

**LA TECHNIQUE DU DOUBLE INVENTAIRE AÉRIEN POUR MESURER
L'ABONDANCE DES POPULATIONS DE CERF DE VIRGINIE:
SES FONDEMENTS SCIENTIFIQUES**

François Potvin, Laurier Breton
Société de la faune et des parcs du Québec

et

Louis-Paul Rivest
*Département de mathématiques et de statistique
Université Laval*

Société de la faune et des parcs du Québec
Août 2002

Dépôt légal – Bibliothèque nationale du Québec, 2002

ISBN:

RÉSUMÉ

La densité est une donnée fondamentale pour suivre l'application des plans de gestion du cerf de Virginie au Québec. La technique du double inventaire aérien, qui permet de mesurer l'abondance des populations de cerf, a été développée de 1987 à 1990 et ensuite appliquée à l'ensemble des zones de chasse. Dans ce type d'inventaire, deux observateurs indépendants, placés du même côté de l'aéronef, dénombrent simultanément les animaux dans des parcelles. Durant la phase de mise au point, nous avons vérifié si la technique pouvait s'appliquer au cerf sous nos conditions. À cette fin, nous avons d'abord évalué la précision de la technique dans de grands ravages ($\geq 25 \text{ km}^2$, 10 survols) et dans des zones de chasse complètes (1 600 à 26 000 km^2 , 14 survols). Les survols de grands ravages ont montré qu'une précision de $\pm 20 \%$ pouvait être atteinte avec un échantillon de 50 à 100 parcelles (5 km de longueur par 60 m de largeur). Dans des zones de chasse, il fallait généralement de 100 à 200 parcelles pour atteindre la même précision, mais certaines zones en demandaient davantage. Nous avons aussi vérifié la robustesse de la technique en répétant les survols de deux à cinq fois lors de huit inventaires. Les densités des inventaires qui ont fait l'objet de répétitions n'ont pas montré de différences considérées biologiquement importantes (différence $> 30 \%$ entre deux survols à l'intérieur d'un même inventaire) pour 21 des 24 répliques prises globalement. Enfin, nous avons comparé le double inventaire aérien et le dénombrement des fèces, la technique qui était utilisée auparavant pour estimer les populations de cerf. Quand les deux techniques ont été appliquées aux mêmes ravages, l'intervalle de confiance de l'inventaire aérien incluait l'estimation obtenue par le dénombrement de fèces dans cinq inventaires sur neuf. La population estimée par inventaire aérien était plus basse lors d'un inventaire et plus grande lors de trois inventaires. Même si le coût des deux techniques est du même ordre, nous considérons que l'inventaire aérien procure des estimations plus fiables, alors que le dénombrement des fèces nécessite deux variables arbitraires, le taux de défécation et la période d'occupation du ravage.

La phase de mise au point nous a amenés à conclure que le double inventaire aérien s'avère une technique fiable pour mesurer l'abondance des populations de cerf, à un coût raisonnable. À ce jour, deux programmes quinquennaux ont été complétés avec succès pour l'ensemble du Québec. L'inventaire d'une zone typique, avec 200 parcelles, requiert environ 30 à 40 h d'hélicoptère. Un tel inventaire permet d'atteindre une précision de $\pm 20 \%$ de la densité de cerf

pour l'ensemble de la zone et fournit des estimations plus sommaires pour des portions de territoire ou pour de grands ravages. À la lumière des résultats, nous discutons les principaux aspects à considérer en vue du prochain programme.

ABSTRACT

Density estimates are required to assess white-tailed deer management plans in Québec. The double-count aerial survey technique was developed from 1987 to 1990 and then applied on a hunting zone basis. In a double count, two independent observers located on the same side of an aircraft simultaneously count animals in sample plots. To evaluate if this technique could be implemented as part of our deer management program, we initially assessed its precision to estimate densities over large wintering areas ($\geq 25 \text{ km}^2$, 10 surveys) and whole hunting zones (1 600-26 000 km^2 , 14 surveys). We also tested its repeatability by replicating height surveys two to five times each. We finally compared double-count aerial surveys with pellet-group counts, which were historically used to estimate deer numbers.

Surveys of large wintering areas indicated that a 90% confidence interval of $\pm 20\%$ could have been obtained with a sample size of 50-100 plots (5 km x 60 m strip plots). In hunting zones, 100-200 plots would have been needed to reach the same precision. Densities from replicated surveys were not considered biologically different (difference $> 30\%$ between two replicates within each survey) for 21 of 24 replicates overall.

When both techniques were applied to the same wintering areas, the 90% confidence limits of the aerial deer estimate encompassed the pellet-group estimate in five of nine surveys, and was lower in one survey and was higher in three surveys. Although the costs of the aerial survey and of the pellet-group count techniques are rather similar, we suggest that aerial surveys provide more reliable estimates because pellet-count evaluations require two arbitrary variables, defecation rate and deer concentration period inside the yard.

Based on initial tests, we conclude that the double-count technique is reliable to survey white-tailed deer at a reasonable cost. Two five-year survey programs have yet been successfully completed for the whole province. A typical survey for a hunting zone with 200 plots requires approximately 30 to 40 helicopter hours. Deer density for the entire zone can be estimated with a $\pm 20\%$ precision, while it provides less accurate evaluations for subunits or large wintering areas. We discuss management implications for our next survey program.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	III
1. INTRODUCTION	1
2. SECTEURS D'ÉTUDE.....	3
3. MÉTHODES	4
3.1 Technique d'inventaire aérien	4
3.2 Calcul des probabilités de détection et des densités de cerfs	7
3.3 Précision et robustesse des inventaires aériens.....	10
3.4 Comparaison entre l'inventaire aérien et le dénombrement des fèces.....	11
3.5 Bilan des premier et deuxième programmes quinquennaux	12
4. RÉSULTATS.....	13
4.1 Précision et robustesse du double inventaire aérien	13
4.2 Comparaison entre l'inventaire aérien et le dénombrement des fèces.....	17
4.3 Premier et deuxième programmes quinquennaux.....	19
5. DISCUSSION	22
5.1 Validité de la technique du double inventaire aérien	22
5.2 Double inventaire aérien versus dénombrement des fèces.....	24
5.3 Bilan des deux premiers programmes quinquennaux et implications pour la gestion.....	26

6. CONCLUSION.....	30
7. REMERCIEMENTS	31
RÉFÉRENCES	32

1. INTRODUCTION

Les inventaires aériens sont couramment utilisés pour estimer la taille des populations de grands mammifères comme le caribou, l'orignal et le wapiti (Courtois *et al.* 1994, Couturier *et al.* 1996, Gasaway et Dubois 1987, Eberhardt *et al.* 1998). Ce type d'inventaire est moins fréquent chez le cerf de Virginie et le cerf mulet car la plupart des provinces ou états se basent plutôt sur les statistiques de récolte pour gérer les populations de ces espèces. Une autre technique, le dénombrement des fèces, a souvent été utilisée pour évaluer les densités de cerf. Malgré tout, des inventaires aériens pour le cerf ont été réalisés sur des superficies généralement restreintes dans divers types de milieux: des zones d'arbustives au Texas (Beasom 1979, Beasom *et al.* 1981), des forêts de pin et de genévrier au Colorado (Kufeld *et al.* 1980, Bartmann *et al.* 1986, 1987, White *et al.* 1989) et des forêts feuillues au Connecticut (Kilpatrick et Ellingwood 1993), au Missouri (Berringer *et al.* 1998) et en Ohio (Stoll *et al.* 1991). L'inventaire aérien est difficile à appliquer dans les forêts résineuses ou mélangées en raison du couvert fermé. L'infrarouge thermique apparaît comme une technique prometteuse, particulièrement en milieu ouvert, mais celle-ci n'a pas encore fait ses preuves sous couvert dense (Gill *et al.* 1997, Havens *et al.* 1998).

L'utilisation de facteurs de correction pourrait être une alternative pour réaliser des inventaires aériens en forêt résineuse ou mélangée. Cependant, d'après plusieurs auteurs, il peut être biaisé d'appliquer à un autre secteur ou dans d'autres conditions un facteur de correction obtenu à un endroit donné et dans des conditions particulières (Pollock et Kendall 1987, Graham et Bell 1989, Marsh et Sinclair 1989, Seber 1992). Pour évaluer et corriger la probabilité de détection des animaux, Floyd *et al.* (1979) et Berringer *et al.* (1998) ont utilisé des cerfs équipés de colliers, ce qui s'avère une approche coûteuse. Le besoin existe donc pour une technique à faible coût qui incorporerait des facteurs de correction spécifiques à chaque survol. La technique du double inventaire aérien fournit une telle estimation. Cette méthode s'appuie sur deux observateurs qui scrutent indépendamment les parcelles et qui rapportent leurs résultats à une troisième personne, de façon à distinguer les animaux vus en communs de ceux vus par un seul observateur. Le calcul des facteurs de correction, spécifiques à chaque inventaire, procède selon le modèle de Petersen (Seber 1982, Pollock et Kendall 1987).

Au Québec, la technique du double inventaire aérien pour mesurer l'abondance des populations de cerf de Virginie a été développée surtout de 1987 à 1990, puis appliquée à l'ensemble des zones de chasse. Les premières expérimentations ont eu lieu sur l'île d'Anticosti (Potvin *et al.* 1992, Rivest *et al.* 1995) et dans différents endroits au Québec. Ce rapport a pour objectif de présenter les fondements scientifiques qui nous ont amenés à adopter cette technique pour le suivi des populations de cerf. Durant la phase de mise au point, nous nous sommes intéressés plus particulièrement à (1) la précision et la robustesse des estimations de densités réalisées sous différentes conditions et (2) à la comparaison des estimations de densités et des coûts entre cette technique et celle du dénombrement des fèces, la technique qui jusqu'à maintenant était couramment utilisée. Dans un deuxième temps, nous dresserons un court bilan des deux programmes quinquennaux qui viennent d'être complétés.

2. SECTEURS D'ÉTUDE

Les inventaires aériens ont été réalisés dans 11 zones de chasse (1 600 à 26 000 km²) et huit ravages (25 à 213 km²) du Québec continental, ainsi que sur l'île d'Anticosti (zone de chasse 20) (figure 1). La distribution continue du cerf au Québec correspond sensiblement à ces 12 zones. Les zones du sud (4, 5, 6, 7 et 8) présentent une mosaïque de type agro-forestier alors que les zones plus au nord (1, 2, 3, 9, 10 et 11) sont presque totalement couvertes de forêt. La végétation est généralement de type mélangé ou feuillu, sauf sur l'île d'Anticosti qui est située en forêt boréale. En hiver, les cerfs se rassemblent dans des ravages offrant un couvert dense résineux ou mélangé. Les hivers sont plus cléments au sud, avec environ trois à quatre mois de présence de neige au sol, mais beaucoup plus rigoureux au nord et à l'est, avec près de six mois d'enneigement. L'épaisseur de neige dépasse rarement 50 cm au sud mais excède ce seuil durant 30 à 70 jours en moyenne au nord (Lamontagne et Potvin 1994, Huot *et al.* 2002).

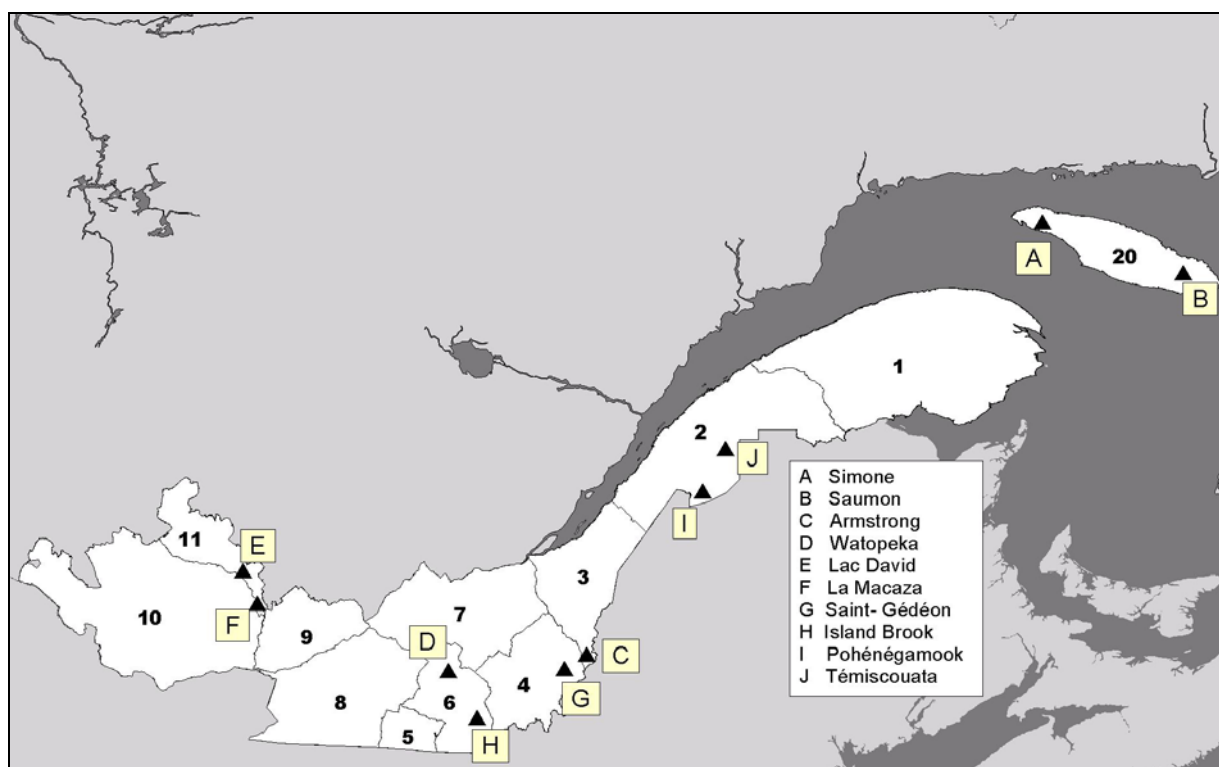


Figure 1. Localisation des zones de chasse (1 à 20), des ravages de cerfs (C à J) et des blocs de forêt (A, B) où nous avons appliqué la technique du double inventaire aérien.

3. MÉTHODES

3.1 Technique d'inventaire aérien

Nous avons appliqué la technique du double inventaire aérien, telle que décrite par Breton et Potvin (1997a). Les cerfs ont été dénombrés par deux observateurs placés du côté gauche d'un hélicoptère Bell 206-B (Anticosti avant 1996) ou Bell 206-L (autres survols). Une fenêtre panoramique installée dans la porte arrière permettait à l'observateur arrière de voir sous et à côté de l'hélicoptère. L'observateur avant utilisait à cette fin la fenêtre avant supérieure, la fenêtre de côté de même que celle au plancher. La parcelle d'inventaire prenait la forme d'une bande étroite, s'étendant du côté gauche à partir de la verticale (angle de 0° , directement sous l'hélicoptère) jusqu'à un angle de 45° par rapport à la verticale (figure 2). Pour les deux observateurs, l'angle extérieur était déterminé en alignant deux marques (ruban plastifié), l'une sur la fenêtre de côté et l'autre au bout d'une tige extérieure fixée à l'hélicoptère. Avant chaque survol, l'hélicoptère suivait une ligne droite (chemin, piste d'atterrissage) pour permettre aux observateurs de vérifier que leurs angles d'observation étaient identiques.

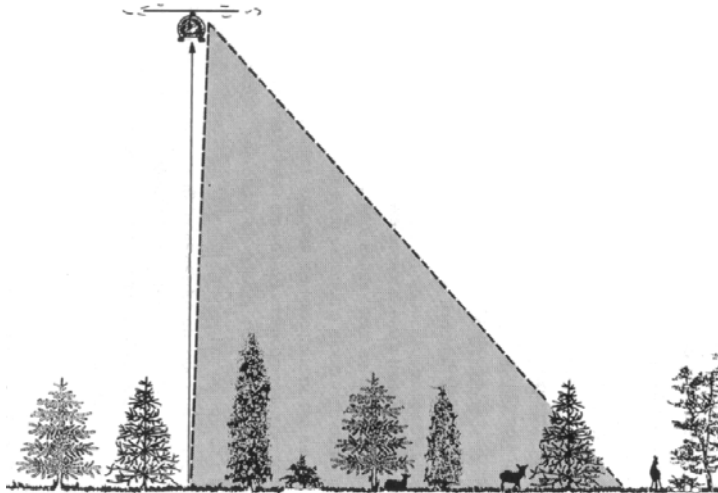


Figure 2. Schéma vertical de la parcelle d'inventaire aérien.

Le navigateur prenait place derrière le pilote et utilisait aussi une fenêtre panoramique pour voir à l'avant et de côté. Il avait pour fonction de distinguer et d'enregistrer les groupes de cerfs aperçus par l'un ou l'autre des observateurs. Pour assurer l'indépendance des observateurs, l'observateur avant, le navigateur et le pilote étaient connectés au système de communication de l'hélicoptère, alors que l'observateur arrière était en contact avec le navigateur par le biais d'un système portable. Les écouteurs du navigateur étaient modifiés en sorte qu'un écouteur était branché sur le système de l'hélicoptère et le second sur le système portable. Un interrupteur permettait au navigateur de parler séparément à l'un ou l'autre des observateurs.

Les inventaires ont eu lieu en hiver (décembre et janvier), sauf sur l'île d'Anticosti où ils furent exécutés en hiver ou en été (août). Les inventaires en été sont possibles sur l'île parce que le couvert feuillu est généralement peu abondant et qu'il y a un bon contraste entre le pelage fauve des animaux et la végétation au sol. Les secteurs à survoler étaient délimités sur des cartes topographiques 1:50 000. Lorsque les inventaires étaient réalisés en hiver, une bande de 1 km était généralement ajoutée à la périphérie des ravages traditionnels pour inclure les cerfs qui auraient pu se trouver à la marge. Nous avons utilisé trois types de plans de sondage pour les zones de chasse: (1) un échantillonnage systématique de toute la superficie boisée dans les zones où la distribution du cerf est uniforme et à forte densité (approche zone), (2) un échantillonnage systématique limité aux ravages > 2,5 km² dans les zones à distribution éparse (approche ravages) et (3) un échantillonnage stratifié couvrant à la fois les ravages et la superficie boisée hors ravages, dans les zones intermédiaires (approche mixte). Les parcelles de 5 km de long¹ étaient distribuées systématiquement le long de lignes parallèles tracées selon un axe nord-sud. Afin d'obtenir un recouvrement complètement systématique, la distance entre les parcelles et entre les lignes de vol était généralement la même. Les superficies non boisées (lacs, milieux agricoles et péri-urbains), occupant plus de 300 m sur les lignes de vol, étaient exclues car ce ne sont pas des habitats utilisés par le cerf. En conséquence, les parcelles étaient souvent discontinues et formées de segments, particulièrement en milieu agro-forestier. À la marge des blocs d'inventaire, les parcelles incomplètes en fin de ligne se poursuivaient sur la ligne suivante afin de cumuler 5 km.

¹ Les parcelles avaient 6 km lors des premiers survols sur l'île d'Anticosti. Lors du deuxième programme quinquennal, des parcelles de 3 km furent utilisées dans la portion est de la zone 9 et des parcelles de 3,5 km sur l'île d'Anticosti.

Nous avons utilisé le système de navigation Loran-C (premiers survols) ou GPS de l'hélicoptère pour maintenir le cap (Boer *et al.* 1989, Leptich *et al.* 1994). Le pilote utilisait l'affichage de la longitude pour suivre une ligne ou pour changer de ligne (Beringer *et al.* 1998). Le navigateur déterminait le début et la fin des parcelles à l'aide de repères visuels au sol ou en utilisant l'affichage de la latitude sur le GPS. Le pilote maintenait en moyenne une altitude de 60 m, vérifiée au radar-altilimètre, et une vitesse de 70 à 100 km/h.

Les groupes de cerfs aperçus étaient classifiés en fonction de la taille du groupe (1, 2, 3, etc.) et de l'activité (en mouvement ou non). Le navigateur notait directement sur la carte les données de chaque observateur. Quand un observateur voyait un groupe à l'avant, il ne le rapportait qu'au moment du passage de l'hélicoptère à la verticale du groupe. Les cerfs qui se déplaçaient hors de la bande d'observation avant le passage de l'aéronef étaient enregistrés à leur position initiale. Les groupes à l'extérieur de la bande n'étaient pas pris en compte. Lorsque les observateurs indiquaient une taille différente pour un même groupe, la valeur la plus élevée était utilisée dans les compilations.

3.2 Calcul des probabilités de détection et des densités de cerfs

En raison de l'angle d'observation de 45°, la largeur de la parcelle est égale à l'altitude de vol (60 m), ce qui donne une superficie de 0,3 km² par parcelle (5 km x 60 m). Une unité de sondage contient M parcelles dont m sont survolées, de telle sorte que la fraction échantillonnée s'exprime par $f = m/M$. Représentons par $h = 1, \dots, H$, et $i = 1, \dots, m$ les indices correspondant à la taille du groupe et à la parcelle mesurée, respectivement. La notation suivante est utilisée pour les calculs subséquents:

n_{ihk} = nombre de groupes de h animaux dans la parcelle i vus par l'observateur avant seulement ($k = 1$), l'observateur arrière seulement ($k = 2$) ou les deux observateurs ($k = 3$),

$n_{.hk}$ = somme des n_{ihk} pour les m parcelles survolées,

$n_{ih.}$ = nombre total de groupes de h animaux vus dans la parcelle i

$$(n_{ih.} = n_{ih1} + n_{ih2} + n_{ih3}),$$

$n_{.h.}$ = nombre total de groupes de h animaux vus dans les m parcelles survolées.

Pour le calcul des probabilités de détection, nous considérons quatre tailles de groupes: les cerfs solitaires, les groupes de deux cerfs, ceux de trois cerfs et ceux de quatre cerfs ou plus. La probabilité de détection par observateur (p_{hk}) est calculée selon une estimation de Petersen (Magnuson *et al.* 1978) pour chaque taille de groupe:

$$p_{h1} = \frac{n_{.h3}}{(n_{.h2} + n_{.h3})}, \quad \text{et} \quad p_{h2} = \frac{n_{.h3}}{(n_{.h1} + n_{.h3})}.$$

La population totale de cerfs et sa variance sont estimées à l'aide des équations proposées par Rivest *et al.* (1995). Ces estimations font appel à trois facteurs de correction (c_h), un pour les cerfs solitaires, un pour les groupes de deux cerfs et un pour les groupes de trois cerfs:

$$c_h = 1 + \frac{n_{.h2}n_{.h1}}{n_{.h}(n_{.h3} + 1)}.$$

Pour les groupes de quatre cerfs ou plus, nous assumons un facteur de 1,00 (aucune correction). La probabilité de détection de tels groupes, mesurée lors de 25 inventaires, est de

0,92 et 0,90 pour l'observateur avant et l'observateur arrière, respectivement (figure 3). Puisque au moins l'un des deux observateurs avait une probabilité de 1,00 lors de 17 de ces inventaires, le facteur de correction c_4 est donc de 1,00 la majorité du temps. L'estimation de la variance pour l'estimateur c_h se calcule comme suit:

$$\text{var}(c_h) = \frac{(c_h - 1) [c_h (n_{.h} - n_{.h3} - 2) + 1]}{(n_{.h} - 1) (n_{.h3} + 2)}$$

Une estimation du nombre total de cerfs dans chaque parcelle (N_i), de sa variance et de la population de cerf dans l'unité de sondage (T) s'obtient comme suit:

$$N_i = c_1 n_{i1} + 2c_2 n_{i2} + 3c_3 n_{i3} + \sum_{h=4}^H h n_{ih} ,$$

$$\text{var}(N_i) = [1/(m-1)] \left[\sum_{i=1}^m N_i^2 - (\sum_{i=1}^m N_i)^2 / m \right] ,$$

$$T = (1/f) \sum_{i=1}^m N_i .$$

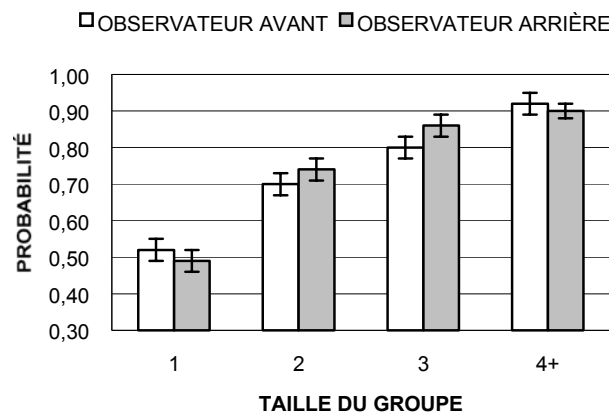


Figure 3. Probabilité de détection (± 1 erreur type) par l'observateur avant et l'observateur arrière en fonction de la taille du groupe de cerfs lors de 25 inventaires utilisant la technique du double inventaire aérien.

La variance de T a trois composantes liées à la variabilité due (1) à la sélection des m parcelles (σ_s^2), (2) à l'estimation des facteurs de correction (σ_e^2) et (3) à la prédiction du nombre de cerfs (σ_p^2):

$$\sigma_s^2 = [1/f(1-f) M \text{ var}N_i] - (1-f) \sigma_p^2 ,$$

$$\sigma_e^2 = (1/f^2) [n_{.1}^2 \text{ var}(c_1) + 4n_{.2}^2 \text{ var}(c_2) + 9n_{.3}^2 \text{ var}(c_3)] ,$$

$$\sigma_p^2 = (1/f^2) \{n_{.1} [c_1^2 - c_1 - v(c_1)] + 4 n_{.2} [c_2^2 - c_2 - v(c_2)] + 9 n_{.3} [c_3^2 - c_3 - v(c_3)]\} ,$$

$$\text{var}T = \sigma_s^2 + \sigma_e^2 + \sigma_p^2 .$$

Cette variance est légèrement supérieure à celle présentée par Rivest *et al.* (1995: tableau 1) car quelques termes de correction ont été omis afin de simplifier la formule. Pour permettre de comparer divers secteurs, les résultats sont généralement exprimés sous forme de densité (\bar{x}) avec son erreur type (ET), calculés en tenant compte de la superficie de l'unité de sondage (SUPER):

$$\bar{x} = T / \text{SUPER}, \text{ et } \text{ET} = (\sqrt{\text{var}T}) / \text{SUPER} .$$

3.3 Précision et robustesse des inventaires aériens

La précision statistique est fonction de la variabilité de la distribution des cerfs et de la taille de l'échantillon. Dans nos calculs, nous avons utilisé un seuil de probabilité de 90 %, c'est-à-dire $\alpha=0,10$, tel que suggéré par Tzillowski et Storm (1993) pour les décisions de gestion concernant le cerf. Pour les inventaires aériens de l'original, un intervalle de confiance (IC) de ± 20 à 25 %, au seuil de probabilité de 90 %, est la précision visée (Crête *et al.* 1986, Gasaway *et al.* 1986). Pour des études à grande échelle, des densités ayant une erreur de ± 20 % de la vraie moyenne, au seuil de 90 %, sont considérés comme raisonnables en termes de précision et d'exactitude (Lancia *et al.* 1994). Nous avons fixé comme objectif d'obtenir un IC de ± 20 %, au seuil de probabilité de 90 %. L'IC 90 % de la densité de cerfs a été calculé à partir de 10 inventaires de ravages et de 14 inventaires de zones de chasse, en utilisant la formule de l'échantillonnage aléatoire simple et en assumant que f est négligeable (Cochran 1977):

$$\text{IC 90\% (\%)} = \pm (t_{0,10} \text{ ET} / \bar{x}) \times 100 .$$

Pour ces mêmes inventaires, nous avons aussi calculé la taille de l'échantillon qui aurait été requis pour atteindre un IC de ± 20 %, en assumant que f est négligeable:

$$\text{Nombre de parcelles} = m (\text{IC 90\%} / 20)^2 .$$

Pour évaluer la robustesse de la technique, nous avons répété huit inventaires de deux à cinq fois chacun afin de vérifier si les résultats restaient constants d'un survol à l'autre. Sur l'île d'Anticosti, trois inventaires ont été répétés lors de journées différentes. Sur le continent, cinq grands ravages de cerfs ont été survolés à deux reprises ou plus durant le même hiver. Les observateurs et le navigateur étaient les mêmes lors de ces survols sauf à une occasion sur l'île d'Anticosti. Nous avons comparé les densités entre les répliques de chaque inventaire en examinant si les limites inférieure et supérieure des estimations se chevauchaient, au seuil de probabilité de 90 %. Nous avons aussi vérifié si les densités de deux répliques différaient entre elles par plus de 30 %, un écart que nous considérons comme biologiquement significatif (Seidl *et al.* 1997). Compte tenu de l'évolution rapide des populations de cerfs (Lamontagne et Potvin 1994), un tel écart entre deux inventaires est plausible et il dépasse l'erreur statistique de l'estimation, ce qui dénote un changement réel dans la population de cerf.

3.4 Comparaison entre l'inventaire aérien et le dénombrement des fèces

Par le passé, la technique de dénombrement des fèces était couramment utilisée pour estimer les densités de cerfs au Québec (Neff 1968, Potvin 1995). Nous avons comparé l'inventaire aérien et le dénombrement des fèces pour neuf ravages de cerfs inventoriés par les deux techniques. Les tas de fèces furent comptés dans des parcelles de 1/125 ha tôt au printemps, avant le débourrement de la végétation. La densité de cerfs est basée sur le nombre moyen de tas par parcelle (\bar{y}), le taux de défécation (26 tas par jour), la durée de la période de présence des cerfs dans le ravage (PÉRIODE) et la superficie du ravage en ha (SUP_HA):

$$\text{Nombre de cerfs} = (125 \times \bar{y} \times \text{SUP_HA}) / (26 \times \text{PÉRIODE})$$

À la suite d'Eberhardt et van Etten (1956), un taux de défécation de 13 tas par jour est souvent utilisé. Toutefois, les études plus récentes indiquent que le taux réel serait plutôt de 26 tas par jour (Rogers 1987, Sawyer *et al.* 1990). La précision statistique de \bar{y} est habituellement de ± 10 à 20 %, en raison d'une taille échantillon élevée (> 250 parcelles). Il n'est pas possible cependant d'évaluer la précision globale de la population de cerf car la variabilité des autres variables (taux de défécation, SUP_HA et PÉRIODE) n'est pas connue. Ceci rend caduque l'utilisation d'un test statistique pour comparer les estimations provenant de l'inventaire aérien et celles du dénombrement des fèces. Nous avons considéré que les deux estimations étaient similaires si l'estimation de population provenant du dénombrement des fèces était comprise entre les limites inférieure et supérieure de l'estimation aérienne. Nous avons aussi examiné les coûts encourus par les deux techniques lors de nos inventaires. Pour l'hélicoptère, nous utilisons un taux horaire de 1000 \$, incluant l'essence. Ce taux représente à une majoration d'environ un tiers par rapport au montant réellement déboursé lors de nos survols et correspond au tarif actuel des aéronefs.

3.5 Bilan des premier et deuxième programmes quinquennaux

L'objectif des deux programmes quinquennaux était d'évaluer la population de chaque zone de chasse avec un IC de $\pm 20\%$, au seuil de probabilité de 90 %. Le personnel régional était responsable de l'exécution des travaux. Durant les premières années, à l'époque de la mise au point de la technique, un observateur d'expérience a apporté un support aux équipes d'inventaire. Les résultats du premier programme quinquennal sont tirés des rapports par zone produits par les responsables régionaux (Breton et Potvin 1997b). Ceux du deuxième programme proviennent de rapports internes ou de communications personnelles avec les mêmes responsables. En raison de modifications qui étaient prévues au découpage des zones de chasse, les unités de sondage du deuxième programme n'ont pas toujours été des zones complètes. Dans plusieurs cas, les inventaires se sont réalisés en prenant la région administrative comme unité et en la subdivisant en fonction des portions de zones de chasse qu'elle recouvrait. Pour obtenir des densités par zone, nous avons dû reprendre les calculs afin de regrouper l'ensemble des unités appartenant à chaque zone, en considérant chaque unité comme une strate différente dans le programme de compilation du logiciel CERF (Breton et Potvin 1997a).

4. RÉSULTATS

4.1 Précision et robustesse du double inventaire aérien

Dans les ravages survolés durant la phase de mise au point, l'IC 90 % a varié entre ± 10 et ± 29 % lors des 10 survols (tableau 1). Pour atteindre une précision de ± 20 %, un échantillon de 50 à 100 parcelles aurait généralement suffi. La précision était plus variable dans les zones de chasse, allant de ± 13 à ± 49 % (tableau 2). Dans l'ensemble, les zones où l'échantillonnage se limitait aux ravages avaient un IC plus étroit que celles où toute la superficie boisée était survolée. Dans la majorité des zones, un échantillon de 100 à 200 parcelles aurait été requis pour atteindre une précision de ± 20 %, au seuil de probabilité de 90 %, mais certaines zones en auraient nécessité davantage.

L'évaluation de la robustesse de la technique s'appuie sur huit inventaires répétés de deux à cinq fois, pour un total de 24 répliques (tableau 3). Pour chaque inventaire, les limites inférieure et supérieure des estimations de densités de cerfs se chevauchaient entre les répliques, indiquant l'absence de différence statistique. Cependant, trois inventaires avaient une réplique qui montrait un écart de plus de 30 % en densité par rapport aux autres répliques du même inventaire, une différence que nous considérons significative au plan biologique.

Tableau 1. Ravages de cerfs: précision obtenue et nombre de parcelles requises pour obtenir un intervalle de confiance (IC) de $\pm 20\%$, au seuil de probabilité de 90 %, lors de 10 inventaires aériens utilisant la technique du double inventaire aérien.

Inventaire (ravage et année)	Densité estimée		Nombre de parcelles	
	Cerfs/km ² ^a	IC 90 % ^b	Effectuées	Requises
Armstrong 1989	13,7	$\pm 29\%$	25	50
Armstrong 1991	11,6	$\pm 25\%$	35	55
Watopeka 1990	4,4	$\pm 27\%$	89	150
Lac David 1990	8,8	$\pm 25\%$	60	95
La Macaza 1990	11,9	$\pm 25\%$	62	100
Saint-Gédéon 1991	8,6	$\pm 24\%$	26	40
Island Brook 1991	12,4	$\pm 20\%$	32	35
Pohénégamook 1994	19,2	$\pm 10\%$	61	15
Pohénégamook 1996	20,0	$\pm 15\%$	39	25
Témiscouata 1995	9,6	$\pm 29\%$	34	70

^a La plupart des inventaires incluait une bordure de 1 km autour des ravages. Les densités s'appliquent à l'ensemble de la superficie survolée, incluant la bordure.

^b Exprimé en % de la densité estimée.

Tableau 2. Zones de chasse: précision obtenue et nombre de parcelles requises pour obtenir un intervalle de confiance (IC) de $\pm 20\%$, au seuil de probabilité de 90 %, lors de 14 inventaires aériens utilisant la technique du double inventaire aérien.

Plan de sondage ^a	Inventaire (zone et année)	Densité estimée		Nombre de parcelles	
		Cerfs/km ²	IC 90 % ^b	Effectuées	Requises
A	5 1990	9,9	$\pm 32\%$	61	160
	5 1992	12,5	$\pm 14\%$	170	85
	6 1990	3,1	$\pm 31\%$	82	190
	8 1992	3,1	$\pm 49\%$	63	375
B	1 1993	0,03	$\pm 30\%$	89	190
	2 1993	0,3	$\pm 14\%$	196	100
	3 1996	1,6	$\pm 15\%$	201	125
	9 1995	1,1	$\pm 13\%$	277	120
	11 1992	2,0	$\pm 15\%$	184	105
C	4 1991	2,2	$\pm 41\%$	190	790
	4 1995	3,1	$\pm 16\%$	322	200
	6 1992	7,4	$\pm 21\%$	147	165
	7 1996	2,7	$\pm 30\%$	199	440
	10 1994	2,7	$\pm 18\%$	222	175

^a A: échantillonnage systématique de l'ensemble de la superficie de la zone (approche zone).

B: échantillonnage systématique limité aux ravages $> 2,5 \text{ km}^2$ (approche ravages).

C: échantillonnage stratifié avec survol des strates A et B (approche mixte).

^b Exprimé en % de la densité estimée.

Tableau 3. Densité de cerfs estimée par la technique du double inventaire aérien lors de huit inventaires répétés de deux à cinq fois.

Inventaire	Réplique	Probabilité de		Nombre de parcelles	Cerfs/km ²	
		détection des groupes			Moyenne ^a	Limites ^b inférieure - supérieure
		Avant	Arrière			
Anticosti - Simone 1988	1	0,48	0,63	20	15,6	11,5 – 19,7
	2	0,49	0,63	20	13,2	10,1 – 16,3
	3	0,55	0,60	20	12,3	8,2 – 16,4
	4	0,70	0,78	20	11,6	9,9 – 13,3
Anticosti - Saumon 1988	1	0,65	0,59	25	9,9	7,8 – 12,0
	2	0,53	0,67	25	8,5	6,3 – 10,7
	3	0,73	0,58	25	11,3	8,4 – 14,2
Anticosti - Simone 1989	1	0,61	0,49	40	8,1 AB	6,1 – 10,1
	2	0,47	0,36	40	11,7 A	8,7 – 14,7
	3	0,38	0,43	40	11,5 B	8,3 – 14,7
Watopeka 1990	1	0,62	0,65	33	4,7 C	2,8 – 6,6
	2	0,75	0,88	28	3,9 D	1,9 – 5,9
	3	0,39	0,56	28	2,6 CDEF	1,1– 4,1
	4	0,64	0,56	28	4,4 E	2,2 – 6,6
	5	0,43	0,55	28	4,1 F	0,9 – 7,3
Armstrong 1991	1	0,67	0,56	35	11,6	8,7 – 14,5
	2	0,50	0,60	38	10,9	8,0 – 13,8
Saint-Gédéon 1991	1	0,57	0,55	26	8,6	6,6 – 10,6
	2	0,24	0,29	22	6,8	2,0 – 11,6
	3	0,59	0,32	31	6,9	4,5 – 9,3
Island Brook 1991	1	0,85	0,75	32	12,4	9,9 – 14,9
	2	0,65	0,51	39	9,8	7,1 – 12,5
Témiscouata 1995	1	0,71	0,59	34	9,6 G	6,9 – 12,3
	2	0,29	0,12	33	6,6 G	2,2 – 11,0

^a Pour chaque inventaire, les densités suivies de la même lettre sont considérées biologiquement différentes (différence > 30%).

^b Limites inférieure et supérieure de l'estimation de densité, au seuil de probabilité de 90 %.

4.2 Comparaison entre l'inventaire aérien et le dénombrement des fèces

L'estimation de population provenant du dénombrement des fèces était comprise à l'intérieur des limites inférieure et supérieure de celle de l'inventaire aérien dans cinq des neuf ravages, ce qui indique une assez bonne concordance entre les deux techniques (tableau 4). L'estimation aérienne était inférieure à celle des fèces lors d'un inventaire et supérieure lors des trois autres.

Le dénombrement des fèces nécessite environ 40 jours-personnes pour couvrir un grand ravin ($\geq 25 \text{ km}^2$). En utilisant un taux quotidien de 200 \$ pour le salaire et de 125 \$ pour les frais de séjour, les dépenses totalisent 13 000 \$. Un inventaire de même type pour une zone de chasse coûte environ 32 500 \$. Le survol d'un grand ravin par double inventaire aérien requiert en moyenne 60 parcelles, ce qui représente 8 600 \$ pour l'hélicoptère (1000 \$/h x 60 parcelles / 7 parcelles par h) et six jours-personnes, pour un coût total de 10 550 \$. Le survol d'une zone de chasse coûte 33 300 \$ pour l'hélicoptère (1000 \$/h x 200 parcelles / 6 parcelles par h) et nécessite 30 jours-personnes, pour un total de 43 000 \$.

Tableau 4. Population de cerfs estimée par la technique du double inventaire aérien et par celle du dénombrement des fèces dans neuf ravages de cerfs.

Inventaire	Double inventaire aérien			Dénombrement des fèces
	Nombre de parcelles	Population de cerfs	Limites ^a inférieure - supérieure	Population de cerfs ^b
Armstrong 1989	25	2500	1780-3230	1770 ^c
Armstrong 1991	35	1500	1120-1870	1770 ^c
Watopeka 1990	89	860	630-1090	680 ^d
Lac David 1990	60	1060	790-1320	1630 ^d
La Macaza 1990	62	2230	1670-2790	2530 ^d
Saint-Gédéon 1991	26	1280	970-1590	1040
Island Brook 1991	32	1090	870-1310	1190
Pohénégamook 1994 ^e	61	480	430-530	300
Pohénégamook 1996 ^e	39	520	440-600	250

^a Limites inférieure et supérieure de l'estimation de population, au seuil de probabilité de 90 %.

^b Basé sur un taux de défécation de 26 tas par jour.

^c Estimation de population pour l'hiver 1990. Il n'y a pas eu de dénombrement des fèces en 1989 et 1991, mais les estimations pour 1988, 1990 et 1992 indiquent une population stable.

^d Le dénombrement des fèces a eu lieu en 1989.

^e Dumont *et al.* (1998); les estimations de population par dénombrement des fèces ont été recalculées sur la base d'un taux de 26 tas de fèces par jour.

4.3 Premier et deuxième programmes quinquennaux

Le premier programme quinquennal, débuté à l'hiver 1991-1992, a mesuré les densités de cerfs dans 12 zones de chasse au Québec, incluant l'île d'Anticosti (zone 20). Il a pris fin à l'été 1996. L'île d'Anticosti² a été couverte en entier à deux reprises durant ce programme. Dans un premier temps, l'île a été subdivisée en 14 unités, dont une à trois furent survolées à chaque été de 1990 à 1994. En août 1996, l'île d'Anticosti fut à nouveau inventoriée au complet (Rochette et Gingras 2001). Sur le continent, entre une et trois zones ont été survolées à chaque hiver. Les densités de cerfs différaient beaucoup entre les zones de chasse, allant de moins de 1 à plus de 10 cerfs/km² (tableau 5). Les plus fortes densités (> 7 cerfs/km²) ont été rencontrées dans les zones 5 et 6 ainsi que sur l'île d'Anticosti. L'objectif de précision (IC de $\pm 20\%$) a été atteint dans huit des 12 zones et pratiquement atteint dans une neuvième ($\pm 21\%$). Le nombre d'heures d'hélicoptère par inventaire a varié de 10 à 57, avec environ 30 à 45 h pour la plupart des zones. La durée de l'inventaire a été fonction des conditions climatiques. De façon typique, une équipe de trois personnes a pu couvrir une zone en 10 jours de vol.

Le second programme quinquennal a été amorcé à l'hiver 1996-1997, pour être complété à l'été 2001. La zone 1 a été retirée du programme en raison de sa faible population de cerfs, car il fut jugé qu'une délimitation des superficies en ravages renseignerait davantage sur l'évolution du cheptel (G. Landry, comm. pers.). La plupart des zones affichaient des densités supérieures à 5 cerfs/km², ce qui traduit une remontée importante des populations entre les deux périodes (tableau 6). L'objectif de précision a été atteint dans six des 11 zones, dont quatre affichaient une erreur < 15 %. Parmi les cinq zones n'ayant pas atteint l'objectif de $\pm 20\%$, une seule dépassait le seuil de $\pm 25\%$ (zone 3).

² Certains survols à Anticosti, initiés dès 1990 pendant la mise au point de la technique, sont ici inclus dans le premier programme quinquennal.

Tableau 5. Résultats du premier programme quinquennal d'inventaire aérien des populations de cerf au Québec.

Zone	Superficie (km ²)			Plan de sondage ^b	Heures d'hélicoptère	Nombre de parcelles	Population estimée ^c		Cerfs/km ² d'habitat
	Totale	Habitat	Sondée ^a				Cerfs	IC 90%	
1	26 435	19 043	120	B	14	89	94	± 30 %	0,03 ^d
2	16 231	11 950	534	B	33	196	2 400	± 14 %	0,25 ^d
3	8 718	5 800	412	B	30	201	4 530	± 15 %	1,6 ^d
4	8 015	6 174	6 395	C	55	322	18 300	± 16 %	3,0
5	2 151	1 457	1 747	A	44	170	17 800	± 14 %	12,5 ^d
6	6 474	3 738	3 759	C	34	147	27 800	± 21 %	7,4
7	12 164	6 000	4 302	C	36	199	16 500	± 30 %	2,7 ^d
8 sud	1 648	583	520	A	10	63	1 820	± 49 %	3,1
9	5 923	4 731	516	B	35	277	4 990	± 13 %	1,1
10	23 061	11 424	6 211	C	45	222	31 000	± 18 %	2,7
11	5 129	3 114	604	B	30	185	5 890	± 15 %	2,0 ^d
20 1990-1994	7 943	7 943	7 943	A	181	960	114 200	-	14,4
20 1996	7 943	7 943	7 943	A	57	439	82 400	± 10 %	10,4

^a Superficie sur laquelle ont été réparties les parcelles d'inventaire, excluant les grands plans d'eau et autres milieux non forestiers pour les zones 1 à 11.

^b A: échantillonnage systématique de l'ensemble de la superficie de la zone (approche zone).

B: échantillonnage systématique limité aux ravages > 2,5 km² (approche ravages).

C: échantillonnage stratifié avec survol des strates A et B (approche mixte).

^c Population estimée pour l'ensemble de la superficie sondée et intervalle de confiance au seuil de probabilité de 90 %.

^d La densité est basée sur une population majorée pour tenir compte de superficies non sondées dans la zone.

Tableau 6. Résultats du deuxième programme quinquennal d'inventaire aérien des populations de cerf au Québec.

Zone	Superficie (km ²)			Plan de sondage ^b	Heures d'hélicoptère	Nombre de parcelles ^c	Population estimée ^d		Cerfs/km ² d'habitat
	Totale	Habitat	Sondée ^a				Cerfs	IC 90%	
2	16 231	11 950	511	B	21	152	5 260	± 24 %	0,76 ^e
3	8 718	6 300	578	B	18	85	7 940	± 29 %	2,8 ^e
4	8 015	5 964	5 467	C	51	305	35 800	± 22 %	6,0
5	2 151	1 498	1 658	A	13	114	20 100	± 22 %	13,4
6	6 474	3 666	4 225	C	58	289	26 100	± 18 %	7,1
7	12 164	5 800	4 461	C	56	284	17 300	± 20 %	3,2 ^e
8 ^f	9 259	1 877	961	C	43	273	11 440	± 23 %	6,1
9	5 923	4 731	782	B	38	479	6080	± 11 %	1,3
10	21 927	17 354	11 575	C	68	369	90 000	± 12 %	5,2
11	5 129	3 114	254	B	35	254	15 300	± 9 %	5,0 ^e
20	7 943	7 943	7 943	A	45	607	126 400	± 7 %	15,9

^a Superficie sur laquelle ont été réparties les parcelles d'inventaire, excluant les grands plans d'eau et autres milieux non forestiers pour les zones 2 à 11.

^b A: échantillonnage systématique de l'ensemble de la superficie de la zone (approche zone).

B: échantillonnage systématique limité aux ravages > 2,5 km² (approche ravages).

C: échantillonnage stratifié avec survol des strates A et B (approche mixte).

^c Parcelles de 5 km², sauf dans la portion est de la zone 9 (3 km²) et dans la zone 20 (3,5 km²).

^d Population estimée pour l'ensemble de la superficie sondée et intervalle de confiance au seuil de probabilité de 90 %.

^e La densité est basée sur une population majorée pour tenir compte de superficies non sondées dans la zone.

^f Portion au sud du fleuve Saint-Laurent.

5. DISCUSSION

5.1 Validité de la technique du double inventaire aérien

La technique du double inventaire aérien s'est avérée précise et robuste pour estimer la densité des populations de cerf au Québec, à un coût raisonnable. Le nombre de parcelles requises pour atteindre une précision de $\pm 20\%$ dans les ravages (50 à 100 parcelles) ou les zones de chasse (100 à 300 parcelles) est relativement modeste. La taille des parcelles est de beaucoup inférieure dans le cas du cerf (5 km x 60 m) que dans celui de l'orignal (6 x 10 km [Crête *et al.* 1986]) parce que la densité du cerf est plus élevée et sa distribution plus uniforme. C'est pourquoi le coût total pour inventorier une zone typique est de l'ordre de 40 000 \$ pour le cerf, comparativement à environ 150 000 \$ pour l'orignal³.

La robustesse est un prérequis important en inventaire aérien car les conditions peuvent varier d'un survol à l'autre. Nous n'avons détecté aucune différence statistique entre les répliques d'inventaires en comparant les intervalles des estimations de densité. Comme une telle procédure avait une faible puissance statistique en raison du nombre limité d'échantillons et de l'erreur type élevée, nous avons aussi examiné si les différences observées étaient biologiquement significatives (Steidl *et al.* 1997). Seulement trois des 24 répliques montraient une différence de densité que nous jugeons biologiquement significative ($> 30\%$ de différence entre deux survols à l'intérieur d'un même inventaire). Sur l'île d'Anticosti en 1989, le premier survol du bloc Simone a produit une estimation inférieure aux deux survols subséquents. En raison d'une neige épaisse et dense, les cerfs étaient difficiles à observer lors de cet inventaire, de sorte qu'il est possible que les observateurs aient été plus aguerris lors des deuxième et troisième survols. Au ravinage du lac Témiscouata, le taux de visibilité des deux observateurs fut inhabituellement faible lors du deuxième survol (0,12 et 0,29), en présence de neige avec une croûte et de cerfs peu mobiles. Ceci s'est traduit par une densité basse et une faible précision (IC 90 % de $\pm 66\%$). À Watopeka, un taux de détection peu élevé par l'observateur avant (0,39) pourrait expliquer les résultats du troisième survol, le seul qui diffère pour ce ravinage. En définitive, le problème dans deux de ces trois inventaires paraît relié à une faible probabilité de détection ($< 0,40$). Le taux de visibilité semble donc être une bonne mesure de la qualité d'un

³ Sur la base de 80 parcelles et 1 400 \$ par parcelle (Courtois *et al.* 1996), majoré de 33 % pour tenir compte de l'augmentation récente des coûts d'aéronefs.

double inventaire aérien. Des simulations ont montré que la technique serait robuste à des probabilités de capture inégales (Magnuson *et al.* 1978), à moins que le taux de visibilité soit de moins de 0,45 (Caughley et Grice 1982). Pour leur part, Graham et Bell (1989) ont suggéré d'appliquer le double inventaire seulement à des populations bien visibles (taux $\geq 0,50$). D'après les résultats de nos inventaires répétés, nous suggérons que les résultats du double inventaire devraient être valides si le taux de visibilité dépasse 0,45, mais que la technique pourrait sous-estimer la densité quand la probabilité est $< 0,40$.

En l'absence de population de cerf de taille connue, il n'a pas été possible de vraiment mesurer l'exactitude de la technique du double inventaire aérien durant la phase de mise au point. Compte tenu de la longueur des parcelles (5 km), une telle évaluation pourrait se faire dans un très grand enclos ($> 5 \text{ km}^2$), un dispositif rarement disponible pour des raisons logistiques et budgétaires. Cependant, depuis la mise sur pied de coupes clôturées sur l'île d'Anticosti, deux enclos de bonne dimension (7 et 16 km^2) ont été érigés. Ces enclos font présentement l'objet d'expérimentations avec un capteur infrarouge ainsi que par la technique du double inventaire aérien (F. Potvin, données non publiées). Pour sa part, l'utilisation de cerfs munis de colliers émetteurs pour évaluer la probabilité de détection n'est pas possible avec le double inventaire car les observateurs ne peuvent pas vérifier avec certitude si un animal observé est porteur d'un collier ou non. De plus, en raison des densités élevées, il est pratiquement impossible de retourner survoler un animal pour vérifier la présence d'un collier, ce qui est l'approche usuelle chez l'orignal et le caribou. Avec la technique du double inventaire aérien, les deux observateurs dans l'aéronef ont sensiblement le même point de vue, ce qui pourrait avoir pour effet de surestimer le taux de visibilité et de sous-estimer la densité réelle des cerfs. Par ailleurs, des animaux bien cachés risquent d'avoir une probabilité nulle d'être détectés (Marsh et Sinclair 1989), un autre facteur qui pourrait contribuer au biais négatif. Dans l'ensemble toutefois, nous considérons les densités mesurées par la technique du double inventaire aérien comme étant réalistes. Au Québec, une diminution progressive des densités par zone du sud vers le nord ou dans celles plus à l'est correspond au gradient observé de rigueur de l'hiver et de qualité d'habitat. La seule exception à ce chapitre est l'île d'Anticosti. En dépit d'hivers longs et d'un habitat pauvre dominé par la forêt boréale, la densité exceptionnelle du cerf sur l'île s'explique par l'absence de prédateurs, un faible taux d'exploitation par la chasse ($< 10\%$) et une utilisation maximale des réserves corporelles en hiver par des animaux qui ne subissent aucun dérangement.

5.2 Double inventaire aérien versus dénombrement des fèces

Le dénombrement des fèces a longtemps été utilisé au Québec pour mesurer les densités de cerf. Durant la phase de mise au point, la technique du double inventaire aérien a été comparée au dénombrement des fèces. Les deux techniques ont produit des estimations de population similaires au dénombrement des fèces lors de cinq relevés sur neuf. Les plus grands écarts proviennent de deux inventaires dans le ravage de Pohénégamook, où l'estimation aérienne est le double de celle du dénombrement des fèces. Le calcul de la densité par le dénombrement des fèces nécessite quatre variables: nombre moyen de tas par parcelle, taux de défécation, durée de la période d'occupation des cerfs dans le ravage et superficie du ravage. Si la mesure du nombre de tas à l'intérieur de la superficie du ravage s'obtient avec une bonne précision statistique, il n'en va pas de même pour les deux autres variables. Le taux de défécation peut varier du simple au double, sinon davantage. À la suite des travaux les plus récents (Rogers 1987, Sawyer *et al.* 1990), nous avons utilisé dans nos calculs un taux de 26 tas par jour, mais il était d'usage auparavant de prendre 13 (Eberhard et van Etten 1956, Potvin 1995). Il n'existe aucune façon d'ajuster ou de vérifier ce taux à chaque inventaire. La période d'occupation quant à elle est arbitraire car tous les animaux n'arrivent pas et ne partent pas en même temps. Le ravage de Pohénégamook a les hivers les plus longs (> 120 jours) parmi les ravages étudiés et un habitat de pauvre qualité (Dumont *et al.* 1998). Dans ces conditions et avec une prise alimentaire réduite, nous suggérons que le taux de défécation a dû être inférieur à 26 pour les deux inventaires que nous avons comparés, ce qui rapprocherait le nombre de cerfs estimé par les deux méthodes. Dans ce même ravage, Potvin *et al.* (1981) ont réalisé des dénombrements de fèces et des inventaires de carcasses de 1972 à 1979. Sur la base de la population estimée (en utilisant un taux de 13 tas par jour) et du nombre de carcasses trouvées, ils ont évalué que la mortalité hivernale pouvait atteindre 40 % du cheptel. Dans ce cas, l'utilisation d'un taux de défécation de 26 tas par jour aurait eu pour effet de diminuer de moitié la population et donc de doubler la mortalité, ce qui est irréaliste. Par conséquent, le taux de défécation devait alors être nettement inférieur à 26.

Même si les coûts respectifs des deux techniques sont du même ordre, nous considérons que la technique du double inventaire aérien est préférable car elle produit des estimations de densité plus fiables que le dénombrement des fèces. L'inventaire aérien fournit directement

une densité de cerf alors que la technique du dénombrement des fèces s'appuie sur deux variables arbitraires, le taux de défécation et la période d'occupation du ravage.

5.3 Bilan des deux premiers programmes quinquennaux et implications pour la gestion

Le bilan global des deux premiers programmes quinquennaux est dans l'ensemble très positif. Lors du premier programme, seulement trois des 12 zones ont affiché une précision inférieure à l'objectif de $\pm 20\%$. La précision a été faible dans la zone 1 ($\pm 30\%$) car la densité y était très basse ($< 1 \text{ cerf/km}^2$), dans la zone 7 ($\pm 30\%$) en raison de l'absence de délimitation récente des ravages (pas d'inventaire d'habitat récent) et dans la zone 8 sud ($\pm 49\%$) à cause d'une taille échantillon trop faible ($n = 63$). Lors du deuxième programme, une seule zone a excédé de façon importante l'objectif de précision (zone 3, $\pm 29\%$), en raison d'un nombre de parcelles nettement insuffisant ($n = 85$). À l'inverse, plusieurs zones ont eu des intervalles inférieurs à $\pm 15\%$. Le changement des unités de sondage lors du deuxième programme, qui sont passées de zones de chasse traditionnelles à des unités régionales, explique ces écarts.

Le calcul de la taille de l'échantillon requis pour atteindre l'objectif de précision de $\pm 20\%$ montre qu'il existe un plus grand écart entre le nombre de parcelles effectuées et celui requis lors du second programme que lors du premier (tableau 7). Globalement, alors que 2 380 parcelles auraient suffi, plus de 3 200 furent réalisées au second programme. Malgré un effort d'échantillonnage global qui dépassait de beaucoup celui requis, le fait que cinq zones n'ont pas rencontré l'objectif de précision au second programme s'explique par une répartition fort inégale des parcelles: dans plusieurs zones, on a survolé deux à quatre fois le nombre requis alors que d'autres n'en ont pas eu suffisamment. Pour atteindre une précision de $\pm 20\%$, six des 10 zones sur le continent auraient demandé un effort d'échantillonnage plus grand lors du second programme que lors du premier. Deux zones auraient demandé un effort moindre et deux autres un effort comparable. L'augmentation de l'effort n'est pas liée directement à l'accroissement de densité car, statistiquement, le nombre de parcelles requises dépend uniquement de la variabilité. En fait, les zones à plus forte densité (zones 5 et 20) sont celles requérant le moins de parcelles. Dans un contexte de changements imprévisibles, à la hausse ou à la baisse, il vaut mieux s'appuyer sur les résultats des deux programmes pour fixer l'effort de sondage. Sur cette base, le nombre de parcelles requises par unité de sondage est généralement de 200, sauf pour les zones 4, 7 et 8 où il se situe plutôt autour de 300 sinon davantage. À l'inverse, moins de 100 parcelles suffiraient pour la zone 11 et les trois unités de sondage de l'île d'Anticosti (ouest, centre, est).

Tableau 7. Précision obtenue et nombre de parcelles requises pour atteindre une précision de $\pm 20\%$, au seuil de probabilité de 90 % (IC 90 %), lors des premier et deuxième programmes d'inventaire aérien des populations de cerf.

Zone	Premier programme					Deuxième programme				
	\bar{x}^a	ÉT ^a	IC 90 % ^b obtenu	Nombre effectué	Nombre requis	\bar{x}^a	ÉT ^a	IC 90 % ^b obtenu	Nombre effectué	Nombre requis
1	0,79	1,32	$\pm 30\%$	89	190	Exclue du programme				
2	4,58	5,36	$\pm 14\%$	196	95	10,29	18,37	$\pm 24\%$	152	220
3	11,00	14,46	$\pm 15\%$	201	120	13,74	21,94	$\pm 29\%$	85	175
4	2,81	4,67	$\pm 16\%$	322	190	6,55	15,02	$\pm 22\%$	305	360
5	10,19	11,21	$\pm 14\%$	170	85	12,11	17,30	$\pm 22\%$	114	140
6	7,40	11,28	$\pm 21\%$	147	160	6,18	11,22	$\pm 18\%$	289	230
7	3,67	9,17	$\pm 30\%$	199	430	3,87	7,92	$\pm 20\%$	284	290
8 ^c	3,49	8,10	$\pm 49\%$	63	370	11,90	27,39	$\pm 23\%$	273	365
9	9,68	12,65	$\pm 13\%$	277	120	7,77	11,75	$\pm 11\%$	479	160
10	4,99	7,90	$\pm 18\%$	222	175	7,80	12,10	$\pm 12\%$	369	165
11	9,75	11,83	$\pm 15\%$	185	100	19,49	17,37	$\pm 9\%$	254	55
20 ouest	6,99	11,54	$\pm 34\%$	65	190	14,16	15,91	$\pm 18\%$	111	90
20 centre	12,28	14,97	$\pm 14\%$	209	100	11,92	13,04	$\pm 10\%$	328	80
20 est	10,37	8,83	$\pm 11\%$	165	50	23,67	19,31	$\pm 10\%$	168	50
Total				2510	2375				3 211	2 380

^a Moyenne et écart type (cerfs/km²) pour la superficie sondée.

^b Intervalle de confiance au seuil de probabilité de 90 %.

^c Premier programme: portion sud seulement; second programme: portion au sud du fleuve Saint-Laurent.

Pour le prochain programme, le calcul du nombre de parcelles requises indique qu'on pourrait diminuer de 25 % l'effort consacré par rapport au second programme, en revenant aux zones de chasse comme unités de sondage. Les coûts pourraient aussi être réduits avec de meilleurs plans de sondage qui s'appuient sur une bonne stratification et une taille échantillon appropriée. Trois approches sont possibles pour le plan de sondage: l'échantillonnage systématique de l'ensemble de la zone (approche zone), l'échantillonnage systématique limité aux ravages > 2,5 km² (approche ravages) et l'échantillonnage stratifié avec survol des deux strates précédentes (approche mixte). La première approche a fait ses preuves dans des zones où la densité est élevée (> 10 cerfs/km²) et homogène (zones 5 et 20). L'approche ravages convient aux zones où le cerf est surtout présent dans de grands ravages (zones 2 et 11). L'approche mixte est la plus complexe, en terme de planification, et souvent la plus coûteuse car elle s'applique à des zones où la densité est élevée par endroits et parfois fort variable. Dans un contexte de populations de cerf en changement rapide, il convient d'être très rigoureux dans la délimitation de la strate zone quand l'approche mixte est appliquée. Mieux vaut ne couvrir que les portions de territoire boisé ou agro-forestier vraiment occupées par le cerf et obtenir une estimation partielle mais précise, plutôt que survoler l'ensemble des superficies hors ravage, avec les aléas budgétaires et statistiques qui s'ensuivent.

Le double inventaire aérien est une technique très exigeante, tant en terme de planification (cartes de vol) que de réalisation (observation, navigation) (Breton et Potvin 1997a). La qualité des résultats d'inventaire est directement tributaire des conditions climatiques, de la période de survol, du comportement des animaux et de l'habileté de l'équipage. Pour l'approche zone, la période idéale est celle des premiers enneigements permanents (> 10 cm), généralement au début de décembre. Pour l'approche ravage et l'approche mixte, la période propice est celle où les cerfs commencent à occuper leurs ravages traditionnels, mais il faut éviter un confinement trop avancé car les animaux sont alors peu mobiles et difficiles à voir sous couvert résineux. Un enneigement de 30 cm de neige poudreuse, depuis au moins cinq jours, est l'idéal. Cette période survient normalement à la mi-janvier

Au plan du personnel, compte tenu de la complexité de l'inventaire et des habiletés requises, il serait pertinent d'envisager la mise sur pied d'équipes permanentes à la Société. Lors des deux plans précédents, la plupart des régions n'ont eu l'occasion d'appliquer la technique qu'à

une reprise par période de cinq ans. Des équipes permanentes permettraient de maintenir l'expertise, d'augmenter la qualité et, possiblement, de réduire les coûts.

6. CONCLUSION

Nous concluons que la technique du double inventaire aérien est fiable pour mesurer l'abondance du cerf de Virginie au Québec à un coût raisonnable dans des unités de sondage comme les zones de chasse. Dans nos conditions, la période d'exécution normale est le début de l'hiver. Dans certaines circonstances, il est aussi possible de réaliser des survols en absence de neige, s'il y a un bon contraste entre la végétation au sol et le pelage des cerfs et si les feuillus ne sont pas abondants. C'est le cas sur l'île d'Anticosti. À part le Québec, le Nouveau-Brunswick a aussi utilisé la technique du double inventaire aérien en hiver, dans certaines portions de la province (Ballard *et al.* 1999, Gerry Redmond, comm. pers.).

Bien qu'il soit possible de gérer les populations de cerfs en utilisant seulement des données indirectes (par exemple la récolte) et des modèles de simulation, ces approches ne sont pas sensibles à des changements rapides et importants. Le cerf de Virginie est en voie de devenir une espèce nuisible à plusieurs endroits en Amérique du Nord (Warren 1997). Les non-chasseurs et les conservationnistes devraient être plus enclins à accepter des réductions de population si les estimations s'appuient sur des inventaires aériens précis plutôt que sur des dénombrements de fèces ou des modèles informatiques. Les chasseurs également sont susceptibles de mieux accepter d'ajuster leur prélèvement si des estimations de densités fiables sont fournies. Les évaluations fournies par la technique du double inventaire aérien sont d'ailleurs à la base des objectifs inscrits dans les récents plans de gestion du cerf au Québec (Huot *et al.* 2002).

7. REMERCIEMENTS

Nous remercions l'ensemble du personnel régional et central de la Société de la faune et des parcs du Québec, qui a planifié et réalisé les inventaires des deux programmes quinquennaux et qui a transmis avec empressement des informations inédites sur le dernier programme. Michel Crête et quatre réviseurs anonymes ont fourni des commentaires constructifs sur une première version de ce rapport. Gilles Lamontagne et Michel Huot ont fait de même sur cette version plus récente.

RÉFÉRENCES

- Ballard, W. B., H. A. Whitlaw, S. J. Young, R. A. Jenkins et G. J. Forbes. 1999. Predation and survival of white-tailed deer in northcentral New Brunswick. *Journal of Wildlife Management* 63: 574-579.
- Bartmann, R. M., L. H. Carpenter, R. A. Garrott et D. C. Bowden. 1986. Accuracy of helicopter counts of mule deer in pinyon-juniper woodland. *Wildlife Society Bulletin* 14: 356-363.
- Bartmann, R. M., G. C. White, L. H. Carpenter et R. A. Garrott. 1987. Aerial mark-recapture estimates of confined mule deer in pinyon-juniper woodland. *Journal of Wildlife Management* 51: 41-46.
- Beasom, S. L. 1979. Precision in helicopter censusing of white-tailed deer. *Journal of Wildlife Management* 43: 777-780.
- Beasom, S. L., J. C. Hood et J. R. Cain. 1981. The effect of strip width on helicopter censusing of deer. *Journal of Range Management* 34: 36-37.
- Beringer, J., L. P. Hansen et O. Sexton. 1998. Detection rates of white-tailed deer with a helicopter over snow. *Wildlife Society Bulletin* 26: 24-28.
- Boer, A. H., G. Redmond et T. J. Pettigrew. 1989. Loran-C: a navigation aid for aerial surveys. *Journal of Wildlife Management* 53: 228-230.
- Breton, L., et F. Potvin. 1997a. Normes d'inventaire aérien des populations de cerf de Virginie. Québec, Ministère de l'Environnement et de la Faune, Rapport 3712-97-09. 44 p.
- Breton, L., et F. Potvin. 1997b. Bilan du programme quinquennal d'inventaire aérien des populations de cerf de Virginie (1991-1992 à 1995-1996). Québec, Ministère de l'Environnement et de la Faune, Rapport 3720-97-11. 91 p.
- Caughley, G., et D. Grice. 1982. A correction factor for counting emus from the air, and its application to counts in western Australia. *Australia Wildlife Research* 9: 253-259.
- Cochran, W. G. 1977. *Sampling techniques*. John Wiley & Sons, New York. 413 p.
- Courtois, R., Y. Leblanc, J. Maltais et H. Crépeau. 1994. Québec moose aerial surveys: methods to estimate population characteristics and improved sampling strategies. *Alces* 30: 159-171.
- Courtois, R., F. Potvin, S. Couturier et A. Gingras. 1996. Révision des programmes d'inventaires aériens des grands cervidés. Québec Ministère de l'Environnement et de la Faune, Rapport 96-3425-10. 49 p.
- Couturier, S., R. Courtois, H. Crépeau, L. P. Rivest et S. Luttich. 1996. Calving photocensus of the Rivière George caribou herd and comparison with an independent census. *Rangifer, Special Issue* 9: 283-296.
- Crête, M., L. P. Rivest, H. Jolicoeur, J. M. Brassard et F. Messier. 1986. Predicting and correcting helicopter counts of moose with observations from fixed-wing aircraft in southern Québec. *Journal of Applied Ecology* 23: 751-761.

- Dumont, A., J. P. Ouellet, M. Crête et J. Huot. 1998. Caractéristiques des peuplements forestiers recherchés par le cerf de Virginie en hiver à la limite nord de son aire de répartition. *Canadian Journal of Zoology* 76: 1024-1036.
- Eberhardt, L. L., et R. C. van Etten. 1956. Evaluation of the pellet-group count as a deer census method. *Journal of Wildlife Management* 20: 70-74.
- Eberhardt, L. L., R. A. Garrott, P. J. White et P. J. Gogan. 1998. Alternative approaches to aerial censusing of elk. *Journal of Wildlife Management* 62: 1046-1055.
- Floyd, T. J., L. D. Mech et M. E. Nelson. 1979. An improved method of censusing deer in deciduous-coniferous forests. *Journal of Wildlife Management* 43: 258-261.
- Gasaway, W. C., S. D. Dubois, D. J. Reed et S. J. Harbo. 1986. Estimating moose population parameters from aerial surveys. University of Alaska, Biological Paper 22. 108 p.
- Gasaway, W. C., et S. D. Dubois. 1987. Estimating moose population parameters. *Swedish Wildlife Research, Supplement* 1: 603-617.
- Gill, R. M. A., M. L. Thomas et D. Stocker. 1997. The use of portable thermal imaging for estimating deer population density in forest habitats. *Journal of Applied Ecology* 34: 1273-1286.
- Graham, A., et R. Bell. 1989. Investigating observer bias in aerial survey by simultaneous double-counts. *Journal of Wildlife Management* 53: 1009-1016.
- Havens, K. J., et E. J. Sharp. 1998. Using thermal imagery in the aerial survey of animals. *Wildlife Society Bulletin* 26: 17-23.
- Huot, M., G. Lamontagne et F. Goudreault. 2002. Plan de gestion du cerf de Virginie 2002-2008. Société de la faune et des parcs du Québec, Rapport 8047-02-03. 290 p.
- Kilpatrick, H., et M. Ellingwood. 1993. New method used in 1993 aerial deer survey. *Connecticut Wildlife* 13(4): 3.
- Kufeld, R. C., J. H. Olterman et D. C. Bowden. 1980. A helicopter quadrat census for mule deer on Uncompahgre Plateau, Colorado. *Journal of Wildlife Management* 44: 632-639.
- Lamontagne, G., et F. Potvin. 1994. Plan de gestion du cerf de Virginie au Québec 1995-1999 - L'espèce, son habitat et sa gestion. Québec Ministère de l'Environnement et de la Faune, Rapport 94-2501-11. 114 p
- Lancia, R. A., J. D. Nichols et K. H. Pollock. 1994. Estimating the number of animals in wildlife populations. Pages 215-253 *in* T. A. Bookhout, éd. *Research and management techniques for wildlife and habitats*. 5^e éd. The Wildlife Society, Bethesda, Md.
- Leptich, D. J., D. G. Beck et D. E. Beaver. 1994. Aircraft based Loran-C and GPS accuracy for wildlife research on inland study sites. *Wildlife Society Bulletin* 22: 561-565.
- Magnusson, W. E., G. J. Caughley et G. C. Grigg. 1978. A double-survey estimate of population size from incomplete counts. *Journal of Wildlife Management* 42: 174-176.

- Marsh, H., et D. F. Sinclair. 1989. Correcting for visibility bias in strip transect aerial surveys of aquatic fauna. *Journal of Wildlife Management* 53: 1017-1024.
- Neff, D. J. 1968. The pellet-group count technique for big game trend, census, and distribution: a review. *Journal of Wildlife Management* 32: 597-614.
- Pollock, K. H., et W. L. Kendall. 1987. Visibility bias in aerial surveys: a review of estimation procedures. *Journal of Wildlife Management* 51: 502-510.
- Potvin, F. 1995. L'inventaire du brout: revue des méthodes et description des deux techniques. Québec Ministère de l'Environnement et de la Faune, Rapport 95-2545-02. 70 p.
- Potvin, F., J. Huot et F. Duchesneau. 1981. Deer mortality in the Pohénégamook wintering area, Québec. *Canadian Field-Naturalist* 95: 80-84.
- Potvin, F., L. Breton, L. P. Rivest, et A. Gingras. 1992. Application of a double-count aerial survey technique for white-tailed deer, *Odocoileus virginianus*, on Anticosti Island, Québec. *Canadian Field-Naturalist* 106: 435-442.
- Rivest, L. P., F. Potvin, H. Crépeau et G. Daigle. 1995. Statistical methods for aerial surveys using the double-count technique to correct visibility bias. *Biometrics* 51: 461-470.
- Rochette, B., et A. Gingras. 2001. Inventaire aérien du cerf de Virginie de l'île d'Anticosti. Été 1996. Société de la faune et des parcs du Québec, Direction de l'aménagement de la faune de la Côte-Nord, Rapport. 29 p.
- Rogers, L. L. 1987. Seasonal changes in defecation rates of free-ranging white-tailed deer. *Journal of Wildlife Management* 51: 330-333.
- Sawyer, T. G., R. L. Marchinton et W. MacLentz. 1990. Defecation rates of female white-tailed deer in Georgia. *Wildlife Society Bulletin* 18: 16-18.
- Seber, G. A. F. 1982. The estimation of animal abundance and related parameters. 2^e édition. MacMillan Publishing Company, Inc., New York. 653 p.
- Seber, G. A. F. 1992. A review of estimating animal abundance II. *International Statistical Review* 60: 129-166.
- Steidl, R. J., J. P. Hayes et E. Schaubert. 1997. Statistical power analysis in wildlife research. *Journal of Wildlife Management* 61: 270-279.
- Stoll, R. J., M. W. McClain, J. C. Clem et T. Plageman. 1991. Accuracy of helicopter counts of white-tailed deer in western Ohio farmland. *Wildlife Society Bulletin* 19: 309-314.
- Tzilkowski, W. M., et G. L. Storm. 1993. Detecting change using repeated measure analysis: white-tailed deer abundance at Gettysburg National Military Park. *Wildlife Society Bulletin* 21: 411-414.
- Warren, R. J. 1997. The challenge of deer abundance in the 21st century. *Wildlife Society Bulletin* 25: 213-214.

White, G. C., R. M. Bartmann, L. H. Carpenter et R. A. Garrot. 1989. Evaluation of aerial line transect for estimating mule deer densities. *Journal of Wildlife Management* 53: 625-635.