).

$$IC\ 95\% = \left[\frac{N}{C}; N \times C \right] \quad (5)$$

où :

- **N** = estimation ponctuelle (densité ou effectif obtenu par l'équation 4)
- **C** = facteur multiplicatif défini par $C = \exp(1,96 \times \sqrt{\ln(1+CV^2)})$
- **CV** = coefficient de variation de l'estimation (Ecart-type / N)
- **1,96** = valeur critique de la loi normale centrée réduite pour un seuil de confiance à 95%

Cette approche, plutôt que l'approximation normale symétrique ($N \pm 1,96 \times SE$), évite des bornes inférieures négatives ou irréalistes et reflète mieux l'asymétrie de la distribution d'échantillonnage propre aux estimations d'abondance en milieu naturel.

Comparabilité des estimations issues des deux méthodes

Les estimations de densité, obtenues par transects linéaires (2006-2023) et par quadrats (2024), reposent sur des principes d'échantillonnage différents et ne sont pas directement comparables terme à terme. En conséquence, c'est la tendance générale de la population sur le long terme, plutôt que les valeurs des densités absolues année par année, qui constitue le résultat robuste de cette étude.

Cette réserve méthodologique s'applique moins à la structure par sexe et par âge : un biais de détection affectant de façon comparable tous les individus d'une même campagne tend à s'annuler dans le calcul de proportions relatives (sex-ratio, classes d'âge), sous réserve de l'absence de détectabilité différentielle entre sexes ou classes d'âge (Caughley et Sinclair, 1994 ; Buckland et al., 2004).

Cette hypothèse paraît raisonnable dans le contexte de la FCRGN, où le couvert herbacé globalement ouvert et le comportement grégaire du cob de Buffon limitent les écarts de détectabilité liés à la taille ou à l'isolement des individus. Ces conditions sont d'autant plus stables que les campagnes de transects linéaires et de dénombrement par quadrats ont été conduites aux mêmes périodes de l'année, limitant ainsi la variabilité saisonnière (végétation, disponibilité en eau) susceptible d'introduire un biais de détectabilité différentiel entre les deux méthodes. Les proportions relatives peuvent donc être considérées comme plus robustes aux différences de détectabilité entre méthodes que ne le sont les densités absolues.

Taux de régression

L'évolution de la population a été évaluée par le calcul du taux de croissance annuel moyen (TCAM), selon la relation suivante (Caughley, 1977 ; Rockwood, 2015).

$$r = \left[\left(\frac{N_t}{N_0} \right)^{\frac{1}{t}} - 1 \right] \times 100 \quad (6)$$

où r est le taux de croissance annuel moyen (%) ; N_t , l'effectif final de la population (année t) ; N_0 , l'effectif initial de la population (année de référence) ; t , le nombre d'années écoulées entre les deux inventaires.

Le choix du taux de croissance géométrique se justifie par sa capacité à intégrer le caractère cumulatif des processus démographiques. Il permet de comparer des périodes de durées inégales et de lisser les fluctuations interannuelles liées aux aléas climatiques ou anthropiques (Begon, et al., 2006).

Modélisation de la tendance des effectifs

En complément du calcul du taux de croissance annuel moyen, l'évolution des effectifs de cobe de Buffon a été modélisée par ajustement d'une courbe logistique, permettant de tester l'hypothèse d'une décroissance tendancielle non linéaire de la population sur la période étudiée. Le coefficient de la courbe (c) traduit le sens et l'intensité de cette tendance. Cet ajustement a été comparé à celui d'un modèle linéaire généralisé (GLM), afin de vérifier la robustesse de la tendance observée indépendamment de la forme fonctionnelle retenue.

Mode de distribution

Le degré d'agrégation de la population a été évalué via l'indice de dispersion de Morisita (I_δ), suivi de sa standardisation (I_p) (Zar, 1999 ; Hema, 2010).

$$I_\delta = \frac{n \sum Xi(Xi - 1)}{N(N - 1)} \quad I_p = \frac{I_\delta - 1}{n - 1} \quad (7)$$

où **n** est le nombre de quadrats ou unités d'échantillonnage ; **Xi**, le nombre d'individus dans le *i*^{ème} quadrat ; **N**, le nombre total d'individus dans tous les quadrats.

La valeur de **Ip** est comprise entre -1 et 1 :

- $I_p < 0$, désigne une distribution uniforme ;
- $I_p = 0$, indique une distribution aléatoire (conforme à une loi de Poisson) ;
- $I_p > 0$, traduit une distribution agrégative ou en « clusters ».

Justification du choix des tests statistiques

Pour le choix des tests statistiques, le test de Shapiro-Wilk a été réalisé, afin d'évaluer la normalité de la distribution des variables quantitatives. L'évolution temporelle des densités et des effectifs (2006-2023) a été testée par trois tests non paramétriques de tendance monotone (Mann-Kendall, Spearman et tau de Kendall), choisis selon une logique de triangulation méthodologique. Ces tests sont fondés sur des principes distincts, mais testent la même hypothèse nulle d'absence d'association monotone, avec des sensibilités différentes aux valeurs extrêmes et aux ex æquo, ce qui limite la dépendance des conclusions à un test unique dans le cas d'une série restreinte comme c'est le cas de cette étude (n = 14 années).

Pour l'analyse de la structure démographique, deux dispositifs distincts ont été considérés selon la nature des comparaisons effectuées. Les classes d'âge (adultes, subadultes, juvéniles), constituant des groupes indépendants, ont été comparées au moyen du test de Kruskal-Wallis, complété par des

comparaisons post-hoc de Mann-Whitney pour identifier les paires de classes significativement différentes. En revanche, la comparaison des effectifs de mâles et de femelles au cours des mêmes années constitue un dispositif à mesures répétées, les deux séries partageant les mêmes unités temporelles ; le test de Friedman, adapté à ce type de données appariées, a donc été retenu à cette fin, tandis que le test de Mann-Whitney a été utilisé séparément pour comparer les rangs moyens globaux entre les deux sexes.

Résultats

Indicateurs issus des observations du cobe de Buffon (line transect sampling) de 2006 à 2023

Le Tableau 1 présente les principaux indicateurs issus des inventaires pédestres par transects linéaires réalisés entre 2006 et 2023 concernant le cobe de Buffon dans la Forêt classée et ranch de gibier de Nazinga. Les données incluent les effectifs observés, les densités, l'indice kilométrique d'abondance (IKA), le sex-ratio ainsi que la structure d'âge de la population. Elles constituent une base pour évaluer la dynamique de population du cobe de Buffon à la FCRGN.

Tableau 1 : Effectifs, densités et structures d'âge et de sexe du cobe de Buffon de 2006 à 2023

Années	N	D	IKA	Sex-ratio	Adultes	Subadultes	Juvéniles
2006	44	0,64	0,064	0,32	36	4	4
2007	16	0,23	0,023	0,67	11	3	2
2008	14	0,2	0,020	-	8	2	4
2009	20	0,29	0,029	0,36	13	5	2
2010	28	0,4	0,040	0,33	17	3	6
2011	11	0,16	0,016	0,5	3	0	0
2012	22	0,32	0,032	0,42	18	0	4
2013	4	0,06	0,006	0,33	3	0	1
2014	9	0,13	0,013	0,13	3	2	4
2017	4	0,06	0,006	0,33	4	0	0
2019	9	0,13	0,013	0,29	4	0	2
2021	8	0,12	0,017	0,17	7	0	1
2022	1	0,01	0,002	-	1	0	0
2023	2	0,03	0,003	-	1	0	1

N : effectifs des observations; D : densité; IKA : indice kilométrique d'abondance

Inventaire du cobe de Buffon par « quadrat sampling » en 2024

Déteabilité du cobe de Buffon lors du dénombrement

Au cours de l'opération de dénombrement, des cobes de Buffon ont été observés dans 10 quadrats sur les 19 échantillonnés. Le nombre total de contacts enregistrés est de 12. Le Tableau 2 présente les principaux paramètres de détection obtenus lors des parcours des quadrats.

Tableau 2 : Indicateur de rencontre et détectabilité du cobe de Buffon au cours du recensement

Paramètres	L (Km)	n	P	n/L
Valeurs	190	12	0,71	0,06

Densité et effectif

La densité estimée de la population de cobe de Buffon a été calculée sur la base de l'aire de répartition de l'espèce (148 km²), soit 16,21% de la superficie totale de la FCRGN. Les observations indiquent des groupes de petite taille, avec une densité de groupe estimée à 0,06 et une taille moyenne de groupe de 2 individus. La densité estimée est de 0,28 individu/km² et l'effectif moyen est de 42 individus. Le coefficient de variation appliqué à la densité et à l'effectif est de 25%. Le Tableau 3 présente les principaux résultats du dénombrement du cobe de Buffon.

Tableau 3 : Densités et effectifs du cobe de Buffon à la FCRGN en 2024

Indicateurs	Estimation	Ecart-type	CV (%)	IC (95%)	
				Inférieur	Supérieur
Densité groupe	0,06	-	-	-	-
Taille Moyen des Groupes	2	-	-	-	-
Densité (N/ Km ²)	0,28	0,07	25	0,17	0,46
Effectifs (N)	42	10,5	25	26	68

Densités linéaires

Les dénombrements effectués le long de circuits sélectionnés montrent des disparités entre les strates prospectées. La densité moyenne linéaire est de 0,86 individu/km. Les circuits 1 et 2 sont les secteurs qui présentent les densités linéaires les plus élevées, avec respectivement 0,77 individu/km et 1,36 individu/km. Le circuit 3 apparaît comme le secteur à faible densité avec un indice kilométrique d'abondance (IKA) de 0,34 individu/km. Le Tableau 4 présente les résultats du calcul des densités linéaires, exprimées en Indice kilométrique d'abondance.

Tableau 4 : Indices kilométriques d'abondance du cobe de Buffon par circuits

Circuits	Contacts	Effectifs Moyens	Distance (Km)	IKA (Individu/Km)
Circuit 1	2	2	2,6	0,77
Circuit 2	4	3	2,2	1,36
Circuit 3	1	1	2,9	0,34
Circuit 4	2	3	3,1	0,97

Structure de la population

Structure d'âge

Lors des opérations de dénombrement, les observations réalisées ont permis d'identifier et de classer l'ensemble des individus recensés selon les différentes classes d'âge. La structure d'âge de la population est dominée par

les adultes avec 18 individus (75%), suivis des subadultes avec 4 individus (17%) et enfin les juvéniles représentés par 2 individus (8%). La Figure 4 présente la répartition des individus par classes d'âge.

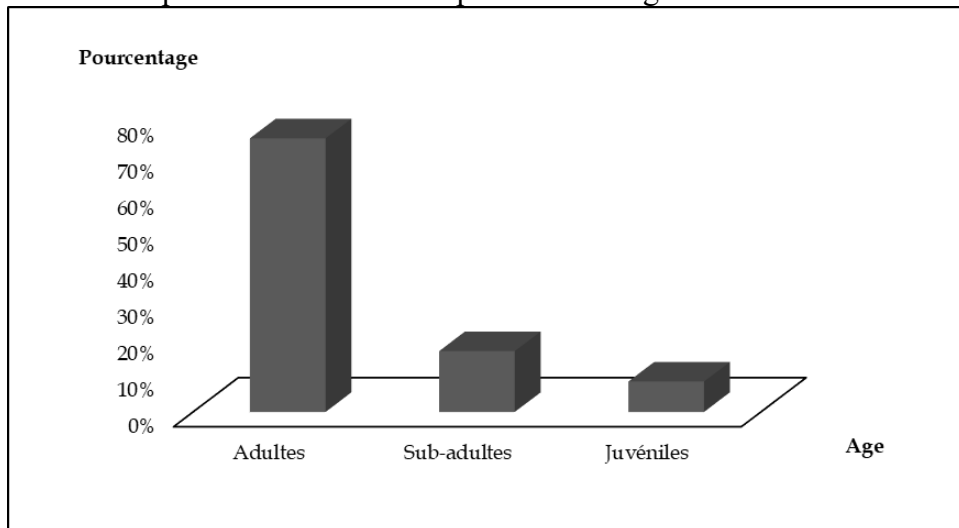


Figure 4 : Rapport de la structure d'âge de la population de cobe de Buffon à la FCRGN

Le sex-ratio

Les résultats du dénombrement indiquent que 5 mâles et 15 femelles ont été recensés, correspondant à un sex-ratio de 0,33, soit un mâle pour trois femelles. Au cours de l'inventaire, le sexe a pu être déterminé pour 83,3% des individus observés. Le sexe de 4 individus n'a pas pu être identifié à cause de certaines conditions d'observation et d'une difficulté à observer le sexe des juvéniles. La Figure 5 illustre la répartition des cobes de Buffon inventoriés selon le sexe.

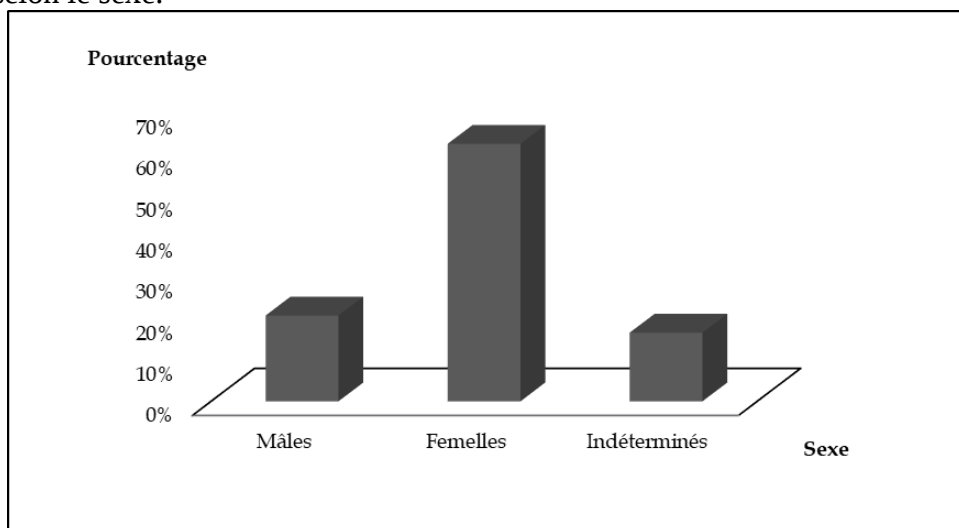


Figure 5 : Rapport du sex-ratio de la population de cobe de Buffon à la FCRGN

Le ratio classe d'âge-sexe montre aussi une prédominance des femelles dans toutes les classes d'âge. D'abord, chez les adultes, on note 76% de femelles contre 24% de mâles. Ensuite, au sein de la classe d'âge des subadultes, il y a 80% de femelles contre 20% de mâles. Enfin, dans la classe des juvéniles, il y a 50% pour les deux sexes. Ce ratio confirme le sex-ratio global déjà observé. La pyramide d'âge (Figure 6) reflète une population vieillissante avec un recrutement de jeunes très limité.

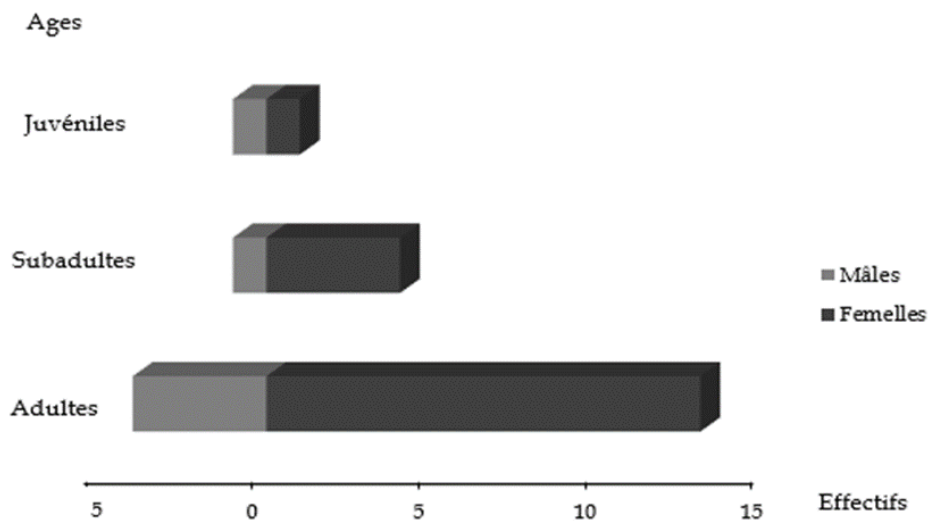


Figure 6 : Pyramide des âges de la population de cobes de Buffon en 2024 à FCRGN

Mode de dispersion

L'indice de dispersion standardisé de Morisita calculé pour l'année 2024 est de $I_p \approx 0,03$. Cette valeur, bien que légèrement supérieure à zéro, traduit un degré d'agrégation très faible et une distribution spatiale proche de l'aléatoire.

Dynamiques de la population

Tendance des densités

Les densités montrent une variabilité interannuelle très marquée. Elles atteignent 0,64 en 2006 et 0,40 en 2010, tandis que les valeurs les plus faibles sont de 0,01 en 2022 et 0,03 en 2023. L'analyse statistique de la tendance de la densité de la population de cobes de Buffon à la FCRGN sur la période allant de 2006 à 2023 met en évidence une diminution significative. Les tests non paramétriques de Mann-Kendall ($D = 1011$; $p = 0,0025$), de Spearman ($r_s = -0,81$; $p = 0,0003$) et de Kendall ($\tau = -0,61$; $p = 0,0016$) indiquent une tendance négative marquée.

Tendance des effectifs

La dynamique des effectifs de la population de cobes de Buffon a été étudiée sur la période de 2006 à 2023. La dynamique de la population de cobes de Buffon se caractérise par une évolution irrégulière marquée par une tendance générale à la baisse. Le taux annuel moyen de régression est estimé à -15%. L'analyse par sous-périodes montre des fluctuations importantes. Entre 2006 et 2012, la population enregistre un taux annuel moyen de régression de -10,91%, suivi d'une régression encore plus prononcée entre 2012 et 2023, avec un taux annuel moyen de -23,39%.

L'ajustement à la courbe logistique (Figure 7a) confirme la tendance générale à la baisse des effectifs avec un coefficient négatif de $c = -0,223$ au cours de la période étudiée. Une comparaison avec le modèle linéaire généralisé (Figure 7b) donne le même résultat. Le test de Friedman montre que cette régression est significative avec une p-value $< 0,001$.

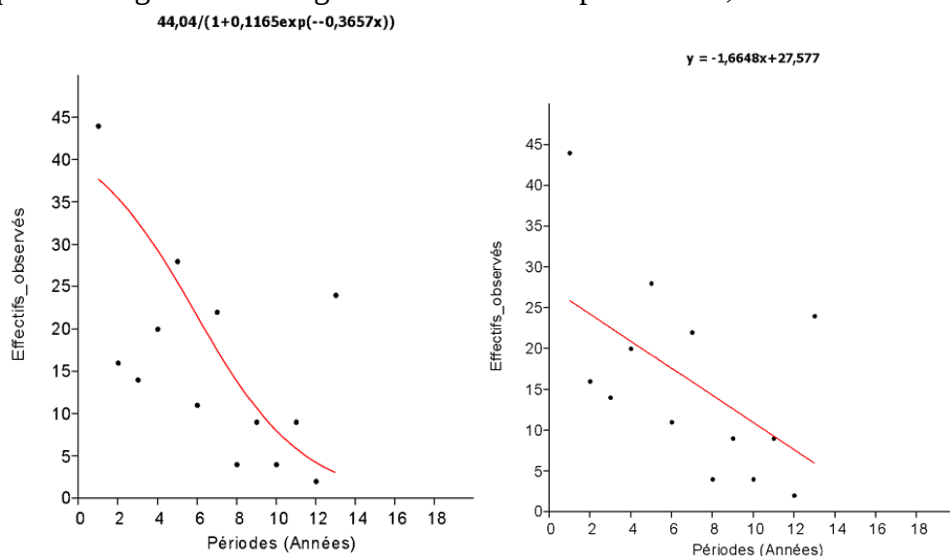


Figure 7 : Evolution des effectifs observés de cobe de Buffon à la FCRGN de 2006 à 2023

Evolution temporelle de la structure d'âge

La structure démographique reste dominée par les adultes de 2006 à 2024. Ils sont suivis par les juvéniles, présents en faibles proportions, mais présentant une stabilité des effectifs. Les subadultes demeurent peu abondants et montrent une érosion de la cohorte. La population adulte, très abondante en 2006, marque un déclin en 2007, avec quelques remontées ponctuelles en 2010, 2012 et 2024. Les subadultes apparaissent en effectifs réduits pour disparaître complètement certaines années. Les juvéniles présentent des effectifs faibles, avec des pics isolés en 2008, 2010 et 2023. La Figure 8 présente l'évolution comparée de la structure démographique de la population de cobes de Buffon de 2006 à 2024 entre les classes d'âge.

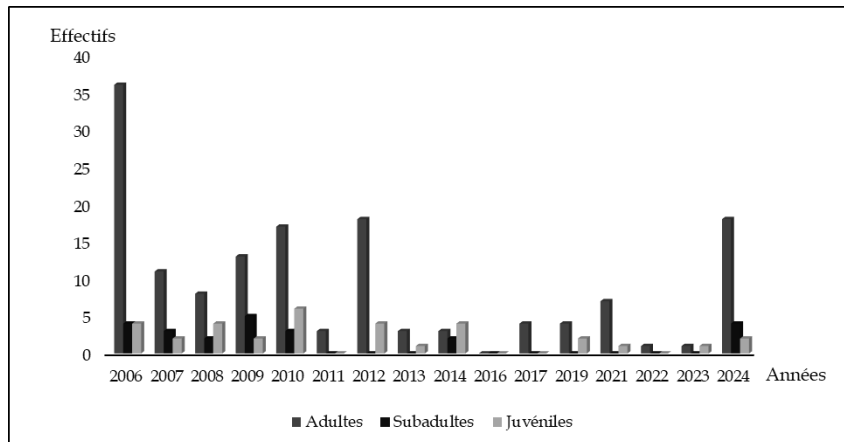


Figure 8 : Evolution de la structure démographique de la population de 2006 à 2024

Les effectifs montrent une tendance à la régression pour toutes les classes d'âge. Les Figures 9a, 9b et 9c illustrent les évolutions de la structure démographique de la population de cobes de Buffon de 2006 à 2024 par classe d'âge.

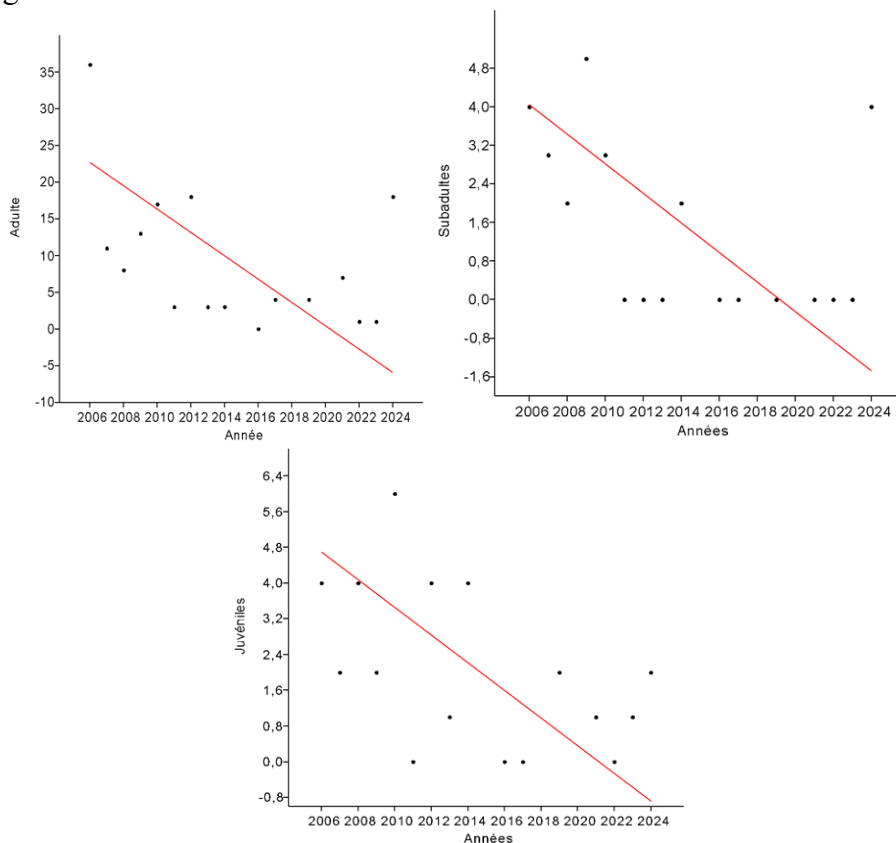


Figure 9 (9a, 9b, 9c) : Evolutions de la structure démographique de la population de 2006 à 2024 par classe d'âge

Le test de Kruskal-Wallis a révélé une différence significative entre les classes d'âge de la population ($p = 0,0006$). Les comparaisons post-hoc de Mann-Whitney indiquent des différences significatives entre les adultes et les subadultes ($p < 0,01$) ainsi qu'entre les adultes et les juvéniles ($p < 0,05$). En revanche, aucune différence significative n'a été observée entre les subadultes et les juvéniles ($p > 0,05$). Ces résultats confirment une structure démographique dominée par les adultes.

Tendance évolutive de la structure de sexe

Les données de la population de cobes de Buffon à la FCRGN montrent des variations du sex-ratio entre 2006 et 2024, avec des valeurs allant de 0,67 en 2007 à 0,13 en 2014. La courbe de tendance (Figure 10) présente une tendance générale à la baisse du sex-ratio entre 2006 et 2024, traduisant une structure sexuée de plus en plus déséquilibrée.

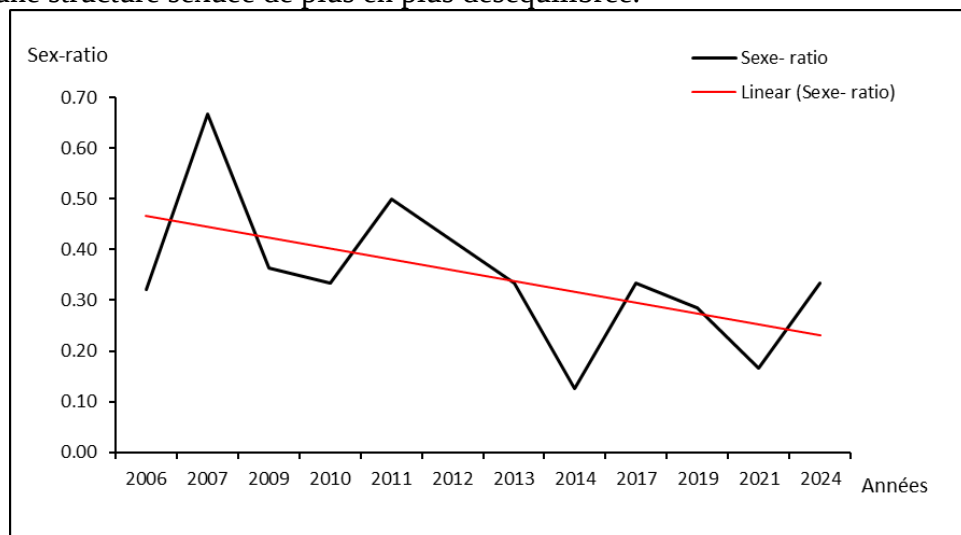


Figure 10 : Evolution du sex-ratio de 2006 à 2024

La comparaison des tendances des effectifs de mâles et de femelles de cobes de Buffon à l'aide du test de Mann-Whitney révèle une différence statistiquement significative ($U_b = 42$; $p = 0,010$; p Monte Carlo = 0,0086 ; p exact = 0,0081). Les rangs moyens observés sont plus élevés chez les femelles (9,25) que chez les mâles (5,25). Le test de Friedman avec une p -value = 0,0001 pour les femelles et les mâles montre que les effectifs ont évolué de manière significative au fil du temps. Les Figures 11a et 11b montrent la régression par sexe des populations de cobes de Buffon dans la FCRGN.

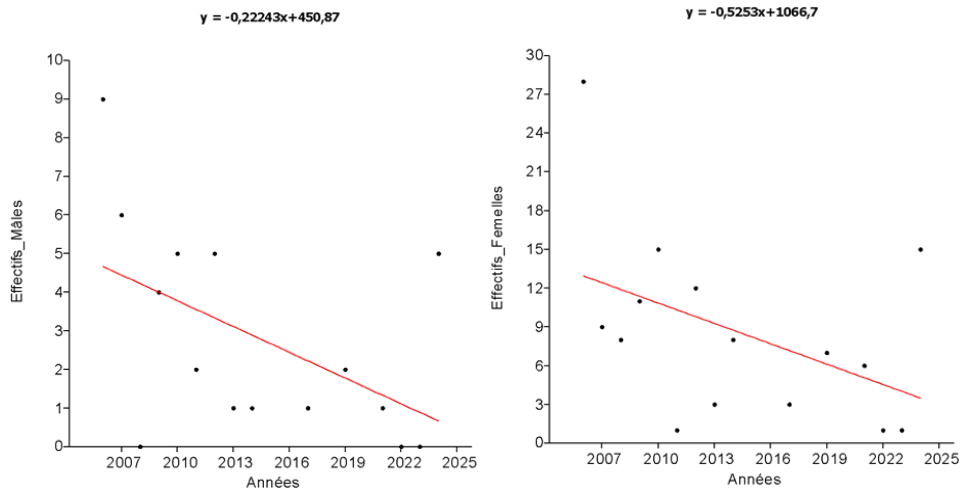


Figure 11 (11a, 11b) : Dynamique par sexe de 2006 à 2024

Evolution du mode de dispersion

Les indices de dispersion standardisés de Morisita calculés entre 2006 et 2024 sont supérieurs à zéro, ce qui indique une dispersion agrégative du cobe de Buffon au cours de cette période. Le test « t » appliqué aux données confirme cette distribution avec une valeur de $p < 0,001$. Les écarts interannuels des indices de 2006 à 2023 sont globalement modérés, traduisant une stabilité dans le comportement de dispersion de l'espèce. En revanche, la valeur obtenue en 2024 ($I_p \approx 0,03$), nettement plus proche de zéro, indique une distribution presque aléatoire. Cette différence par rapport aux périodes précédentes tient probablement à la méthode d'échantillonnage par quadrats, réalisée sur un effectif d'observations plus important et à une résolution spatiale différente de celle des transects linéaires. Le Tableau 5 présente les indices de dispersion du cobe de Buffon de 2006 à 2024 à la FCRGN.

Tableau 5 : Indices de dispersion de Morisita (I_p) de *Kobus kob kob* de 2006 à 2024

Années	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2019	2021	2022
Ip	0,11	0,27	0,27	0,23	0,26	0,82	0,17	0,33	0,24	1	0,50	1
Années	2023	2024										
Ip	1	0,03										

Discussions

Diagnostic démographique

L'analyse des résultats de cette étude met en évidence une situation écologique préoccupante pour le cobe de Buffon au sein de la FCRGN. La densité moyenne, estimée à 0,28 individu/km², et l'effectif moyen de 42 individus, ont été calculés sur l'aire de répartition effective de l'espèce (148 km²), soit 16,21 % de la superficie totale du ranch, qui couvre 913 km². Ces

valeurs traduisent une population extrêmement réduite au sein d'une portion restreinte du territoire.

Ce niveau d'abondance montre que la population est au stade de « reliquat biologique ». L'effectif, réduit à moins de 50 individus, est assimilable à un passage sous un seuil de viabilité tel que décrit par Franklin (1980), bien qu'aucune analyse de viabilité des populations spécifique à l'espèce n'ait été conduite ici pour le confirmer. Cela expose la population à des risques de dérive génétique et d'extinction locale face à des événements stochastiques tels que les épidémies et les sécheresses, de plus en plus fréquentes en zone soudano-sahélienne (Hema et al., 2018).

La comparaison avec d'autres écosystèmes fonctionnels du même domaine biogéographique révèle que le cobe de Buffon est souvent l'une des antilopes les plus abondantes. Dans le parc national de la Pendjari (Bénin), des densités supérieures à 12,8 individus/km² ont été rapportées (Bouché et al., 2004). Au parc national d'Arly, la densité moyenne est de 1,48 individu/km² (Bouché et al., 2015). Ces valeurs contrastent fortement avec les 0,28 individu/km² de la FCRGN, confirmant le caractère marginal de cette population.

La taille moyenne de groupe (TMG) de 2 individus est un autre indicateur biologique préoccupant. Le cobe de Buffon est une espèce intrinsèquement grégaire, dont la structure sociale repose sur des harems et, dans les populations denses, sur des systèmes de reproduction en « lek » (Fischer et Linsenmair, 2001). Une TMG aussi faible traduit une fragmentation de la population et une perte de la structure sociale naturelle. Des groupes réduits à des couples ou à des individus isolés augmentent la vulnérabilité face à la prédation et limitent les opportunités de reproduction. Cette fragmentation de la population favorise l'effet Allee (Courchamp et al., 1999), ce qui compromet la viabilité à long terme de la population. Avec des groupes si réduits, les chances de rencontre entre mâles et femelles pour la reproduction diminuent, et la survie des jeunes est compromise par l'absence de « crèches » protectrices.

Ainsi, le diagnostic démographique du cobe de Buffon à la FCRGN révèle une population marginale, fragmentée et vulnérable, dont les effectifs et la densité sont très en deçà des niveaux observés dans les autres aires protégées d'Afrique de l'Ouest.

Dynamique temporelle de la population

La population de cobes de Buffon a subi un déclin marqué au cours de la période 2006-2023, avec un taux annuel moyen de régression de -15%. Cette trajectoire négative est statistiquement confirmée par les tests de tendance (Mann-Kendall, $p = 0,0025$; Spearman, $p = 0,0003$). Ces résultats s'inscrivent dans un contexte régional où les populations de l'espèce ont chuté

de manière drastique en dehors des bastions du complexe WAP (W-Arly-Pendjari), principalement en raison de la fragmentation des habitats et de la concurrence avec le bétail (Chardonnet, 2002). Dans la Forêt classée et ranch de gibier de Nazinga, cette baisse suggère que les facteurs de mortalité tels que le braconnage et la prédation facilitée par la fragmentation des habitats ont longtemps surpassé les capacités de recrutement de la population (Bouché et al., 2010).

Une reprise apparente est observée au cours de la dernière année (2024). Cette croissance doit toutefois être interprétée avec prudence, car au-delà de l'artéfact statistique déjà possible à ce niveau d'effectif, l'ajout de quelques individus et l'erreur d'échantillonnage des inventaires précédents peuvent gonfler mathématiquement le pourcentage d'accroissement. Cette valeur provient d'une méthode d'échantillonnage différente (quadrat sampling) de celle utilisée (transects sampling) sur l'ensemble de la série 2006-2023, les deux n'étant pas directement comparables. Elle ne saurait donc être interprétée isolément comme le signe d'un renversement réel de la tendance, seule la trajectoire de long terme, obtenue à partir des densités de transects, constituant un résultat robuste. La tendance générale négative, combinée au faible effectif, constitue un ensemble de facteurs de risque avec une dynamique de type vortex d'extinction, sans que cela puisse être confirmé en l'absence de modélisation démographique dédiée. Sans mesures de conservation ciblées, le cobe de Buffon risque de suivre la trajectoire d'extinction locale observée pour d'autres ongulés dans des réserves isolées d'Afrique de l'Ouest (Fischer et Linsenmair, 2001).

Structure de la population et dynamique reproductive

Les analyses montrent une population sénescence de cobes de Buffon à la FCRGN. La prédominance des adultes (75%) contraste avec la faible proportion de juvéniles (8%) et de subadultes (17%). Ce déséquilibre est caractéristique d'une population à faible taux de renouvellement, car le taux de juvéniles est en dessous des seuils nécessaires pour compenser la mortalité naturelle des adultes. Dans une population d'ongulés saine et en croissance, la proportion de jeunes devrait idéalement se situer entre 20% et 30% (Sinclair et al., 2006). De plus, la faible proportion de subadultes montre que cette difficulté de recrutement n'est pas ponctuelle, mais structurelle sur les dernières années.

Une structure similaire a été observée au parc national de la Comoé (Côte d'Ivoire), où, avant l'extinction locale quasi-totale du cobe de Buffon, les chercheurs avaient noté une disparition progressive des classes de jeunes, signe précurseur du vortex d'extinction (Fischer et Linsenmair, 2001). A l'inverse, dans le parc national du Faro (Cameroun), les populations qui

parviennent à se maintenir affichent des ratios jeunes/femelles beaucoup plus élevés, assurant une résilience face aux aléas (Taïga et al., 2021).

Le sex-ratio observé (0,33 mâle pour 1 femelle) est typique d'une espèce polygyne comme le cobe de Buffon. Il est suffisant pour assurer la reproduction, donc le renouvellement de la population. Cependant, la faible proportion de mâles adultes réduit la compétition intraspécifique et, potentiellement, la vigueur génétique de la descendance (Sinclair et al., 2006).

Dynamique spatio-sociale

L'analyse de la dynamique du cobe de Buffon à la FCRGN révèle une population en mutation, marquée par une forte hétérogénéité spatiale et une déstructuration sociale. L'évolution de l'indice de dispersion entre 2006 et 2024 suggère une perte du caractère agrégé de la population. Cette trajectoire est caractéristique d'une population en déclin ou sous de fortes pressions. Les indices kilométriques d'abondance (IKA) montrent un repli significatif des individus vers des zones refuges. Ce phénomène s'inscrit dans un contexte plus large de déclin des populations d'ongulés de taille moyenne dans cette aire protégée (Marchal et al., 2012). Cette concentration spatiale, qui corrobore les analyses d'Amahowe (2012) et Hema et al. (2011), traduit une réponse comportementale adaptative aux pressions anthropiques croissantes sur l'habitat.

A faible densité, les mâles peuvent occuper des territoires plus dispersés, réduisant ainsi le signal d'agrégation globale dans les relevés (Oladipo et al., 2019). De tels regroupements restreints expliquent pourquoi l'agrégation à grande échelle est peu marquée. Ce schéma est confirmé en Afrique de l'Ouest ; au parc national du lac Kainji au Nigéria, la majorité des observations concernent des groupes de 1 à 5 individus (Antwi et al., 2018). Ces dynamiques s'inscrivent dans une tendance régionale préoccupante. Taïga et al. (2021) ont décrit des dynamiques similaires dans le parc national de Faro au Cameroun septentrional, tandis que Wanzie (1991) avait déjà alerté sur la vulnérabilité des populations de cobe de Buffon en Afrique de l'Ouest et du Centre.

Limites de l'étude

Certaines limites doivent être prises en compte dans l'interprétation des résultats de cette étude. D'abord, la série d'inventaire ne couvre que 14 années de données sur 19 et des effectifs très bas (1 à 4 individus) certaines années, réduisant la puissance statistique des analyses.

Ensuite, la probabilité de détection ($P = n/N$), estimée par approximation du maximum observé (bounded counts) plutôt que par une modélisation de type « Distance Sampling », ne permet pas de quantifier pleinement l'incertitude des densités.

Par ailleurs, les deux méthodes d'échantillonnage (line transect sampling et quadrat sampling), aux hypothèses de détectabilité différentes, limitent la comparabilité directe des densités absolues.

Enfin, la classification en classes d'âge et de sexe repose sur une identification visuelle sur le terrain, sujette à une marge d'erreur, en particulier entre les subadultes et les juvéniles, pouvant affecter la précision des indicateurs de structure démographique.

Conclusion

L'analyse des données des inventaires pédestres de faune réalisés à la FCRGN à partir de 2006 met en évidence une dynamique préoccupante du cobe de Buffon. Les résultats, issus des transects linéaires (2006-2023), montrent une régression significative des densités et des effectifs, traduisant une fragilité démographique marquée. C'est cette tendance de long terme, plutôt que la valeur ponctuelle de 2024 obtenue par une méthode différente (quadrat sampling) et non directement comparable, qui constitue le résultat robuste de cette étude. La population actuelle, estimée à environ 42 individus, suggère un risque élevé d'extinction locale, ce qui expose potentiellement l'espèce à des risques accrus de dérive génétique et de disparition locale. Une analyse de viabilité des populations propre à l'espèce reste toutefois nécessaire pour confirmer ce diagnostic.

La structure démographique, dominée par les adultes et caractérisée par un recrutement limité de jeunes, confirme l'existence d'un déséquilibre reproductif. De plus, le sex-ratio, fortement biaisé en faveur des femelles, marque une mortalité différentielle des mâles, accentuant la vulnérabilité de la population. En outre, la dispersion faiblement agrégative et les faibles densités linéaires révèlent une occupation spatiale réduite et fragmentée, reflet d'une pression anthropique persistante et d'une dégradation des habitats.

Ces constats soulignent la nécessité de mettre en place une stratégie de gestion renforcée du cobe de Buffon à la FCRGN, articulée autour des axes suivants :

- le renforcement de la lutte anti-braconnage, par l'intensification des patrouilles de surveillance, en priorisant les zones de refuge où la population est concentrée ;
- la protection des habitats, notamment les points d'eau permanents et les plaines inondables fréquentés par l'espèce, contre la dégradation et la surexploitation ;
- la mise en place d'un suivi écologique annuel standardisé, reposant sur un protocole unique et continu, afin de fiabiliser le suivi des tendances démographiques ;
- l'évaluation d'un éventuel renforcement de population ou d'une translocation, à envisager uniquement après une étude de faisabilité préalable.

La mise en œuvre coordonnée de ces mesures conditionnera la pérennité de la population de cobes de Buffon dans la FCRGN, et pourrait servir de modèle pour la conservation d'autres populations d'ongulés moyens menacées dans des aires protégées comparables d'Afrique de l'Ouest.

Conflit d'intérêts : Les auteurs n'ont signalé aucun conflit d'intérêts.

Disponibilité des données : Toutes les données sont incluses dans le contenu de l'article.

Déclaration de financement : Les auteurs n'ont obtenu aucun financement pour cette recherche.

Déclaration relative aux participants humains

Cette étude a été approuvée par l'École Doctorale Sciences Naturelles et Agronomie (ED/ SNA) de l'Université Nazi Boni (Burkina Faso) et autorisée par l'Office National des Aires Protégées (OFINAP) du Ministère de la Sécurité du Burkina Faso. Les travaux de terrain n'ont impliqué aucune manipulation, capture ou procédure invasive sur les animaux.

References:

1. Alden, C. P., Estes, R. D., Schlitter, D., & McBride, B. (2001). Photo guide des animaux d'Afrique. Delachaux et Niestlé.
2. Amahowe, O., Ouédraogo, M., & Lougbegnon, O. (2012). Analyse spatio-temporelle de la faune et des pressions anthropiques dans le ranch de gibier de Nazinga au Burkina Faso. *International Journal of Biological and Chemical Sciences*, 6(2), 711–724. <https://doi.org/10.4314/ijbcs.v6i2.6>
3. Antwi, R. A., Owusu, E. H., & Attuquayefio, D. K. (2018). Species distribution of kobs (*Kobus kob*) in the Shai Hills Resource Reserve : An exploratory analysis. *Environmental Monitoring and Assessment*, 190(3), 79. <https://doi.org/10.1007/s10661-018-6475-z>
4. Begon, M., Townsend, C. R., & Harper, J. L. (2006). *Ecology: From individuals to ecosystems* (4th ed.). Blackwell Publishing.
5. Bouché, P. (2012). Inventaire des mammifères du Ranch de Gibier de Nazinga. Rapport technique. Ministère de l'Environnement et du Développement Durable, Burkina Faso.
6. Bouché, P., Douglas-Hamilton, I., Frederick, H., & Vermeulen, C. (2010). Has the final countdown to wildlife extinction in northern Central African Republic begun? *African Journal of Ecology*, 48(4), 994–1003. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2028.2010.01211.x>

7. Bouché, P., Frederick, H., & Koh, E. (2015). Inventaire aérien de l'écosystème W-Arly-Pendjari. Rapport technique. Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA).
8. Bouché, P., Lungren, C., Hien, B., & Omondi, P. (2004). Recensement aérien total de l'écosystème W-Arly-Pendjari-Oti-Mandouri-Kéran (WAPOK). Rapport technique. CITES-MIKE, ECOPAS et PAUCOF.
9. 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.
10. Buckland, S. T., Anderson, D. R., Burnham, K. P., Laake, J. L., Borchers, D. L., & Thomas, L. (2004). Advanced Distance Sampling: Estimating Abundance of Biological Populations. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198507833.001.0001>
11. Buckland, S. T., Plumptre, A. J., Thomas, L., & Rextad, E. A. (2010). Design and analysis of line transect surveys for primates. *International Journal of Primatology*, 31(5), 833–847. <https://doi.org/10.1007/s10764-010-9431-5>
12. Burnham, K. P., Anderson, D. R., & Laake, J. L. (1980). Estimation of density from line transect sampling of biological populations. *Wildlife Monographs*, 72, 3–202.
13. Caughley, G. (1977). Analysis of vertebrate populations. John Wiley & Sons.
14. Caughley, G., & Sinclair, A. R. E. (1994). Wildlife ecology and management. Blackwell Scientific Publications.
15. Delvingt, W., & Vermeulen, C. (2007). Le suivi écologique comme outil d'aide à la décision dans la gestion des ressources naturelles. Dans W. Delvingt & C. Vermeulen (Éds.), *Gestion durable de la faune et des ressources ligneuses en Afrique soudano-sahélienne* (pp. 57–71). Presses Agronomiques de Gembloux.
16. Dimobe, K., Goetze, D., Ouédraogo, A., Forkuor, G., Wala, K., Porembski, S., & Thiombiano, A. (2017). Spatio-temporal dynamics in land use and habitat fragmentation within a protected area dedicated to tourism in a Sudanian savanna of West Africa. *Journal of Landscape Ecology*, 10(1), 75–95. <https://doi.org/10.1515/jlecol-2017-0011>
17. Dorst, J., & Dandelot, P. (1976). Guide des mammifères d'Afrique. Delachaux et Niestlé.
18. El Alqamy, H. (2003). Developing and assessing a population monitoring program for Dorcas gazelle using distance sampling (Thèse de doctorat). University of East Anglia, Norwich, Royaume-Uni.

19. Fischer, F., & Linsenmair, K. E. (2001a). Decreasing numbers of Buffon's kob (*Kobus kob kob*) in the Comoé National Park, Côte d'Ivoire. *African Journal of Ecology*, 39(2), 147–155. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2028.2001.00287.x>
20. Fischer, F., & Linsenmair, K. E. (2001b). Spatial organisation and territory maintenance of Buffon's kob (*Kobus kob kob*) in the Comoé National Park, Côte d'Ivoire. *African Journal of Ecology*, 39(2), 156–163. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2028.2001.00288.x>
21. Fournier, A. (1987). Cycle saisonnier de la phytomasse et de la production herbacée dans les savanes soudaniennes de Nazinga (Burkina Faso) : comparaison avec d'autres savanes ouest-africaines. ORSTOM / École normale supérieure.
22. Franklin, I. R. (1980). Evolutionary change in small populations. In M. E. Soulé & B. A. Wilcox (Eds.), *Conservation Biology: An Evolutionary-Ecological Perspective* (pp. 135–149). Sinauer Associates.
23. Habib, T. J. (2010). Ecology and management of deer in relation to chronic wasting disease (Doctoral dissertation). University of Alberta, Edmonton, Canada.
24. Hema, E. M. (2010). Écologie et dynamique des populations de la grande faune dans la Forêt classée et Ranch de Gibier de Nazinga (Burkina Faso) (Thèse de doctorat). Université de Ouagadougou, Burkina Faso.
25. Hema, E. M., Barnes, R. F. W., & Guenda, W. (2011). Distribution of savannah elephants and ungulates within Nazinga Game Ranch, southern Burkina Faso. *African Journal of Ecology*, 49(4), 434–441. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2028.2011.01275.x>
26. Hema, E. M., Ouattara, V., Gnoumou, P., Di Vittorio, M., Sirima, D., Dendi, D., ... Luiselli, L. (2017). Bushmeat consumption in the West African Sahel of Burkina Faso and the decline of some consumed species. *Oryx*, 51(3), 481–487. <https://doi.org/10.1017/S0030605316001721>
27. Hema, E. M., Ouédraogo, B., Belemsobgo, U., Di Vittorio, M., Dendi, D., Guenda, W., ... Luiselli, L. (2018). Effects of competitor density and rainfall regime on the long-term population dynamics of an herbivore community in a western African savannah. *Revue d'Écologie (La Terre et la Vie)*, 73(4), 444–460.
28. Hibert, F. (2007). Déterminants écologiques et anthropiques de la structuration des peuplements d'ongulés sauvages en Afrique de l'Ouest : cas du Parc Régional du W du fleuve Niger (Thèse de doctorat). Université Paris-Est, Créteil, France.

29. Krebs, C. J. (1999). *Ecological methodology* (2nd ed.). Benjamin Cummings.
30. Lamarque, F. (2004). *Les grands mammifères du complexe WAP*. Consortium ECOPAS.
31. Lungren, C. (2003). *Stratégie pour l'aménagement des points d'eau au Ranch de Gibier de Nazinga*. Rapport technique. Ministère de l'Environnement et du Cadre de Vie, Burkina Faso.
32. MacKenzie, D. I., Nichols, J. D., Lachman, G. B., Droege, S., Royle, J. A., & Langtimm, C. A. (2002). Estimating site occupancy rates when detection probabilities are less than one. *Ecology*, 83(8), 2248–2255. [https://doi.org/10.1890/0012-9658\(2002\)083](https://doi.org/10.1890/0012-9658(2002)083) [2248: ESORMD]2.0.CO;2
33. Marchal, A., Lejeune, P., & Ouédraogo, M. (2012). The status of the medium-sized ungulate populations in 2010, Nazinga Game Ranch, Burkina Faso. *Biotechnologie, Agronomie, Société et Environnement*, 16(4), 441–449.
34. Meehan, T. D. (2020). Estimating animal abundance with N-mixture models. *Journal of Statistical Software*, 95(11), 1–20. <https://doi.org/10.18637/jss.v095.i11>
35. Ndecky, D. (2002). *Contribution à l'étude des systèmes d'élevage dans les villages riverains du Ranch de Gibier de Nazinga (Mémoire de DESS)*. Université Paris XII Val de Marne, Créteil, France.
36. Oladipo, S. O., Afolayan, F. A., Lewiska, L. F., & Lameed, G. A. (2019). Population density, diversity and abundance of antelope species in Kainji Lake National Park, Nigeria. *Open Journal of Ecology*, 9(4), 95–109. <https://doi.org/10.4236/oje.2019.94009>
37. Petrovan, S. O., Ward, A. I., & Wheeler, P. M. (2011). Detectability counts when assessing populations for biodiversity targets. *PLOS ONE*, 6(9), e24133. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0024133>
38. PNGFAP (2007). *Programme National de Gestion de la Faune et des Aires de Protection Faunique. Composante : Gestion de la faune et des aires de protection faunique*. Ministère de l'Environnement et du Cadre de Vie, Burkina Faso.
39. Regier, H. A., & Robson, D. S. (1967). Estimating population size and efficiency of selective fishing gear. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada*, 24(1), 31–67. <https://doi.org/10.1139/f67-004>
40. Rockwood, L. L. (2015). *Introduction to population ecology* (2nd ed.). Wiley-Blackwell.
41. Royle, J. A. (2004). N-mixture models for estimating population size from spatially replicated counts. *Biometrics*, 60(1), 108–115. <https://doi.org/10.1111/j.0006-341X.2004.00142.x>

42. Sinclair, A. R. E., Fryxell, J. M., & Caughley, G. (2006). *Wildlife ecology, conservation, and management* (2nd ed.). Blackwell Publishing.
43. Sutherland, W. J. (2006). *Ecological census techniques: A handbook* (2nd ed.). Cambridge University Press.
44. Taïga, L. K., Kamgang, S. A., Bakwo Fils, E. M., Samuel, T. C., & Rduch, V. (2021). The status and population dynamic of Buffon's kob (*Kobus kob kob*, Erxleben 1777) in the Faro National Park, Northern Cameroon. *African Journal of Ecology*, 59(3), 695–702. <https://doi.org/10.1111/aje.12808>.
45. Wanzie, C. S. (1991). The present distribution and status of Buffon's kob *Kobus kob kob* (Erxleben) in West and Central Africa. *Mammalia*, 55(1), 79–84.
46. Wenger, S. J., & Freeman, M. C. (2008). Estimating species occurrence, abundance, and detection probability using zero-inflated distributions. *Ecology*, 89(10), 2953–2959. <https://doi.org/10.1890/07-0630.1>
47. Zar, J. H. (1999). *Biostatistical analysis* (4th ed.). Prentice Hall.