

# MÉTHODES - ÉTAT DES POPULATIONS D'OISEAUX DU CANADA 2019

## INTRODUCTION

Ce document fournit une description technique détaillée des méthodes statistiques et analytiques utilisées pour produire les indicateurs de l'état des populations de groupes d'oiseaux dans le rapport l'État des populations d'oiseaux du Canada 2019. Il comprend des détails techniques et mathématiques destinés à un public de scientifiques et d'experts techniques.

## INDICATEURS

Dans le rapport l'État des populations d'oiseaux du Canada 2019, nous présentons des indicateurs de l'état de la population de groupes d'espèces d'oiseaux à l'échelle nationale qui reflètent de vastes biomes au Canada (p. ex. oiseaux forestiers, oiseaux des prairies, oiseaux marins) et de groupes d'espèces qui présentent des tendances distinctes et intéressantes (p. ex. insectivores aériens et oiseaux de proie). Nos regroupements étaient généralement les mêmes que ceux utilisés dans la section sur l'aperçu national de la version 2012 du rapport. Pour bon nombre de ces principaux groupes, nous avons également présenté une série de sous-indicateurs pour représenter des sous-groupes ayant des préoccupations ou des succès particuliers en matière de conservation (p. ex. les oiseaux de rivage migrateurs de longue distance et les oiseaux forestiers qui hivernent au Canada).

Aux fins du présent rapport, nous avons examiné 449 espèces d'oiseaux indigènes de l'Amérique du Nord qui étaient régulièrement présentes au Canada en 1970. Nous avons exclu les espèces qui ne sont pas indigènes à l'Amérique du Nord. Nous avons également exclu neuf espèces indigènes de l'Amérique du Nord qui sont présentes régulièrement au Canada en 2019, mais qui ne l'étaient pas en 1970 (c.-à-d. elles ont étendu leur aire de répartition au Canada depuis 1970) pour des raisons mathématiques que nous expliquons plus loin. De ces 449 espèces, les données sur l'état des populations pouvant être incluses dans nos analyses étaient disponibles pour 342 espèces (75 % des espèces indigènes qui sont régulièrement présentes au Canada en 2016). Nous avons utilisé l'information sur les trajectoires de 1970 à 2016, 2016 étant l'année la plus récente pour laquelle des données étaient disponibles pour plusieurs des relevés.

Les données supplémentaires sur le site Web du rapport comprennent les listes des espèces incluses dans chaque groupe d'indicateurs, la source de données pour chaque espèce et les indices annuels d'abondance (données brutes pour les modèles d'indicateurs composites, avant d'être rééchelonnées à l'année de référence et transformées en logarithme).

## SOURCES DE DONNÉES UTILISÉES

Les données de notre modèle statistique sont les estimations annuelles de l'état de la population de chaque espèce à l'échelle nationale (ci-après les indices d'abondance annuelle). Pour chaque espèce, nous avons utilisé l'information provenant du relevé de suivi le plus approprié pour représenter l'état de la population des espèces à l'échelle nationale. Par la suite (ECCC 2019), nous avons examiné toutes les sources de données pouvant fournir des estimations annuelles ou périodiques de l'état de la population des espèces à l'échelle nationale (indice d'abondance annuelle ou estimation de la population) à long terme (c.-à-d. > 20 ans). Pour chaque espèce, nous avons choisi la source de données la plus appropriée en donnant la priorité aux estimations qui :

1. reflètent le plus clairement l'état de la population nationale des espèces,
2. fournissent des estimations fréquentes (c.-à-d. en accordant la préférence aux estimations annuelles plutôt qu'aux estimations périodiques),
3. fournissent une mesure de la précision ou de l'incertitude de l'estimation (p. ex. intervalle de confiance ou erreur type), et
4. fournissent des estimations pour la plus grande partie de la période de temps complète (1970 à 2016).

Dans certains cas, nous avons donné la priorité à certaines sources de données, si l'on estimait que ces données représentaient mieux la situation d'une espèce. Dans nos analyses, 20 sources ont fourni des données pour au moins une espèce (tableau 1).

<b>Nom complet de la source de données</b>	<b>Nombre d'espèces qui proviennent de cette source de données dans l'État des populations d'oiseaux du Canada 2019</b>	<b>Approche analytique du lissage des trajectoires des espèces à l'aide d'un modèle additif généralisé (MAG) : Lissage effectué à partir de données brutes ou d'indices d'abondance publiés</b>
Relevé des oiseaux nicheurs en Amérique du Nord (estimations de la population canadienne)	212	Données brutes
Recensement des oiseaux de Noël (estimations de la population continentale)	43	Données brutes
Recensement des oiseaux de Noël (estimations de la population canadienne)	18	Données brutes
Données de surveillance de la migration des oiseaux de rivage	19	Indices publiés
Relevé de la population et de l'habitat de la sauvagine nicheuse dans l'Ouest canadien et le Nord-Ouest des États-Unis	16	Indices publiés
Programme de suivi des colonies d'oiseaux de mer - Océan Atlantique	12	Données brutes
Estimateurs de Lincoln de la taille de la population à l'échelle continentale	5	Indices publiés
Programme de suivi des colonies d'oiseaux de mer - Océan Pacifique	4	Données brutes
Relevé des aires de reproduction de la sauvagine de l'Est (données par hélicoptère seulement)	2	Indices publiés
Programme de surveillance des marais des Grands Lacs	2	Indices publiés
Inventaire de la croule de la Bécasse d'Amérique	1	Indices publiés
Relevé des oiseaux nicheurs en Amérique du Nord	1	Données brutes
Programme de suivi des colonies d'oiseaux de mer - Océan Arctique	1	Données brutes
Relevé des aires de reproduction de la sauvagine de l'Est (estimations intégrées)	1	Indices publiés
Relevé du Pluvier siffleur	1	Indices publiés
Relevé au sol par parcelles dans le sud de l'Ontario	1	Indices publiés
Relevé du Cygne trompette en Amérique du Nord	1	Indices publiés
Relevé de la population sauvage de Grues blanches	1	Indices publiés
Dénombrement du Cygne siffleur (ensemble des populations de l'Est et de l'Ouest)	1	Indices publiés
On ne dispose pas de données acceptables	107	S.O.
<b>Total</b>	<b>449</b>	<b>S.O.</b>

Nous avons exclu les données de neuf espèces qui ont étendu leur aire de répartition au Canada depuis 1970, car elles peuvent influencer indûment les valeurs de nos indicateurs. Pour ces espèces dont l'aire de répartition s'est agrandie, les estimations de la variation en pourcentage de la taille de la population depuis 1970 sont extrêmes (théoriquement infinies) et difficiles à estimer avec précision, car notre meilleure estimation de leur population canadienne en 1970 est approximativement de 0. Étant donné que nos indicateurs représentent des moyennes des valeurs de fluctuation en pourcentage pour l'ensemble des espèces, ces valeurs extrêmement élevées éclipsent l'influence des autres espèces d'oiseaux du groupe. Ces neuf espèces dont l'aire de répartition s'est agrandie comprennent : Le Dindon sauvage, le Colibri d'Anna, l'Échasse d'Amérique, la Grande aigrette, le Pic à ventre roux, la Mésange buissonnière, le Troglodyte de Caroline, le Gobemoucheron gris-bleu et la Paruline à ailes bleues. En moyenne, selon nos meilleures estimations de leurs trajectoires, les espèces de ce groupe ont augmenté de > 3 000 % depuis la première année où figure chaque espèce dans les données disponibles. Bien que chacune de ces espèces représente un changement réel et potentiellement important dans les populations d'oiseaux du Canada, les estimations de la fluctuation de la taille de leur population en pourcentage ne représentent pas les mêmes processus biologiques ou ayant une importance au chapitre de la conservation que celui pour toutes les autres espèces (p. ex. la plupart de ces expansions des aires de répartition reflètent les réactions aux changements dans l'utilisation humaine des terres, aux changements climatiques ou à la réintroduction ciblée). Par ailleurs, s'ils étaient inclus dans un groupe avec d'autres espèces, leurs taux extrêmes d'augmentation masqueraient les autres modèles importants de changement pour le reste des espèces du groupe. Nous avons inclus les données brutes pour ces espèces dans les fichiers de données supplémentaires afin que les utilisateurs intéressés puissent explorer les tendances de variation de la population.

#### **TRAJECTOIRES DE POPULATION LISSES**

Afin de réduire l'influence des divers modèles statistiques utilisés pour produire des estimations publiées de la trajectoire de la population de chaque espèce (c.-à-d. la série d'estimations annuelles de l'abondance relative) et de concentrer nos analyses sur les tendances à long et à moyen terme des variations de la population (c.-à-d. nos intérêts premiers ne sont pas liés aux fluctuations annuelles), nous avons appliqué un modèle à lissage non paramétrique similaire pour toutes les trajectoires d'espèces. Il existe d'importantes différences entre les modèles statistiques sous-jacents utilisés dans bon nombre des estimations régulièrement publiées des données de suivi des espèces. Par exemple, le Relevé des oiseaux nicheurs en Amérique du Nord et le Recensement des oiseaux de Noël utilisent des modèles qui incorporent une approche de régression log-linéaire lissant les séries chronologiques des estimations annuelles. Par conséquent, les estimations tirées de ces modèles sont particulièrement bien conçues pour estimer les tendances à long terme (c.-à-d. les taux de variation), mais pas aussi bien pour estimer les changements plus récents des tendances (p. ex. les points de changement des tendances, voir Smith et coll. 2014 pour un exemple). De même, les estimations des relevés annuels des aires de reproduction de la sauvagine utilisent des modèles qui ne lissent pas du tout les séries chronologiques; ils estiment plutôt l'estimation de chaque année indépendamment des autres années. Cette structure est particulièrement bien adaptée à la modélisation des fluctuations annuelles des populations d'oiseaux aquatiques, mais peut permettre aux estimations d'abondance annuelle de varier beaucoup plus que de nombreux autres modèles.

Nous avons utilisé des modèles additifs généralisés (MAG) pour lisser les estimations publiées de l'abondance annuelle d'une espèce (51 espèces provenant de 12 sources de données, tableau 1), ou pour réanalyser les données brutes sous-jacentes d'un relevé donné (292 espèces provenant de 7 sources de données, tableau 1). L'Indice Planète Vivante (Collen et coll. 2009), un indicateur comparable au niveau du groupe de l'état moyen des populations pour l'ensemble des espèces, utilise également, de la même manière, le MAG lisse des indices annuels publiés. Le MAG lisse nous a permis de tenir compte de la grande variation des estimations sous-jacentes de la trajectoire de la population dans les divers ensembles de données. L'outil de lissage souple conserve les modèles les plus importants à moyen et à long terme de la population des espèces, il interpole les estimations pour les années pour lesquelles il manque des données pour une espèce donnée, et il concilie le niveau de variation annuelle entre les espèces. L'un des principaux avantages de cette approche de modélisation des trajectoires des populations d'espèces est que la structure du MAG est capable de modéliser presque tous les modèles à moyen et long terme. Les estimations peuvent être une ligne plane si les données sur les espèces appuient une telle tendance ou si les données sur les espèces sont extrêmement bruyantes et

incertaines. Par ailleurs, les trajectoires estimées peuvent suivre autant de modèles complexes, non linéaires ou cycliques que les données sous-jacentes.

Pour la plupart des espèces, nous avons réanalysé les données de suivi brutes à l'aide d'un modèle bayésien hiérarchique de l'état et des tendances qui utilisait une fonction de lissage MAG pour estimer les paramètres temporels (c.-à-d. l'évolution au fil des ans). La réanalyse du MAG était propre à chacun des trois principaux types de relevés dans les sept sources de données (c.-à-d. deux sources utilisant le CBC, deux sources utilisant le BBS et trois sources utilisant le dénombrement des colonies d'oiseaux de mer, tableau 1) et le modèle de chaque relevé tenait compte des mêmes sources de fluctuation propres au relevé qui ont été utilisées dans les analyses précédentes (ICOAN 2012, Smith et coll. 2014, Meehan et coll. 2018).

Pour le BBS et le CBC, la réanalyse du MAG comprenait exactement les mêmes paramètres et distributions antérieures que les modèles standard utilisés pour le BBS par le SCF (Smith et coll. 2014) et le USGS (Sauer et Link 2011), et la Audubon Society for the CBC (Meehan et coll. 2018), sauf que les paramètres des effets annuels aléatoires et de pente logarithmique ont été remplacés par la fonction MAG. Pour les analyses du dénombrement des colonies d'oiseaux de mer, la fonction MAG a été utilisée pour modéliser les changements au fil du temps dans chaque colonie surveillée, tout en tenant compte de la taille de la colonie et des années pendant lesquelles chaque colonie a été surveillée (selon les analyses effectuées pour l'ICOAN 2012).

Tous les changements dans l'abondance au fil du temps ont été modélisés par la fonction de lissage MAG ( $f_i(t)$ ). Dans ces modèles, l'indice  $i$  indique que la modélisation des changements dans le temps de la fonction GAM (c.-à-d. la forme de la trajectoire de la population de l'espèce) est propre à une strate géopolitique (le BBS et le CBC utilisent l'intersection des régions de conservation des oiseaux et des provinces, états et territoires) ou à une colonie particulière observée dans les analyses des oiseaux marins. En raison de la structure hiérarchique du modèle, les fonctions de lissage pour chaque colonie ou strate géopolitique ont été réduites à une fonction de lissage médian par espèce. Cela permet au modèle de partager l'information entre les strates ou les colonies sur la forme de la trajectoire globale de la population d'une espèce. Comme tous les modèles hiérarchiques, ce retrait n'est pertinent que dans la mesure où il est étayé par les données : dans les colonies ou les strates ayant plus de données et un signal plus clair de variation de la population, le retrait hiérarchique est minime.

Pour estimer les paramètres du MAG, nous avons utilisé la paramétrisation de Crainiceanu et coll. (2005).

$$f_i(t) = \sum_{k=1}^K b_{i,k} \chi_{t,k}$$

Où  $K$  est le nombre de nœuds,  $\chi_{t,k}$  est l'année- $t$  et  $k$ -ième entrée dans la matrice de conception  $X$  (définie ci-dessous), et  $b_{i,k}$  est le vecteur de longueur  $K$  des paramètres qui contrôlent la forme de la trajectoire de strate- $i$ . Chaque  $b_{i,k}$  est estimé comme un effet aléatoire, centré sur un hyperparamètre : une moyenne sur l'ensemble des strates ( $\beta_k$ ).

$$b_{i,k} \text{Normal} = \text{Normal}(\beta_k, \sigma_b^2)$$

Les paramètres de lissage moyen ( $\beta_k$ ) sont eux-mêmes estimés comme des effets aléatoires normalement distribués avec une moyenne de zéro et une variance  $\sigma_\beta^2$  contrôlant le retrait vers un polynôme du premier degré (c'est-à-dire une ligne). Les paramètres de variance ( $\sigma_\beta^2, \sigma_b^2$ ) contrôlent la pénalité de complexité des lissages.

La matrice de conception ( $X$ ) comporte une rangée pour chaque année et une colonne pour chacun des nœuds  $K$ . La matrice a été calculée selon Crainiceanu et coll. (2005) de sorte que la fonction MAG représente une spline polynomiale de 3<sup>e</sup> degré :  $\chi_{t,k} = |t - t_k|$ .

Pour les modèles CBC et BBS, avec des séries chronologiques de 47 ans, nous avons fixé le nombre de nœuds à 12, ce qui signifie que les trajectoires sont suffisamment flexibles pour saisir toutes les variations sauf la plus courte (c.-à-d. les variations à long et à moyen terme, mais pas les fluctuations annuelles). Nous avons exploré des modèles avec plus et moins de nœuds (9-14), mais les trajectoires estimées des modèles avec des nombres de nœuds différents étaient presque impossibles à distinguer de celles présentées ici. Nous réglons les nœuds à intervalles réguliers le long de la série chronologique. Pour les analyses des oiseaux de mer, la plupart des espèces ne font pas l'objet d'un suivi annuel, si bien que les fonctions du MAG comprennent moins de nœuds. Le nombre de nœuds variait d'une espèce à l'autre (de 2 à 8), selon les calendriers de suivi. Les espèces dont les colonies étaient surveillées plus souvent (p. ex. le fou de Bassan) avaient plus de nœuds, tandis que celles qui étaient surveillées moins souvent (p. ex. le Pétrel cul-blanc) en avaient moins.

Les distributions antérieures des éléments de variance des coefficients MAG (bêta) ont été établies selon les conseils de Crainiceanu et coll. (2005) et Gelman (2006), comme suit :

$$\sigma_b^2 = 1 / \text{gamma}(10^{-2}, 10^{-4})$$

$$\sigma_\beta^2 = 1 / \text{gamma}(10^{-2}, 10^{-4})$$

La description ci-dessus des réanalyses bayésiennes hiérarchiques du MAG fournit la structure de base des éléments du GAM. Des descriptions complètes de la réanalyse des données de surveillance du BBS, du CBC et des oiseaux de mer sont en préparation pour publication dans des revues scientifiques. Le MAG bayésien hiérarchique complet pour le BBS est disponible en ligne via un progiciel-R « bbsBayes » disponible sur [GitHub](#). Par ailleurs, les trajectoires des populations de toutes les espèces utilisées dans ces analyses de l'État de la population des oiseaux du Canada peuvent être téléchargées à partir du site Web du rapport.

Pour certaines espèces et sources de données, il n'était pas pratique de réanalyser les données brutes, et nous avons donc lissé les trajectoires publiées des indices annuels en utilisant le progiciel-R mgcv (Wood 2017). Avec ce progiciel-R, nous avons utilisé un MAG bayésien hiérarchique qui tenait compte de l'incertitude de chaque indice annuel de la trajectoire pour modéliser la plupart des espèces, et pour les quelques espèces pour lesquelles des estimations publiées de l'incertitude n'étaient pas disponibles, nous avons utilisé une fonction MAG non bayésienne plus simple du même progiciel.

## CALCUL DES INDICATEURS

### Normalisation pour l'ensemble des espèces et sources de données

Les données pour les modèles finaux utilisés pour calculer les indicateurs composites des espèces dans l'État de la population des oiseaux du Canada étaient les indices annuels pour chaque espèce ( $i_{s,y}, \sigma_{s,y}^2$ ), soit à partir des réanalyses du MAG ou des lissages MAG des trajectoires publiées. Avant d'entrer dans le modèle final, la trajectoire de chaque espèce a été rééchelonnée à une année de référence commune (1970 pour la plupart des espèces) et transformée en logarithme. Cela était nécessaire parce que les indices annuels originaux de chaque source de données étaient exprimés dans des unités différentes. Par exemple, les estimations du BBS représentent le nombre moyen d'oiseaux observés sur un seul parcours et les estimations du CBC représentent le nombre moyen d'oiseaux observés dans un cercle de comptage moyen. Dans le modèle final, la trajectoire de chaque espèce doit être à une échelle comparable, afin de tenir compte de la structure hiérarchique du modèle qui regroupe l'information entre les groupes d'espèces (p. ex. les oiseaux des prairies). Pour certaines espèces (15 %), les données disponibles ne couvraient pas toute la série chronologique de 1970 à 2016 (figure 2). Pour ces espèces, les données de la première année disponible ont été utilisées comme année de référence, et toutes les années précédentes ont reçu une valeur égale à l'année de référence, mais avec une variance arbitrairement grande de sorte que ces données manquantes ont eu très peu d'influence sur le résultat final (plus de détails sur ce sujet ci-dessous). Les indices annuels rééchelonnés ( $\hat{\theta}_{s,y}$ ) étaient les données du modèle final.

$$\hat{\theta}_{s,y} = \ln\left(\frac{i_{s,y}}{i_{s,1970}}\right)$$

Où  $\hat{\theta}_{s,y}$  est l'estimation annuelle normalisée transformée en logarithme pour l'année y et l'espèce s ( $i_{s,y}$ ) et représente la situation de l'espèce au cours de l'année-y, en proportion transformée en logarithme de l'estimation initiale pour l'année de référence, 1970 ( $i_{s,1970}$ ).

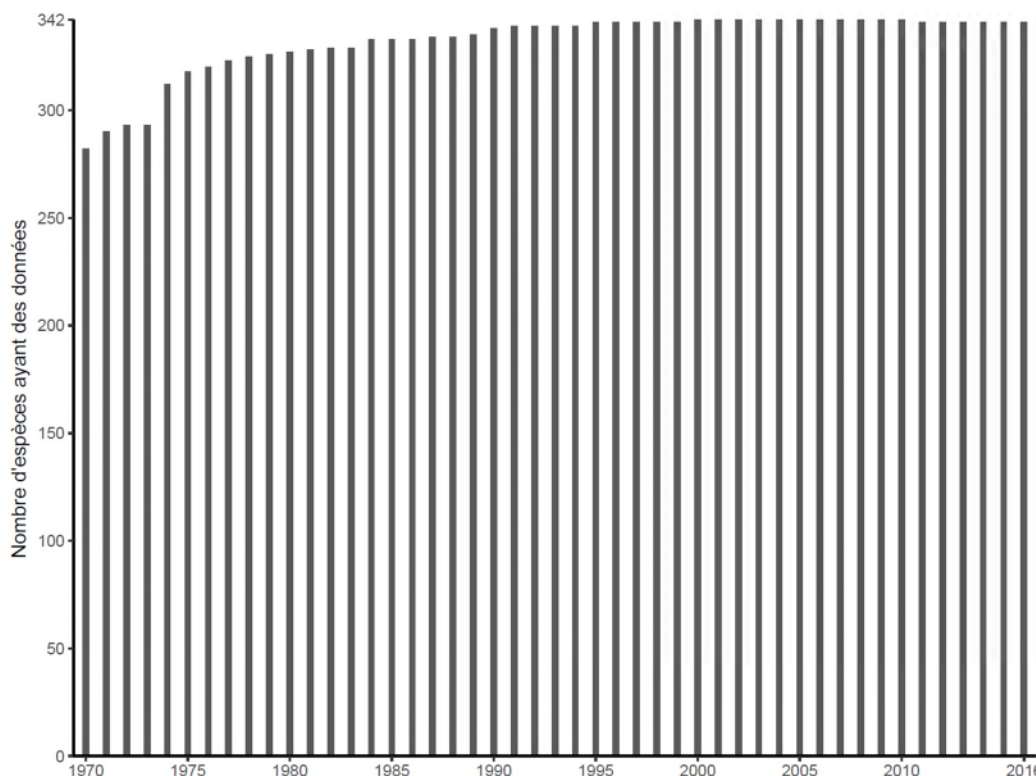


Figure 1. Le nombre d'espèces chaque année, avec des estimations annuelles de l'abondance relative pouvant être incluses dans les analyses des indicateurs de l'État de la population des oiseaux du Canada. Environ 85 % des espèces ont des trajectoires qui couvrent toute la série chronologique de 1970 à 2016 et, en 1980, 95 % des espèces avaient des données.

### Prise en compte de la précision relative entre les espèces et les années

Les estimations de l'état des populations par espèce varient en précision d'une espèce à l'autre et d'une année à l'autre. Pour calculer les indicateurs de l'État de la population des oiseaux au Canada, nous avons utilisé un modèle qui tient compte explicitement de la précision relative de l'estimation de l'état de la population de chaque espèce. La prise en compte de la précision relative garantit que les valeurs extrêmes pour les espèces dont les estimations de l'état sont relativement imprécises ne dominent pas nos indicateurs. La précision est définie comme l'inverse de la variance (haute précision = faible variance et *vice versa*) et, dans la plupart des études statistiques, toutes les équations ci-dessous et les sources de données utilisées dans nos analyses sont la variance de la quantité utilisée. Par la suite, les deux termes sont utilisés, mais le lecteur doit savoir qu'il s'agit conceptuellement de mesures de la même chose : l'incertitude.

Nous avons estimé la variance autour de chaque estimation annuelle spécifique à chaque espèce rééchantillonnée d'une manière qui tient compte de la variance pour une année donnée (année-année) et pour l'année de référence (c.-à-d. 1970 pour la plupart des espèces). Nous avons calculé la variance de  $\hat{\theta}_{s,y}$  en utilisant une approximation de la transformation logarithmique de la variance d'un rapport de deux variables aléatoires (Cochran 1977, p. 183).

$$\sigma_{\theta_{s,y}}^2 = \ln \left( 1 + \frac{\sigma_{i_{s,y}}^2}{i_{s,y}^2} + \frac{\sigma_{i_{s,1970}}^2}{i_{s,1970}^2} \right)$$

Il s'agit d'une approximation parce que nous avons simplifié notre supposition en supposant que les estimations annuelles sont indépendantes du temps, et donc que le terme de covariance est égal à 0 et peut être ignoré. Nous reconnaissons que cette hypothèse d'estimations indépendantes du temps est certainement invalide pour les années adjacentes, mais devient plus plausible à mesure que la durée des séries chronologiques augmente.

Pour les espèces pour lesquelles il manquait des données pour les années au début ou à la fin de la série chronologique, nous avons supposé que la population n'avait pas changé pendant les années manquantes. Les années pour lesquelles il manquait des indices annuels (p. ex. aucune donnée avant 1974 pour de nombreuses espèces d'oiseaux de rivage) ont reçu des valeurs égales à la première année pour laquelle les données (c.-à-d. une hypothèse prudente d'aucun changement global) mais nous avons augmenté la variance estimée ( $\sigma_{\theta_{s,y}}^2$ ) du carré du nombre d'années depuis le début, ce qui fait que les données attribuées auraient peu d'effet sur les résultats finals. En raison de la variance extrêmement élevée et de la structure hiérarchique du modèle (voir ci-dessous), les trajectoires de population de ces espèces ont très peu d'influence sur l'indicateur de groupe pendant les années pour lesquelles les données manquent.

### Modèle statistique pour les indicateurs

Pour chaque année, les estimations normalisées des espèces individuelles ( $\hat{\theta}_{s,y}$ ) ont été combinées en un indicateur composite ( $P_y$ ) en utilisant un modèle bayésien hiérarchique, d'abord décrit dans Sauer et Link (2011). Le modèle génère une estimation bayésienne de l'état moyen géométrique de la population de toutes les espèces du groupe d'espèces composites, ce qui est conforme à d'autres approches à l'égard des indicateurs composites des espèces (p. ex. Collen et coll. 2009 et Gregory et coll. 2005). Elle tient également compte de la précision variable de l'estimation de chaque espèce, de sorte que les estimations imprécises ont moins d'influence sur l'indicateur. Les indicateurs composites représentent notre meilleure estimation de la situation du groupe, compte tenu des hypothèses de distribution du modèle, des espèces pour lesquelles nous disposons de données et de la précision de ces données.

Par exemple, l'indicateur des oiseaux des prairies est une compilation des estimations annuelles pour 25 espèces d'oiseaux des prairies (figure 2). La ligne indicatrice (ligne noire épaisse avec un intervalle de crédibilité gris de 95 %) peut être interprétée grossièrement comme la moyenne des 25 lignes spécifiques à l'espèce (lignes colorées), où chacune des lignes d'espèce influence l'indicateur en fonction de sa précision. Par conséquent, l'indicateur des oiseaux des prairies passe approximativement par le centre des lignes des espèces, mais n'est pas simplement la moyenne de toutes les lignes des espèces (p. ex. les fluctuations extrêmes de la ligne du bruant noir et blanc ont relativement peu d'influence comparativement à une simple moyenne, car ses estimations annuelles sont généralement moins précises que celles de la plupart des autres espèces de ce groupe).

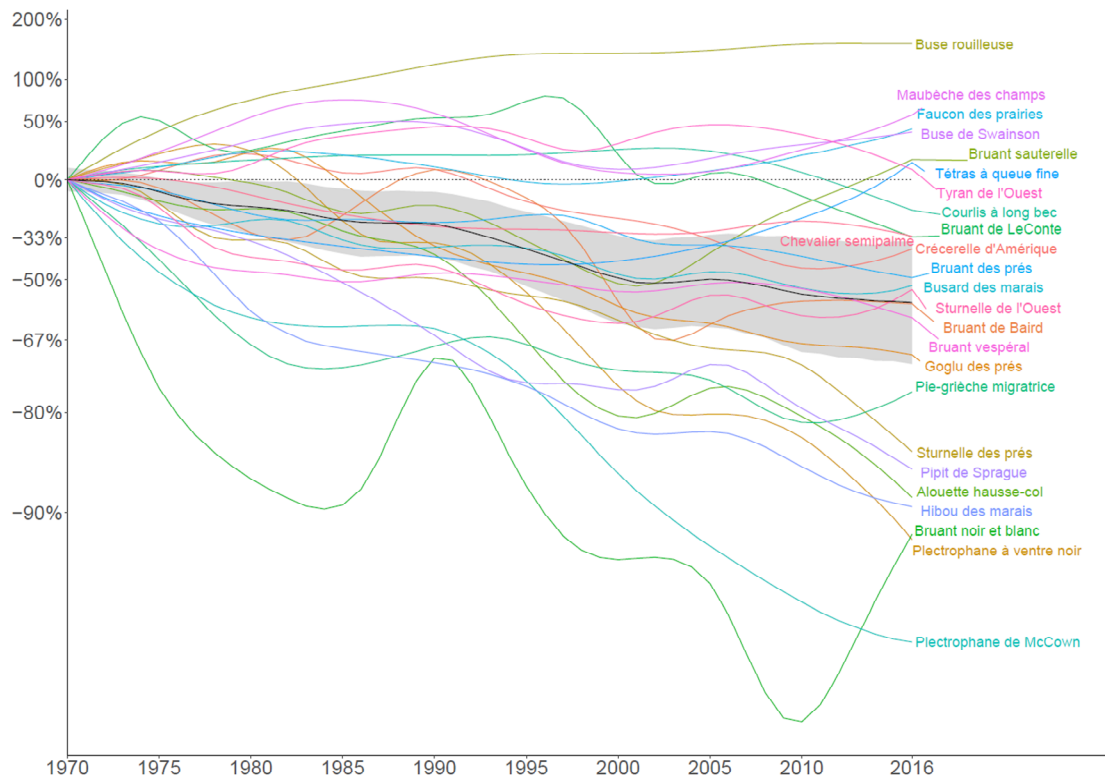


Figure 2. Sous-indicateur national des oiseaux des prairies (ligne épaisse), intervalle de crédibilité de 95 % (bande d'incertitude grise) et lignes indiquant les estimations annuelles de l'état de la population par espèce (variation en pourcentage depuis 1970) pour les 25 espèces incluses dans le groupe des oiseaux des prairies (lignes colorées).

Formellement, à la suite de Sauer et Link (2011), l'indicateur composite de la variation en pourcentage des populations d'espèces au cours d'une année donnée ( $P_y$ ) est la médiane de la distribution postérieure de l'hyperparamètre  $\rho_y$ , transformé en une échelle de fluctuation en pourcentage. L'hyperparamètre  $\rho_y$  est la moyenne, pour l'ensemble des espèces des paramètres de changement propres aux espèces normalement réparties ( $\theta_{s,y}$ ). Le calcul de la moyenne tient compte de la variance des paramètres de changement annuel de chaque espèce ( $\sigma_{\theta_{s,y}}^2$ ) et de la variance entre les espèces dans leurs valeurs de changement annuel ( $\sigma_{\rho_y}^2$ ).

$$\hat{\theta}_{s,y} = N[\theta_{s,y}, \sigma_{\theta_{s,y}}^2]$$

$$\theta_{s,y} = N[\rho_y, \sigma_{\rho_y}^2]$$

$$P_y = ((e^{\rho_y}) - 1) * 100$$

### Mise à l'échelle des graphiques indicateurs

Les axes verticaux ont été mis à l'échelle pour être symétriques sur l'échelle logarithmique (c.-à-d. symétriques sur l'échelle de  $\rho_y$ ) et refléter avec précision le changement de population nécessaire pour compenser la diminution ou l'augmentation opposée dans chaque catégorie correspondante. Les valeurs de fluctuation en pourcentage ne sont pas symétriques autour de zéro. Par exemple, une population qui a diminué de 50 % (c.-à-d. réduite de moitié) doit ensuite augmenter de 100 % (c.-à-d. doubler) pour revenir à son niveau initial. Cette asymétrie augmente de façon non linéaire pour des valeurs plus élevées de changement de pourcentage, les valeurs positives de changement de pourcentage étant théoriquement illimitées (c.-à-d. qu'il est possible pour une population d'augmenter par des valeurs beaucoup plus grandes que 100 %) mais les valeurs négatives sont limitées à -100 % (une diminution de 100 % équivaut à une extinction). Par exemple, pour se remettre d'une diminution de 90 %, une population devrait alors augmenter de 900 %.



### Variation d'une espèce à l'autre

Pour illustrer certaines des variations entre les tendances des différentes espèces à l'intérieur de chaque ligne indicatrice, nous avons présenté des infographi­ques composés de groupes d'icônes d'oiseaux colorés montrant le nombre d'espèces dans chacune des trois catégories de changements à long terme (~47 ans) de la population (tableau 3). Les catégories ont été définies pour être symétriques à l'échelle logarithmique et respecter la même asymétrie que l'échelle de l'axe vertical. La variation représentée dans ces infographi­ques met en évidence l'interprétation appropriée de ces indicateurs – en tant qu'indicateurs de la situation moyenne ou globale du groupe, et non comme indicateurs de la situation de chaque espèce au sein du groupe. Nos indicateurs donnent la meilleure estimation globale de la situation du groupe, mais ne reflètent pas aussi bien les tendances pour toutes les espèces d'un groupe; un indicateur stable peut refléter un groupe dans lequel la plupart ou toutes les espèces ont des tendances stables, ou il peut refléter un groupe avec un nombre égal d'espèces en forte augmentation et en forte diminution. Presque tous les indicateurs du rapport, indépendamment de leur tendance générale de changement, comprennent à la fois des espèces en augmentation et en diminution. Par exemple, les populations d'oiseaux des prairies en tant que groupe ont diminué, mais ce n'est pas le cas pour toutes les populations d'oiseaux des prairies (figure 2).

Tableau 3. Catégories de variation de la population à long terme utilisées pour regrouper les espèces pour les icônes d'oiseaux colorés dans l'État de la population des oiseaux du Canada.

<b>Catégorie de variation de la population à long terme</b>	<b>Fourchette des estimations de la variation de la population totale sur une période de 47 ans</b>	<b>Couleur des icônes d'oiseaux indiquant les tendances des espèces</b>
Augmentation	> de plus de 33 %	Vert
Variation faible à modérée	Augmentation de 33 % – diminution de 25 %	Bleu
Diminution	> Diminution de 25 %	Rouge

### RÉFÉRENCES

Cochran, W.G. 1977. *Sampling Techniques*. 3e édition. John Wiley & Sons, New York, USA.

Collen, B., J. Loh, S. Whitmee, L. Mcrae, R. Amin et J.E.M. Baillie. 2009. Monitoring Change in Vertebrate Abundance : L'Indice Planète Vivante *Conservation Biology* 23 : 317-327.

Crainiceanu, C.M., D. Ruppert et M.P. Wand. 2005. Bayesian analysis for penalized spline regression using WinBUGS. *Journal of Statistical Software* : 10.18637/jss.v014.i14.

Environnement et Changement climatique Canada (ECCC). 2019. [Site Web Situation des oiseaux au Canada 2014](#), version données 2017. Environnement et Changement climatique Canada, Gatineau (Québec) K1A 0H3.

Gelman, A. 2006. Prior distributions for variance parameters in hierarchical models. *Bayesian Analysis* 1 : 515-533.

Gregory, R.D., A. van Strien, P. Vorisek, A.W.G. Meyling, D.G. Noble, R.P.B. Foppen et D.W. Gibbons. 2005. Developing indicators for European birds. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London B* 360 : 269–288.

Meehan, T.D., G.S. LeBaron, K. Dale, N.L. Michel, G.M. Verutes et G.M. Langham. 2018. [Abundance trends of birds wintering in the USA and Canada, from Audubon Christmas Bird Counts, 1966-2017](#), version 2.1. National Audubon Society, New York, New York, USA.

Initiative de conservation des oiseaux de l'Amérique du Nord (ICOAN). 2012. État des populations d'oiseaux du Canada, 2012. Environnement Canada, Ottawa, Canada. 36 pages.

Sauer, J.R. et W.A. Link. 2011. Analyse du relevé des oiseaux nicheurs de l'Amérique du Nord à l'aide de modèles hiérarchiques. *The Auk* 128 : 87-98.

Smith A.C., M.-A.R Hudson, C.M. Downes et C.M. Francis. 2014. Estimating breeding bird survey trends and annual indices for Canada: how do the new hierarchical Bayesian estimates differ from previous estimates. *Canadian Field-Naturalist* 128 : 119-134.

Wood, S.N. 2017. *Generalized Additive Models: An Introduction with R*, 2e édition. CRC Press, Taylor & Francis Group. London UK. 476 pages.