



La précision des tableaux de chasse issus d'une estimation statistique : bien comprendre pour mieux communiquer

Communiquer un tableau de chasse estimé sans l'accompagner d'une mesure de précision a peu de valeur scientifique. L'utilisation d'une méthode solide sur le plan statistique implique la possibilité de calculer cette précision. La communication de la précision soulève toutefois au moins deux difficultés. La première est due à une méconnaissance de ce qu'est au juste la nature de la précision. La seconde provient de la difficulté à présenter une information entachée d'incertitude sous une forme intelligible et qui évite les mauvaises interprétations. Pour mieux utiliser les résultats présentés, il faut donc faire un pas supplémentaire dans la compréhension de l'estimation basée sur un échantillonnage aléatoire et dans la communication de son incertitude.

« Ce qu'on sait, savoir qu'on le sait ; ce qu'on ne sait pas, savoir qu'on ne le sait pas : c'est savoir véritablement. »

Confucius

La dernière enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir a été l'occasion de présenter des notions fondamentales, indispensables à la bonne appropriation des résultats. Le problème posé par la non-réponse (Aubry, 2017), l'utilité de recourir à un échantillonnage aléatoire des chasseurs pour éviter les biais de sélection et permettre une estimation objective (Aubry 2018), ainsi que la mise en œuvre d'un dispositif d'échantillonnage aléatoire complexe pour atténuer le biais de non-réponse (Aubry,

**PHILIPPE AUBRY,
GUILLAUME BODY**

ONCFS, Direction de la recherche et de l'expertise, Cellule d'appui méthodologique – Saint-Benoist, Auffargis.

2019) sont autant de sujets que nous avons essayé de rendre plus accessibles afin de contribuer à éclairer le débat public. Néanmoins, il reste nécessaire de mieux comprendre les notions liées à la précision des estimations et d'examiner différentes manières de la communiquer. Dans cet article, nous souhaitons clarifier trois notions : (1) l'estimation ponctuelle, (2) la distribution d'échantillonnage et (3) la variance d'échantillonnage, ainsi que trois modes de communication de la précision, sous la forme : (a) du coefficient de

variation, (b) d'un intervalle de confiance et (c) d'une représentation cartographique, en distillant au fur et à mesure des clés de compréhension et des recommandations.

L'estimation ponctuelle

Clé : *l'estimation ponctuelle consiste à calculer le prélèvement estimé en combinant les données de l'échantillon selon une certaine formule (un estimateur).*

Considérons que la population sur laquelle porte l'enquête est celle des chasseurs potentiellement actifs, c'est-à-dire les chasseurs qui sont susceptibles de participer à une action de chasse, qu'elle soit ou non finalement couronnée de succès. Une enquête qui repose sur un dispositif d'échantillonnage aléatoire consiste à sélectionner un échantillon de chasseurs selon un mécanisme bien défini sur le plan mathématique, faisant intervenir le hasard (voir Aubry, 2018). L'échantillon ainsi obtenu permet d'estimer sans biais le prélèvement total de toute la population, du moins si tous les chasseurs enquêtés répondent (dans le cas contraire, voir Aubry & Guillemain, 2019). Pour cela, le prélèvement total t est estimé en appliquant une formule (un *estimateur*) que l'on notera \hat{t} . Disposant d'un seul

échantillon, l'estimateur produit une seule valeur : on parle alors d'*estimation ponctuelle*.

Recommandations : le calcul délivre nécessairement un résultat avec des décimales, qui peut être arrondi au nombre entier le plus proche. En dehors d'un tableau donnant les valeurs issues directement de la procédure d'estimation ponctuelle, il n'y a pas vraiment de sens à considérer un prélèvement total à l'unité près. Le prélèvement total estimé ne devrait donc pas être discuté autrement qu'en termes d'ordre de grandeur (exemples dans Aubry *et al.*, 2016). La valeur issue du calcul peut ainsi être arrondie à hauteur du dixième de sa valeur, par exemple 634 sera arrondi à la dizaine soit à 630, 10 557 sera arrondi au millier soit à 11 000 et 154 357 sera arrondi à la dizaine de milliers soit à 150 000.

La distribution d'échantillonnage

Clé : *à partir des données de l'échantillon, l'estimation ponctuelle produit une valeur du prélèvement qui n'est qu'une valeur possible parmi toutes celles de la distribution d'échantillonnage.*

Comme les seuls tableaux de chasse connus (supposés sans erreur) sont ceux des chasseurs de l'échantillon, il existe nécessairement une différence entre le prélèvement total estimé et la valeur

réelle de ce total. Cette différence $\hat{t} - t$ est désignée sous le terme technique de *erreur d'échantillonnage*. Le principe sur lequel repose l'estimation dans le cadre de l'échantillonnage aléatoire, c'est la possibilité – au moins sur le plan théorique – de répliquer la sélection de l'échantillon. Un premier échantillon conduira à un total estimé \hat{t}_1 , un deuxième échantillon à une autre valeur du total estimé \hat{t}_2 , et ainsi de suite pour tous les échantillons distincts qu'il est possible de sélectionner. Si l'on considère l'ensemble des valeurs que peut prendre l'estimateur du total, on obtient une distribution statistique que l'on désigne sous le terme de *distribution d'échantillonnage*.

Considérons par exemple les tableaux de chasse pour le lapin de garenne dans le département de la Vendée. En utilisant les tableaux de chasse déclarés lors de la première phase d'échantillonnage de l'enquête nationale de 2013-2014 (voir Aubry, 2019), nous construisons une situation fictive dans laquelle le tableau de chasse total réel vaut $t = 40\,411$ individus, pour un nombre de chasseurs total $N = 15\,000$. Si l'enquête repose sur l'échantillonnage aléatoire simple de $n = 275$ chasseurs par exemple – ce qui correspond au nombre de répondants en Vendée à la première phase de l'enquête nationale de 2013-2014 – il existe plus de $2,10 \times 10^{594}$ échantillons distincts, ce qui est assimilable en pratique à l'infini. Pour approximer la distribution d'échantillonnage, nous nous contentons de répliquer un grand nombre de fois la sélection de l'échantillon, par exemple 100 000 fois.

Comme l'estimateur \hat{t} est sans biais (voir Aubry, 2018), en moyenne le prélèvement total estimé coïncide exactement avec la valeur réelle du total (*figure 1.A*, ligne pointillée rouge). Autrement dit, en moyenne, l'erreur d'échantillonnage est nulle. La distribution théorique utilisée ici est une loi normale de mêmes moyenne et variance que la distribution d'échantillonnage approximée (*figure 1.A*, courbe rouge).

La variance d'échantillonnage

Clé : *autour de la valeur réelle du prélèvement (inconnue), la dispersion des prélèvements estimés pour tous les échantillons possibles est quantifiée par la variance d'échantillonnage.*

L'erreur d'échantillonnage est nulle en moyenne, mais il existe évidemment une fluctuation (ou dispersion statistique) de la valeur prise par l'estimateur autour de sa valeur moyenne, qui se traduit par une distribution d'échantillonnage plus ou

1. Par convention, l'estimateur est noté avec un chapeau au-dessus du symbole de la quantité (le paramètre) que l'on cherche à estimer.



© P. MASSI/ONCF5

▲ Une enquête qui repose sur un dispositif d'échantillonnage aléatoire consiste à sélectionner un échantillon de chasseurs selon un mécanisme bien défini sur le plan mathématique, faisant intervenir le hasard.

moins resserrée (figures 1.B et 1.C). On résume cette dispersion autour du prélèvement total réel par une quantité qui est la variance d'échantillonnage.

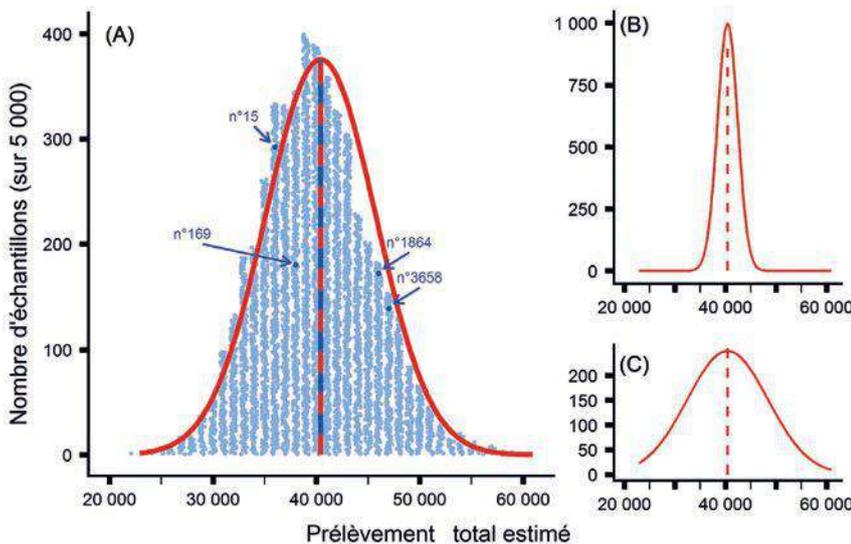
En pratique, on ne dispose que d'un seul échantillon, et l'on ne connaît donc pas la distribution d'échantillonnage (figure 1.A), ce qui signifie aussi que l'on ne connaît pas la variance d'échantillonnage et qu'il faut donc l'estimer. L'estimateur de la variance d'échantillonnage $\hat{V}(\hat{t})$ a sa propre distribution d'échantillonnage, dont la dispersion peut à son tour être résumée par une variance, et ainsi de suite. En pratique, on ne va pas au-delà de l'estimation de la variance d'échantillonnage de l'estimateur du total (figure 2, étape 2).



© P. Gonzales/ONCFS

Figure 1 (A) Illustration de la distribution d'échantillonnage de l'estimateur du prélèvement total de lapins de garenne.

Situation fictive construite d'après les données obtenues pour la Vendée lors de la première phase de l'enquête nationale de 2013-2014. La sélection d'un échantillon aléatoire simple de $n = 275$ chasseurs parmi les $N = 15\ 000$ a été répétée 100 000 fois, mais seules 5 000 valeurs sont utilisées pour construire l'histogramme (accumulation des points bleu clair). Nous avons illustré le fait qu'en pratique un seul échantillon est sélectionné en indiquant la position de quelques échantillons dans l'histogramme ($n^{\circ} 15, 169, 1\ 864$ et $3\ 658$, points bleu foncé). En moyenne (ligne pointillée bleue), l'estimation ponctuelle des échantillons correspond bien à la valeur réelle (ici égale à 40 411 individus, ligne pointillée rouge). La loi normale de mêmes moyenne et variance que celles de la distribution d'échantillonnage approximée par les 100 000 échantillons est figurée en rouge. La variance de la distribution d'échantillonnage détermine l'étalement de la courbe rouge : en (B) avec une variance faible, les estimations ponctuelles sont plus souvent proches de la valeur réelle, tandis qu'en (C) avec une variance plus élevée, elles sont plus régulièrement éloignées, bien que la moyenne des estimations ponctuelles soit toujours centrée sur la valeur réelle (absence de biais).



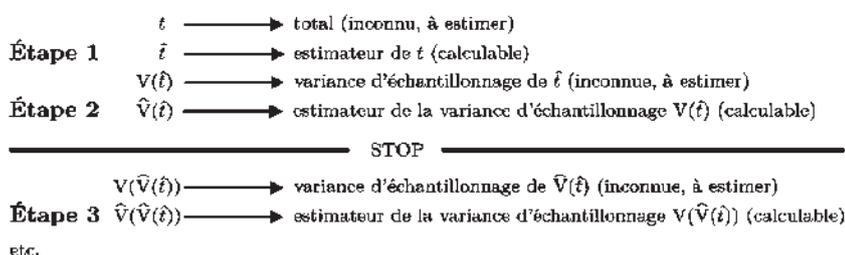
▲ Le coefficient de variation permet de comparer la précision des prélèvements estimés qui peuvent être d'ordres de grandeur très différents en fonction des espèces ou de l'échelle géographique.

Le coefficient de variation

Clé : le coefficient de variation exprime la précision dans la même unité que le prélèvement, en rapportant l'écart-type d'échantillonnage au prélèvement estimé. Il s'agit d'une mesure de précision relative.

La variance d'échantillonnage estimée $\hat{V}(\hat{t})$ renseigne sur la précision de l'estimation \hat{t} du prélèvement total. En divisant sa racine carrée (c'est-à-dire l'écart-type d'échantillonnage estimé) par la valeur du total estimé, on obtient le coefficient de variation (CV). Le CV a l'avantage de permettre de comparer la précision de prélèvements estimés qui peuvent être d'ordres de grandeur très différents selon les espèces ou les domaines géographiques considérés (département, région, territoire national...). Le CV est exprimé usuellement en pourcentage. Plus le CV est faible, plus la précision relative de l'estimation est élevée ; à la limite inférieure, un CV de 0 % correspond à une estimation sans incertitude. En revanche, le CV n'a pas de limite supérieure et la question se pose de savoir à partir de quelle valeur du CV on renonce à communiquer un prélèvement estimé. Dans le cas de l'enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir portant sur la saison 2013-2014, il a été décidé de ne pas communiquer les

Figure 2 La chaîne des estimateurs (d'après Ardilly (2006), section I.4, p. 27, modifié).



prélèvements estimés lorsque le CV était supérieur à 30 %, cette valeur correspondant déjà à une estimation très imprécise (Aubry *et al.*, 2016).

Recommandation : lorsque le coefficient de variation est trop élevé (par exemple supérieur à 30 %), l'estimation ponctuelle est trop incertaine pour que le résultat soit directement utilisable. Il faut donc trouver une autre manière, moins directe, de communiquer le résultat obtenu.

L'intervalle de confiance

Clé : *un intervalle de confiance dit « à 95 % » est calculé par une procédure qui garantit que l'intervalle contient la valeur réelle du prélèvement pour 95 % des échantillons possibles. Le risque de 5 % correspond à la probabilité que l'intervalle calculé ne contienne pas la valeur réelle.*

Le coefficient de variation résume uniquement la dispersion de la distribution d'échantillonnage relativement au prélèvement total estimé. Pour documenter plus finement la précision, il faut exploiter de façon plus poussée la forme de la distribution d'échantillonnage et proposer une estimation par intervalle (un ensemble de valeurs) plutôt qu'une estimation ponctuelle (une valeur unique).

À partir des données de l'échantillon, un intervalle de confiance est calculé au

moyen d'une procédure qui doit garantir le niveau de confiance $1 - \alpha$ (compris entre 0 et 1, α correspondant au risque). Ce niveau de confiance est la probabilité que les intervalles calculés par cette procédure contiennent le prélèvement total t . Inversement, le risque α (compris entre 0 et 1) est la probabilité que la valeur de t n'appartienne pas aux intervalles qui peuvent être calculés par la procédure. Par exemple, cela signifie que si un intervalle de confiance à 95 % (donc avec un risque de 5 %) est calculé pour un grand nombre d'échantillons générés par le même dispositif d'échantillonnage aléatoire, alors il est attendu que 5 % des intervalles calculés ne contiendront pas la valeur de t . Bien sûr, diminuer le risque α conduit à augmenter la largeur de l'intervalle de confiance.

Si les propriétés de biais et de variance de l'estimateur du prélèvement total dépendent uniquement du dispositif d'échantillonnage aléatoire utilisé, ce n'est pas le cas pour la distribution d'échantillonnage en elle-même qui dépend aussi de la distribution réelle des prélèvements. Pour calculer un intervalle de confiance, il est usuel d'utiliser la loi normale comme approximation de la distribution d'échantillonnage. Comme le montre l'exemple de la *figure 1.A*, l'approximation n'est pas parfaite ; l'essentiel est que les queues de distribution soient bien approximées, puisque ce sont elles qui sont déterminantes dans le calcul d'un

intervalle de confiance². Dans le cas de l'échantillonnage aléatoire simple, l'approximation est d'autant moins satisfaisante que la population et l'échantillon sont petits.

Si nous prenons l'exemple fictif des prélèvements de lapins de garenne en Vendée, nous pouvons appliquer la procédure de calcul de l'intervalle de confiance basée sur la loi normale en prenant pour paramètres les estimations du total \hat{t} et de sa variance d'échantillonnage $\hat{V}(\hat{t})$. Répétons le tirage de l'échantillon et le calcul de l'intervalle de confiance pour un risque de 5 %. La *figure 3* illustre la fluctuation d'échantillonnage, à la fois du prélèvement total estimé et de l'intervalle de confiance calculé. Certains intervalles sont plus larges que d'autres parce que l'estimateur de la variance d'échantillonnage $\hat{V}(\hat{t})$ fluctue autour de la variance d'échantillonnage réelle $V(\hat{t})$. On vérifie aussi que certains des intervalles de confiance calculés ne contiennent pas la valeur du prélèvement total ($t = 40\,411$). Dans notre exemple, en répétant l'opération un million de fois, la proportion d'intervalles qui ne contiennent pas la valeur du total est estimée précisément à $\alpha = 6,17\%$. Le risque réel est donc légèrement supérieur au risque nominal de 5 % qui a été fixé. Ceci est dû au fait que la loi normale n'est qu'une approximation de la distribution d'échantillonnage.

2. Le risque vaut généralement 5 %, divisé de façon égale à droite et à gauche (2,5 % de la distribution sont éliminés à chaque queue de distribution).

Q8 (suite)

Pour assurer la qualité scientifique de cette enquête, nous vous remercions de remplir votre tableau avec soin.

N° de dépt : 56		N° de dépt :		N° de dépt :		N° de dépt :	
GRAND GIBIER		CANARDS		LIMICOLES		CORVIDES	
Sanglier		Canard colvert		Bécassine des marais		Cornelle noire	
Chevreuil		Sarcelle d'hiver		Bécassine sourde		Geai des chênes	
Cerf élaphe		Canard siffleur		Vanneau huppé		Pie bavarde	
Daim		Canard pilet		Pluvier doré		Corbeau freux	
Cerf sika		Canard chipeau		Huitrier pie			
		Canard souchet		Courlis cendré		GRAND GIBIER DE MONTAGNE	
		Sarcelle d'été		Courlis corlieu		Chamois	
PETIT GIBIER DE PLAINE		Fuligule milouin		Bécasseau maubèche		Isard	
Lapin de garenne	8	Fuligule morillon		Pluvier argenté		Mouflon	
Faisan commun	3	Nette rousse		Chevalier aboyeur		PETIT GIBIER DE MONTAGNE	
Lièvre brun		Garrot à oeil d'or		Chevalier arlequin		Lièvre variable	
Perdrix grise	1	Eider à duvet		Combattant varié		Perdrix grise de montagne	
Perdrix rouge	1	Macreuse noire		Chevalier gambette		Tétras lyre	
Faisan vénéré		Macreuse brune		Barge rousse		Lagopède alpin	
Colinus		Fuligule milouinan		Barge à queue noire*		Perdrix bartavelle	
		Hareld de Miquelon				Gélinotte des bois	
						Grand tétras	
MIGRATEURS TERRESTRES		OIES		CARNIVORES		AUTRES	
Bécasse des bois		Oie cendrée		Renard		Blaireau	
Pigeon ramier	8	Oie des moissons		Fouine		Rat musqué	
Pigeon colombin		Oie reieuse		Marte		Ragondin	
Merle noir		Bernache du Canada		Putois		Raton laveur	
Grive musicienne				Belette		Chien viverrin	
Grive mauvis		RALLIDÉS		Hermine			
Grive drainé		Fouque macraoule		Vison d'Amérique			
Grive litorne		Poule d'eau					
Caillie des blés		Râle d'eau					
Alouette des champs							
Tourterelle des bois							
Etourneau sansonnet							
Tourterelle turque							
Pigeon biset (Corse)							

* Selon la réglementation en vigueur au cours de la saison 2013-2014

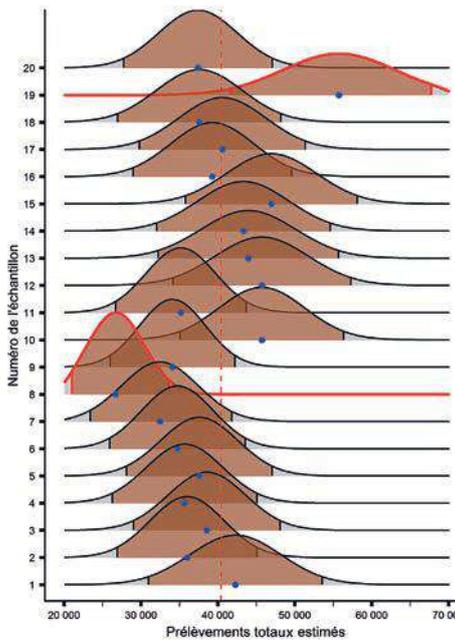
Attention, ce questionnaire doit nous être retourné au plus tard le 12 mai 2014

Page 6 Saison 2013-2014

Exemple de questionnaire utilisé lors de la dernière enquête nationale.

Figure 3 Résultat de l'estimation ponctuelle du prélèvement total (point bleu) pour vingt échantillons obtenus par échantillonnage aléatoire simple des chasseurs, associé à l'approximation de la distribution d'échantillonnage par une loi normale (courbe noire) et à l'intervalle de confiance à 95 % qui en dérive (délimité par l'aire marron).

Dix-huit des vingt intervalles de confiance représentés incluent le prélèvement total réel (ligne rouge pointillée). Dans deux cas, le prélèvement total réel n'est pas inclus dans l'intervalle de confiance à 95 % (échantillons n° 8 et 19, indiqués par les courbes rouges). Situation fictive pour les prélèvements de lapins de garenne en Vendée, construite d'après les données obtenues lors de la première phase de l'enquête nationale de 2013-2014.



Recommandation : comme la loi normale utilisée pour calculer les intervalles de confiance n'est qu'une approximation de la distribution d'échantillonnage, les bornes des intervalles de confiance peuvent être arrondies sans que cela n'affecte leur valeur scientifique. Lorsque la borne inférieure est négative, cela témoigne d'une relative inadéquation de la loi normale utilisée, et il convient de fixer la borne inférieure à 0 ou si l'on préfère être parfaitement cohérent avec les données, au prélèvement documenté par l'échantillon.

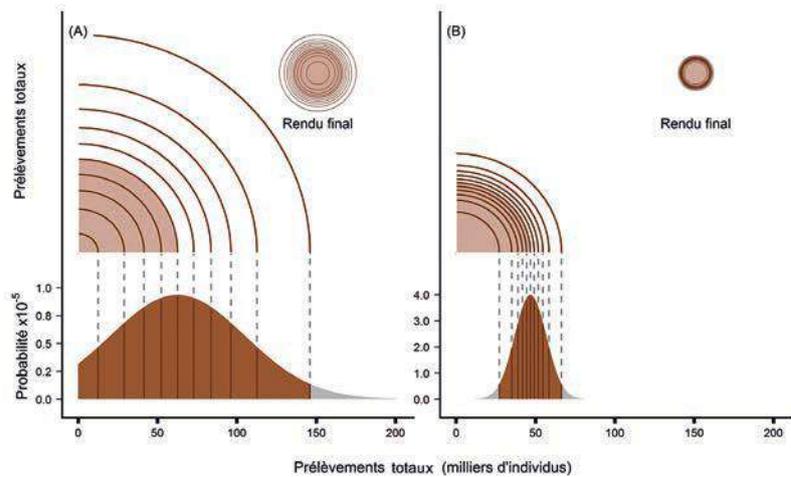
La représentation cartographique de l'incertitude

La représentation cartographique des tableaux de chasse estimés doit permettre de présenter l'information disponible – même lorsqu'elle est imprécise – en évitant le risque d'un mauvais usage, comme ce serait le cas avec un tableau de valeurs. Toute la difficulté consiste à produire des cartes qui puissent traduire l'incertitude tout en demeurant les plus compréhensibles possible par le lecteur.

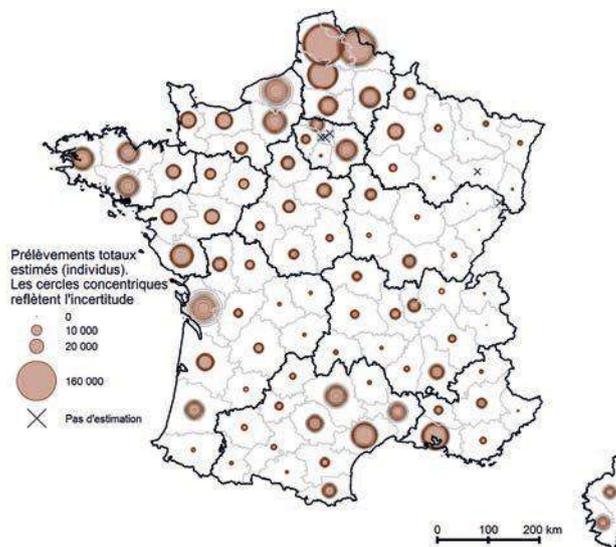
Une première possibilité consiste à représenter deux cartes côte-à-côte, l'une rendant compte du prélèvement estimé, l'autre de la mesure d'incertitude (CV ou largeur de l'intervalle de confiance par exemple). Cette pratique présente deux inconvénients majeurs : 1) le lecteur doit intégrer les deux informations par un va-et-vient constant entre les deux cartes, 2) il existe un risque que la carte des prélèvements soit reprise et utilisée seule, et que l'incertitude ne soit donc plus communiquée, ce que nous voulons précisément éviter. On peut aussi tout simplement indiquer la mesure d'incertitude directement en surimpression sur les éléments cartographiés. C'est ce type de représentation qui a été utilisé pour les cartes en classes de prélèvements de l'enquête nationale de 2013-2014 (**encadré**).

Une autre possibilité consiste à résumer l'intervalle de confiance et la forme approximative de la distribution d'échantillonnage tout en communiquant l'ordre de grandeur du tableau de chasse estimé (**figure 4**). La solution proposée ici repose sur trois éléments : 1) la surface des disques augmente avec le prélèvement, 2) les cercles concentriques représentent différents niveaux de probabilités, allant de celui correspondant à la borne inférieure de l'intervalle de confiance (le cercle intérieur) à celui de sa borne supérieure (le cercle extérieur), 3) le disque coloré correspond à l'estimation ponctuelle. Le cas du lapin de garenne pour l'enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir portant sur la saison 2013-2014 (**figure 4** et **carte**) montre par exemple 1) que les prélèvements pour la

Figure 4 Schéma établissant la correspondance entre le mode de représentation cartographique des prélèvements estimés prévu pour la diffusion sur le portail cartographique de l'ONCFS et l'approximation de la distribution d'échantillonnage estimée dans l'enquête nationale de 2013-2014. Exemple du lapin de garenne en (A) pour la Charente-Maritime et en (B) pour la Vendée. Détails dans le texte.



Carte Type de représentation cartographique des prélèvements prévu pour la diffusion sur le portail cartographique de l'ONCFS. Exemple des prélèvements départementaux du lapin de garenne estimés par l'enquête nationale de 2013-2014.



Vendée et la Charente-Maritime sont du même ordre de grandeur (les disques colorés sont sensiblement de même surface), 2) que la précision de l'estimation pour la Charente-Maritime (A) est inférieure à la précision obtenue pour la Vendée (B) puisque les cercles concentriques sont beaucoup plus espacés en (A) qu'en (B), traduisant le fait que la distribution d'échantillonnage estimée est

beaucoup plus dispersée autour du prélèvement total estimé. À la différence du type de représentation utilisé dans les articles publiés dans *Faune sauvage* (encadré), cette nouvelle façon de procéder permet une production de cartes totalement automatique parce qu'elle ne repose pas sur un découpage en classes. C'est ce type de représentation qui est prévu pour communiquer les tableaux de

chasse estimés dans le cadre de l'enquête nationale de 2013-2014 sur le portail cartographique de l'ONCFS³.

Recommandation : les règles de la sémiologie graphique recommandent de représenter les quantités sous forme de

3. <http://www.oncfs.gouv.fr/Cartographie-ru4/Le-portail-cartographique-de-donnees-ar291>.

► Encadré 1 • Représentation cartographique des estimations en classes

Pour l'enquête nationale de 2013-2014, il a été décidé que les estimations des prélèvements ne seraient pas publiées lorsque le coefficient de variation (CV) dépassait le seuil de 30 % (Aubry *et al.*, 2016). Comme l'enquête visait des estimations au niveau national, et compte tenu des faibles taux de réponse obtenus (Aubry *et al.*, 2016), les estimations au niveau régional ou départemental se sont avérées souvent trop imprécises pour être publiées sous la forme d'un tableau (CV supérieur à 30 %). Cependant, il reste possible de statuer sur leur ordre de grandeur avec plus ou moins de confiance. Ainsi, pour communiquer l'information sur les prélèvements estimés au niveau départemental ou régional, même lorsque l'estimation était trop imprécise, nous avons produit des cartes en classes de prélèvements, à l'instar de celles produites pour les deux enquêtes nationales précédentes de 1983-1984 et 1998-1999. Toutefois, nous avons considéré qu'il était indispensable de tenir compte de l'incertitude associée aux estimations, à la fois pour construire et représenter les classes de prélèvements.

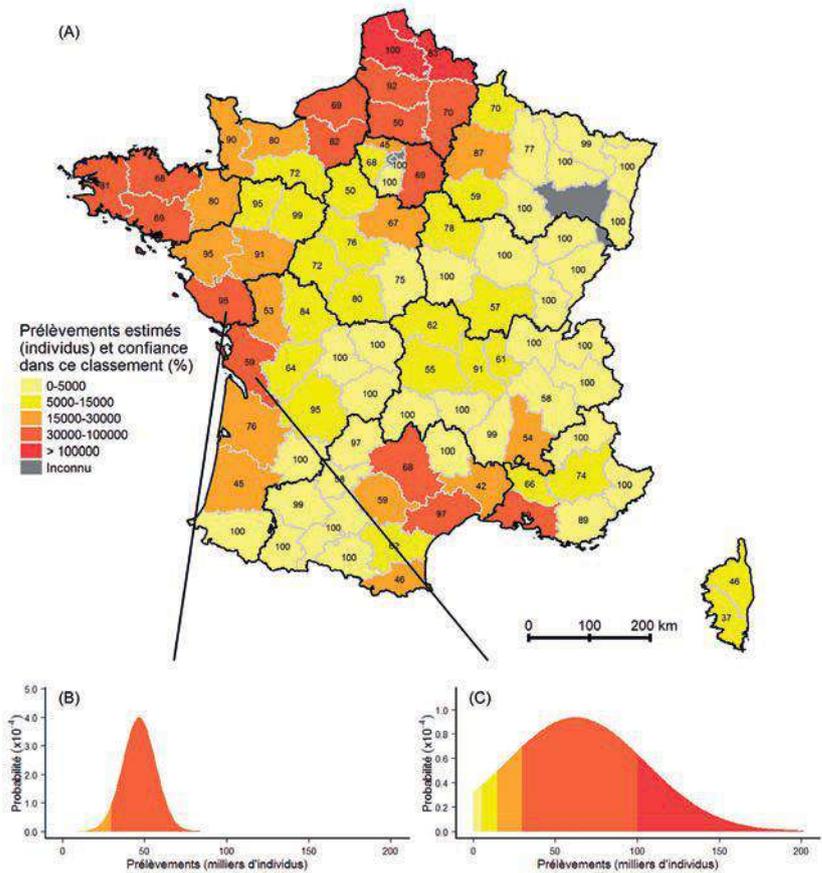
Construction des cartes en classes de prélèvements

Pour un petit nombre de classes définies *a priori*, l'idée était 1) de tenir compte des distributions d'échantillonnage estimées, afin d'affecter chaque département à la classe de prélèvements la plus probable, 2) de représenter (en %) sur chaque département la probabilité d'être dans cette classe. Ainsi, il était possible de faire la distinction, pour une même classe, entre un prélèvement très probablement dans cette classe et un résultat plus incertain. Une valeur proche de 100 % indiquait que pratiquement toute la distribution d'échantillonnage estimée était incluse dans la classe indiquée, tandis qu'une valeur inférieure indiquait que cette distribution était à cheval sur deux classes (ou même davantage si elle était très étalée).

La production de ce type de cartes ne peut pas être facilement automatisée, car il faut à la fois rendre compte de la situation à l'aide d'un petit nombre de classes (au-delà de cinq ou six classes, une carte devient illisible), que les bornes des classes correspondent à des ordres de grandeurs (des bornes à l'unité ou à la dizaine d'unités ne peuvent pas être employées), et enfin que la probabilité d'appartenance à la classe soit maximisée pour le plus grand nombre de départements possible.

Exemple du lapin de garenne

Pour l'enquête nationale de 2013-2014, la carte publiée par Bro *et al.* (2017) (figure A) peut être comparée à celles produites pour les deux enquêtes précédentes (voir Marchandeau (2000), p. 19). Pour illustrer le mode d'affectation d'un département à une classe, ainsi que la signification de la valeur indiquée sur chaque département, on peut prendre pour exemple la Vendée et la Charente-Maritime (figure B). Pour la Vendée (figure B), on voit que l'essentiel de la distribution d'échantillonnage estimée est comprise dans la classe « 30 000 -100 000 » (le CV est estimé à 21 %, la probabilité affichée sur le département est 95 %), tandis que pour la Charente-Maritime (figure C), la distribution est très étalée et empiète sur plusieurs classes (le CV est estimé à 68 %, la probabilité affichée sur le département est 59 %).



disques dont l'aire est proportionnelle à la valeur. L'œil humain perçoit en effet mieux les variations d'une valeur absolue sous cette forme. Les indices relatifs, les densités, les évolutions, les parts ou les typologies sont par contre mieux représentés au travers d'aplats de couleur. Pour aller plus loin, voir notamment le guide de sémiologie cartographique de l'Insee (Insee, 2018).

Conclusion

Les estimations de tableaux de chasse publiées sans mesure de précision – ou avec une mesure de précision qui n'est pas valide (voir Aubry 2018, encadré 2) – sont de mauvaise qualité scientifique. Il en est de même pour celles pour lesquelles on ne dispose d'aucune documentation spécifiant précisément comment elles ont été produites (on parle de *métadonnées*). Cela ne signifie pas nécessairement que ces estimations sont biaisées ou imprécises, mais qu'il est tout simplement impossible de statuer sur leur qualité et par conséquent de savoir quelle confiance leur accorder.

Pour la publication des résultats de l'enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir pour la saison 2013-2014, la question du biais d'estimation induit par la non-réponse a été traitée de façon rigoureuse (voir Aubry & Guillemain, 2019) ; mais, même au niveau national, la précision escomptée n'a pas toujours pu être atteinte avec l'effort d'échantillonnage consenti et le faible taux de réponse obtenu. Pour les espèces faiblement prélevées, une enquête nationale généraliste de coût raisonnable ne peut pas atteindre une précision satisfaisante. Bien entendu, les estimations infra-nationales sont nécessairement moins précises que celles effectuées au niveau national. En accord avec le conseil scientifique de l'ONCFS, il a été décidé de ne pas publier les prélèvements estimés lorsque le



▲ Pour les espèces faiblement prélevées (comme le bécasseau maubèche – photo), une enquête nationale généraliste de coût raisonnable ne peut pas atteindre une précision satisfaisante.

coefficient de variation (CV) dépassait 30 % (Aubry *et al.*, 2016). Cette décision vise – comme cela se fait pour d'autres enquêtes – à éviter d'induire en erreur les utilisateurs des valeurs estimées. Par exemple, *Statistique Canada*⁴ déconseille la diffusion d'une valeur estimée lorsque le CV dépasse 33,3 %, un choix qui comporte certes une part d'arbitraire, mais qui est convergent avec la décision prise pour l'enquête de 2013-2014.

S'il est légitime de considérer qu'une estimation imprécise est meilleure que pas d'estimation du tout, il est toutefois indispensable de conserver le lien entre la mesure d'incertitude et le prélèvement estimé, ce qui n'est généralement pas ce qui se produit lorsque l'information est reprise. C'est pour cette raison que nous tentons d'améliorer la communication de

l'incertitude associée aux prélèvements estimés, en particulier lorsque le CV est élevé.

Comme tout prélèvement cynégétique estimé est entaché d'incertitude, évaluer, comprendre, représenter et discuter ces estimations nécessite de consentir des efforts, à la fois de la part des producteurs de statistiques de tableaux de chasse (exemple Aubry & Guillemain, 2019) et de la part des utilisateurs ; la qualité du débat public autour de cet enjeu en dépend.

Remerciements

Nous remercions les chasseurs qui font l'effort de répondre consciencieusement aux diverses enquêtes sur les tableaux de chasse réalisées sur le territoire métropolitain. L'enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir pour la saison 2013-2014 est le fruit de l'étroite collaboration entre la FNC et l'ONCFS. ●

Bibliographie

- ▶ Ardilly, P. 2006. *Les techniques de sondage*. Éditions Technip, Paris, France, 675 p.
- ▶ Aubry, P. 2017. Enquêtes sur les tableaux de chasse : pourquoi est-il essentiel d'y répondre, même quand on n'a rien prélevé ? *Faune sauvage* n° 315 : 4-8.
- ▶ Aubry, P. 2018. Enquêtes sur les tableaux de chasse basées sur l'échantillonnage aléatoire des chasseurs : comment ça marche ? *Faune sauvage* n° 320 : 10-15.
- ▶ Aubry, P. 2019. L'enquête sur les tableaux de chasse à tir pour la saison 2013-2014 : quelques éléments de compréhension concernant la mise en œuvre du dispositif d'échantillonnage. *Faune sauvage* n° 322 : 4-9.
- ▶ Aubry, P. & Guillemain, M. 2019. Attenuating the nonresponse bias in hunting bag surveys: The multiphase sampling strategy. *PloS ONE* 14(3) : e0213670 <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0213670>.
- ▶ Insee. 2018. Guide de sémiologie cartographique. Direction de la Diffusion et de l'Action régionale, Département de l'action régionale, Insee, Montrouge, France. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3640429>.
- ▶ Marchandeau, S. 2000. Enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir. Saison 1998-1999. Le Lapin de garenne. *Faune Sauvage* n° 251 : 18-25.