



# 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

**PHILIPPE AUBRY<sup>1</sup>**

<sup>1</sup> ONCFS, Direction de la recherche et de l'expertise, Cellule d'appui méthodologique – Saint-Benoist, Auffargis.

Contact : philippe.aubry@oncfs.gouv.fr

*Pour bien s'approprier les résultats publiés à l'issue de l'enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir réalisée pour la saison 2013-2014, il est nécessaire de comprendre les principes statistiques sur lesquels elle repose. Les articles déjà publiés dans Faune sauvage (n° 315 et n° 320) ont levé une partie du voile sur ces aspects. Mais il est également important de savoir comment les principes exposés ont pu être mis en œuvre, et dans quelle mesure les défauts qui subsistent peuvent être corrigés à l'avenir. Faisons la lumière sur certains éléments restés dans l'ombre.*

L'estimation des tableaux de chasse va constituer à l'avenir un enjeu de plus en plus important dans le cadre de la gestion adaptative des espèces gibier, en particulier des oiseaux migrateurs. Dans cette perspective, l'objectivité de la production des statistiques de chasse est bien entendu souhaitable, car c'est à partir d'un diagnostic partagé que l'on peut utilement échanger, discuter et confronter différents points de vue, pour *in fine* envisager des modalités de gestion aussi pertinentes que possible. Aussi, il est légitime d'attendre d'un établissement administratif tel que

l'Office national de la chasse et de la faune sauvage qu'il soit au service de ce débat public en tant que producteur officiel de statistiques cynégétiques. Or la confiance dans la statistique officielle n'est jamais acquise : elle est toujours à construire et à renforcer, et cela passe nécessairement par des explications qui ne s'adressent pas qu'aux experts. Dans un souci de transparence, nous revenons ici sur des éléments essentiels de l'enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir pour la saison 2013-2014.

### L'échantillonnage aléatoire stratifié des chasseurs

L'ensemble des chasseurs ayant pris une validation au cours de la saison cynégétique 2012-2013 constitue la base de sondage de l'enquête pour la saison 2013-2014 (voir l'encadré 1 dans Aubry, 2018). Une strate est ici un sous-groupe de chasseurs de cette base de sondage. L'échantillonnage aléatoire sur lequel repose la méthodologie de l'enquête peut être stratifié, c'est-à-dire réalisé de façon indépendante à l'intérieur de chacune des

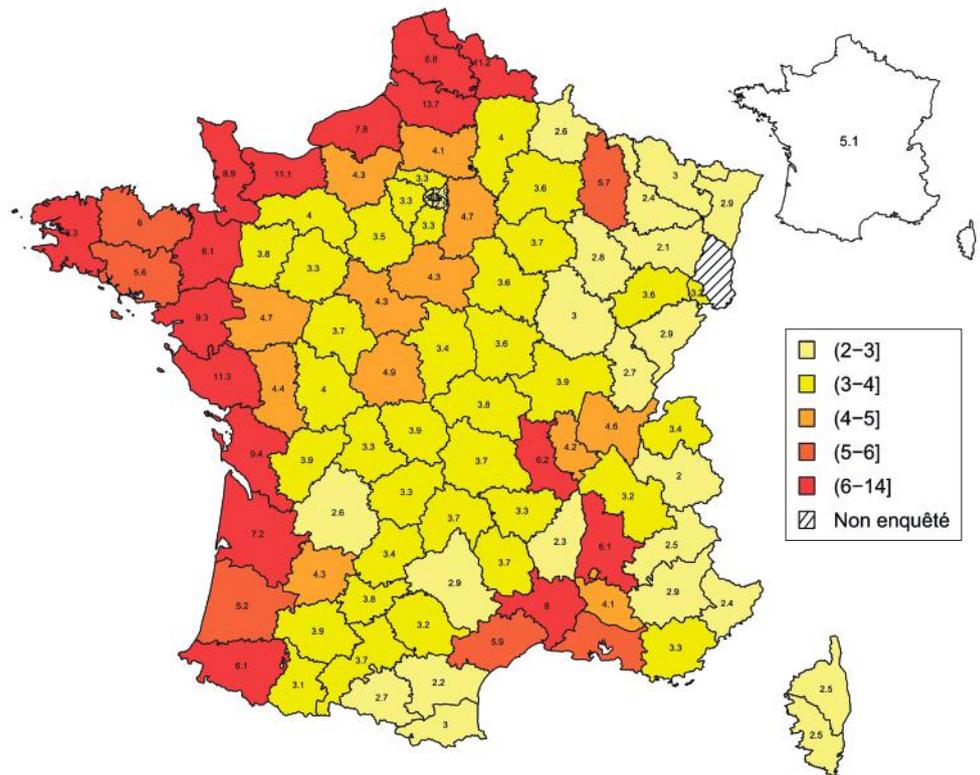
strates qui ont été définies sur la base de sondage. Le prélèvement total est estimé pour chaque strate et la somme des estimations fournit l'estimation globale. Il en est de même pour la mesure de précision qui quantifie l'incertitude entachant l'estimation.

Les chasseurs ayant pris une validation en 2012-2013 pouvaient être stratifiés selon qu'ils avaient pris une validation nationale ou départementale et, dans ce second cas, être à nouveau stratifiés par leur département d'adhésion (Aubry *et al.*, 2016). Au sein de chaque strate, nous avons utilisé un échantillonnage aléatoire simple (EAS) ; ce qui veut dire que tous les chasseurs d'une même strate avaient la même chance d'être sélectionnés. En revanche, la probabilité de sélection des chasseurs n'était pas la même selon les strates, dans le but d'augmenter la précision des estimations pour les espèces d'intérêt (espèces migratrices, mais aussi petit gibier de plaine – voir Aubry *et al.*, 2016 et Aubry, 2018). Ainsi, l'effort d'échantillonnage était plus important, par exemple, dans un département comme la Somme (taux de sondage proche de 14 %) qu'en Savoie (taux de sondage de 2 %). Pour 23 strates sur les 91 considérées, le taux de sondage dépassait 5 %, et il était supérieur à 10 % pour quatre d'entre elles, à savoir le Calvados, le Nord, la Vendée et la Somme (*carte*). Est-ce qu'une stratification supplémentaire serait envisageable pour augmenter davantage la précision ? Pour cela, il faut d'abord disposer d'une information qui soit connue pour tous les chasseurs de la base de sondage : c'est le cas de la date de naissance, et par conséquent de l'âge à une date donnée. Connaissant l'âge des chasseurs de l'échantillon de l'enquête de 2013-2014 à la date du 1<sup>er</sup> juillet 2013, nous avons pu examiner *a posteriori* la possibilité d'utiliser l'âge du chasseur pour construire deux strates d'âge  $A_1$  et  $A_2$ , en considérant un âge limite en dessous duquel un chasseur appartient à la strate  $A_1$ , et à partir duquel il appartient à la strate  $A_2$ . L'âge limite qui maximise la précision de l'estimation dépend de l'espèce considérée, et une forme de compromis devrait être trouvée. Si l'on considère les prélèvements pour toutes les espèces à la fois (*encadré 1*), l'âge limite optimal se situe à 54 ans, ce qui est voisin de l'âge médian des chasseurs qui est d'environ 55 ans. Si l'âge devait être utilisé à l'avenir pour stratifier les chasseurs, il conviendrait d'utiliser les strates formées pour l'enquête de 2013-2014 (validations nationales/départementales puis départementales puis départementales puis départementales) à l'intérieur des deux strates d'âge qui auraient été formées.

#### Carte

#### Taux de sondage (%) lors de la première phase d'échantillonnage.

En hachuré, département dont la fédération des chasseurs n'a pas autorisé l'utilisation de son fichier d'adhérents. Le taux mentionné sur la carte en blanc correspond à celui de la strate des validations nationales et correspond au taux de sondage moyen.



### Le faible taux de réponse complique tout...

Le dispositif d'échantillonnage aléatoire utilisé pour l'enquête 2013-2014 aurait pu rester assez élémentaire<sup>1</sup> (par échantillonnage aléatoire simple stratifié) si le taux de réponse avait été très élevé. Hélas, le taux de réponse attendu avait été identifié d'emblée comme un élément préoccupant pour la validité de l'enquête. Pour l'enquête de 1983-1984, le taux de retour<sup>2</sup> à l'issue du premier envoi du questionnaire avait été d'environ 17 % et s'était maintenu à ce niveau pour le second envoi (Landry *et al.*, 1986). Après élimination des questionnaires inutilisables, le taux de réponse global avait été d'environ 33,5 % (Landry & Lavergne, 1985). Pour l'enquête de 1998-1999, le taux de retour était de 32,5 %, mais il avait encore fallu supprimer entre 11 % et 35 % des questionnaires reçus sur des critères de qualité et de vraisemblance des réponses (Landry, 2000), ce qui conduisit à un taux de réponse global compris entre 20 % et 30 % environ selon les espèces. Bien que le questionnaire de 2013-2014 fût plus

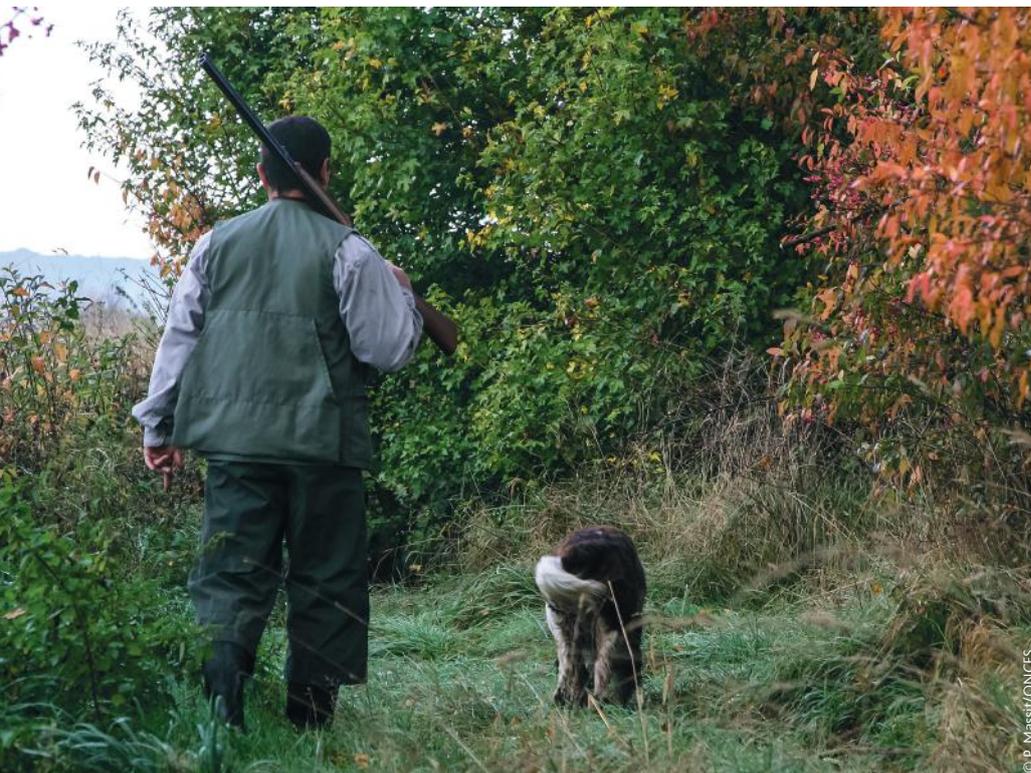
simple et plus court, nous escomptions un taux de réponse au mieux du même niveau que celui de l'enquête de 1998-1999. Et en effet, comme pour les deux enquêtes précédentes, les chasseurs contactés en 2013-2014 n'ont pas massivement adhéré à l'enquête puisque le taux de réponse moyen au premier envoi était de 14 %<sup>3</sup>. Rappelons qu'une des raisons pour ne pas répondre au questionnaire est d'avoir un tableau faible ou nul (voir l'encadré dans Aubry, 2017). Il en découle que le prélèvement moyen est plus élevé parmi les répondants que parmi les non-répondants. Dans ces conditions, l'absence de prise en compte du problème de la non-réponse peut conduire à une surestimation importante du tableau de chasse (Aubry, 2017). Le dispositif a donc dû être considérablement complexifié pour pouvoir atténuer le biais de non-réponse (Aubry & Guillemain, 2019).

Le dispositif employé dans chaque strate comportait trois phases (Aubry *et al.*, 2016 ; Aubry, 2017). Les deux premières phases s'appuyaient sur une enquête par voie postale, tandis que la troisième et dernière phase reposait sur

1. Hormis l'allocation de l'effort d'échantillonnage illustré par la carte.

2. Il ne faut pas confondre le taux de retour qui concerne les questionnaires reçus et le taux de réponse qui concerne les questionnaires exploitables. Le taux de réponse est nécessairement inférieur au taux de retour.

3. À titre de comparaison, en 2012, le taux de réponse à l'enquête annuelle finlandaise (par échantillonnage aléatoire simple stratifié auprès de 5 400 chasseurs) variait entre un peu plus de 63 % et presque 80 % selon les strates (en moyenne environ 74 %). Il est actuellement de l'ordre de 60 % (Leena Forsman, com. pers.).



© P. MASSI/FONCES

▲ Comme pour les deux enquêtes nationales précédentes, les chasseurs n'ont pas massivement adhéré à celle de 2013-2014, ce qui a entraîné une grande complexification du dispositif d'échantillonnage pour pouvoir atténuer le biais de non-réponse.

une enquête téléphonique. Au-delà de la première phase, chaque phase consistait à échantillonner aléatoirement les non-répondants de la phase précédente (figure 1). L'estimateur utilisé combine les réponses des trois phases de façon adéquate (voir Aubry & Guillemain, 2019). On démontre que si le taux de réponse à la dernière phase est de 100 %, alors l'estimateur utilisé est sans biais, quels que soient les taux de réponse aux deux premières phases. La théorie de ce dispositif repose entièrement sur le caractère aléatoire de l'échantillonnage à chaque phase, et sa validité ne dépend normalement d'aucune supposition (voir Aubry, 2018 ; Aubry & Guillemain, 2019).

### L'absence de coordonnées téléphoniques dans la base de sondage génère des suppositions...

La base de sondage utilisée comportait nécessairement les adresses postales des chasseurs (information prévue dans toute demande de validation de permis de chasser), mais pas les numéros de

#### ► Encadré 1 • L'estimation de la somme n'est pas toujours la somme des estimations

Comment ont été produites les estimations présentées dans les articles publiés sur les résultats de l'enquête sur les tableaux de chasse à tir pour la saison 2013-2014, concernant des groupes de départements ou des groupes d'espèces ?

Les prélèvements sont estimés à partir d'un échantillon de chasseurs. On dit que le chasseur est l'unité d'échantillonnage : c'est lui qui est sélectionné par le dispositif d'échantillonnage aléatoire et c'est donc à partir de lui que sont effectuées toutes les estimations. Les données se présentent sous la forme d'enregistrements. Un enregistrement est le nombre d'animaux prélevés par un chasseur donné, pour une espèce donnée, dans un département donné. Les trois informations qui définissent l'enregistrement (nombre prélevé, espèce, département) sont réputées exactes.

Dès lors que plusieurs enregistrements sont disponibles pour une espèce et un département, il est possible d'estimer un prélèvement total pour cette espèce et ce département ainsi que sa précision. Lorsque l'on souhaite disposer d'une estimation du tableau de chasse pour cette espèce pour un ensemble de départements (région, territoire national, ou tout autre ensemble), une façon « naïve » de procéder consisterait à faire la somme des prélèvements estimés dans les départements concernés. De même, pour obtenir une estimation du prélèvement total pour un groupe d'espèces pour un département (ou un ensemble de départements), l'approche « naïve » consisterait à faire la somme des prélèvements pour toutes les espèces du groupe. Toutefois, cette façon de procéder n'est pas celle utilisée. En effet, un même chasseur peut avoir prélevé une même espèce dans plusieurs départements, et plusieurs espèces d'un même groupe dans un même département. Les espèces et les départements ne peuvent alors pas être considérés comme des « compartiments » indépendants pour lesquels il suffirait d'additionner

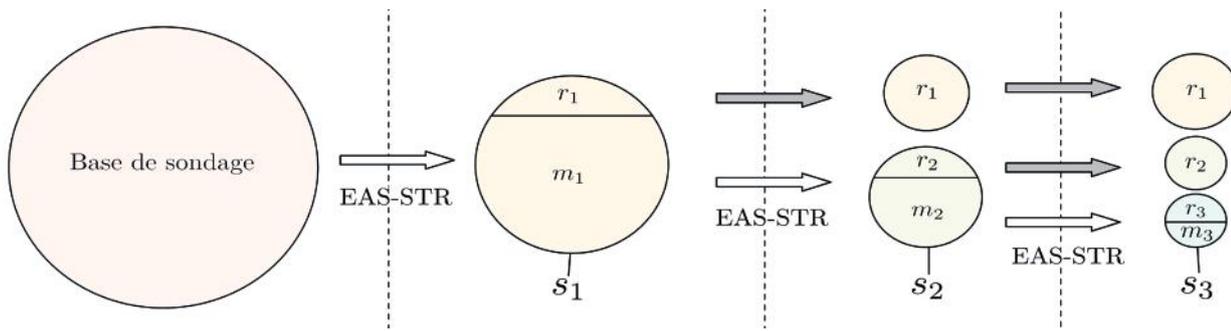
les estimations des prélèvements (ou celles de leur précision). Les procédures correctes tiennent compte du fait que plusieurs enregistrements proviennent d'un même chasseur, et que celui-ci ne chasse pas nécessairement dans un seul département (même si c'est majoritairement le cas).

Considérons un cas hypothétique dans lequel chaque chasseur ne peut chasser que dans un seul département. Dans un tel cas, si un échantillon de chasseurs était sélectionné dans chaque département indépendamment des autres départements (strates), alors effectivement, l'estimation de la somme pour tous les départements considérés serait bien la somme des estimations dans chaque département. Cependant, même si tous les chasseurs ne disposaient que d'une validation départementale, ils auraient tout de même encore la possibilité de chasser dans des communes limitrophes des départements voisins : les conditions du cas hypothétique ne sont donc pas remplies. Elles le sont encore moins du fait des validations bi-départementales et nationales. L'approche « naïve » constitue donc une approximation de la procédure correcte.

Considérons par ailleurs l'estimation du tableau de chasse d'un groupe d'espèces, par exemple au niveau régional. Quand on estime le tableau de chasse pour une espèce, celle-ci correspond à ce que l'on nomme la variable d'intérêt (nombre d'individus prélevés pour cette espèce par chaque chasseur). Définir un groupe (limicoles, anatidés, etc.), c'est en fait définir une nouvelle variable d'intérêt (nombre d'individus prélevés pour ce groupe par chaque chasseur). L'estimation porte donc sur cette nouvelle variable d'intérêt, et tient compte du fait qu'un même chasseur peut avoir prélevé plusieurs espèces d'un même groupe dans la région en question. L'approche « naïve » serait correcte si chaque chasseur ne prélevait qu'une seule espèce par groupe.

Figure 1

Dispositif d'échantillonnage aléatoire simple stratifié (EAS-STR) à trois phases pour l'échantillonnage parmi les non-répondants. L'échantillon  $s_1$  (60 000 chasseurs) est prélevé dans la base de sondage et se subdivise en répondants ( $r_1$ ) et non-répondants ( $m_1$ ). L'échantillon  $s_2$  (30 000 chasseurs) est prélevé parmi les non-répondants de la première phase ( $m_1$ ) et se subdivise à son tour en répondants ( $r_2$ ) et non-répondants ( $m_2$ ). Enfin, l'échantillon  $s_3$  (8 000 chasseurs) est prélevé parmi les non-répondants de la deuxième phase ( $m_2$ ). Les estimateurs exploitent les réponses  $r_1$ ,  $r_2$  et  $r_3$  ainsi que la structure du dispositif.



▲ L'absence de contact avec une partie des chasseurs qui ont été enquêtés par téléphone est ignorable car pas nécessairement liée au prélèvement qu'ils ont pu réaliser.

► Encadré 2 •  
Les informations de contact dans la base de sondage

La base de sondage peut être constituée à partir des fichiers d'adhérents normalement mis à jour chaque année par les fédérations départementales des chasseurs lors de la validation du permis de chasser (voir l'encadré 1 dans Aubry, 2018). Le formulaire de demande de validation prévu par l'administration est le Cerfa 12 660\*02 (<https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/R19824>). Pour contacter le demandeur, le formulaire prévoit uniquement de renseigner l'adresse postale. Dans les faits, à notre connaissance, aucune fédération ne fournit ce formulaire sur son site. Quand un formulaire est disponible en téléchargement, il s'agit d'un modèle propre à chaque fédération, dans lequel il est pratiquement toujours prévu de renseigner le numéro de téléphone portable, le numéro de téléphone fixe et une adresse électronique. Ainsi, les informations requises pour constituer une base de sondage de qualité sont déjà recueillies par la plupart des fédérations. Nous ignorons cependant quelle est la proportion d'adhérents pour lesquels, hormis l'adresse postale, les autres informations de contact sont renseignées. Pour alimenter le fichier central géré par la Fédération nationale des chasseurs, les fédérations départementales ne transmettent pas actuellement les informations de contact facultatives que sont les numéros de téléphone et les adresses électroniques.

téléphone. Or ceux-ci sont naturellement indispensables pour contacter les chasseurs lors de l'enquête téléphonique (encadré 2). Un prestataire de service spécialisé a enrichi le fichier de chasseurs à échantillonner d'un numéro de téléphone. Cet enrichissement n'était pas complet, puisque parmi les 26 038 chasseurs non répondant à la deuxième phase, seuls 17 147 avaient un numéro de téléphone renseigné. En outre, cet

enrichissement n'était pas totalement fiable : un indicateur résumant la qualité de la correspondance globale (MATCHING) a été fourni par le prestataire. Cet indicateur avait pour valeur maximale 100 et pour valeur minimale 60. Nous avons fait le choix de ne pas considérer les chasseurs pour lesquels l'indicateur MATCHING avait une valeur inférieure à 80, ce qui a conduit à sélectionner l'échantillon de 8 000 chasseurs prévu

parmi une partie seulement des non-répondants. Nous avons considéré que les deux évènements :

- « le numéro de téléphone est renseigné »,
  - « l'indicateur MATCHING est supérieur ou égal à 80 »,
- étaient indépendants des prélèvements à la chasse. Ainsi, dans les deux cas, le mécanisme excluant les chasseurs de la sélection aléatoire finale a été jugé ignorable, assimilable à l'échantillonnage aléatoire simple et donc n'introduisant pas de biais (figure 2).

De nombreuses tentatives ont été effectuées pour essayer de joindre les chasseurs enquêtés. Au total, plus de 65 000 appels ont été passés pour les 8 000 numéros de téléphone. Plus de 50 % des chasseurs sélectionnés à la troisième phase n'ont pas pu être joints. Nous considérons que cette absence de contact est également ignorable car pas nécessairement liée au prélèvement. Parmi les 3 678 correspondants contactés, au total 7 % ont refusé de communiquer leurs tableaux de chasse. La non-réponse n'est pas ignorable, mais le biais à ce stade est faible car le taux de réponse est suffisamment élevé (93 %) – (figure 3 ; voir aussi Aubry & Guillemain, 2019).

## Conclusion et perspectives

Même si l'échantillon des chasseurs enquêtés a été sélectionné aléatoirement, tous ne se sont pas portés volontaires pour répondre au questionnaire. Ceci aurait pu introduire un biais important si aucune

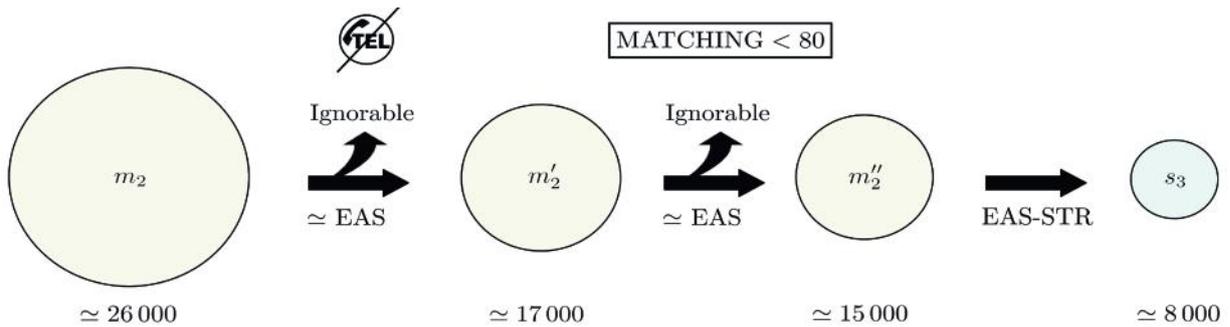
mesure n'avait été prise pour en tenir compte (Aubry, 2017 ; Aubry & Guillemain, 2019). Le dispositif en plusieurs phases utilisé dans l'enquête pour la saison 2013-2014 permet d'atténuer le biais dû à la non-réponse, et même de l'éliminer totalement si le taux de réponse à la dernière



▲ À l'avenir, on pourrait envisager de rendre la réponse à ce type d'enquête obligatoire, afin d'inciter une majorité de chasseurs sélectionnés à communiquer leurs prélèvements.

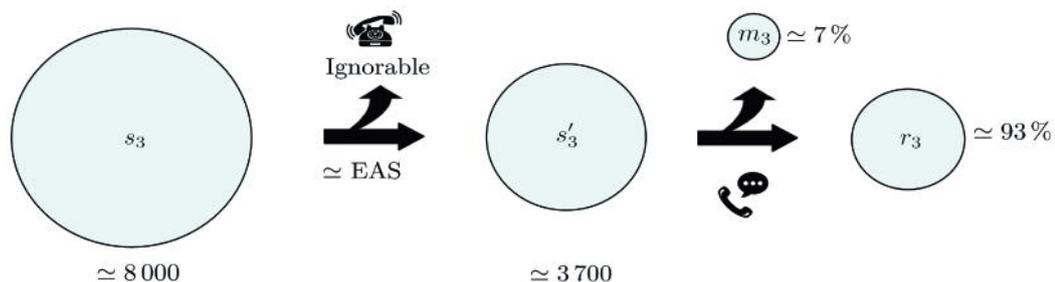
**Figure 2** Étapes conduisant à la sélection de l'échantillon pour l'enquête téléphonique ( $s_3$ ) à partir de l'ensemble des non-répondants de la deuxième phase ( $m_2$ ).

Le numéro de téléphone n'est renseigné que pour une partie  $m'_2$  des non-répondants ; puis, parmi les numéros de téléphone renseignés, le niveau de fiabilité n'est jugé acceptable que pour une partie  $m''_2$ . Ces deux sélections ont été considérées comme ignorables et assimilables à l'échantillonnage aléatoire simple (EAS). Enfin, les 8 000 chasseurs prévus pour l'enquête téléphonique ont été sélectionnés par échantillonnage aléatoire simple stratifié (EAS-STR) parmi  $m''_2$ . La sélection de l'échantillon  $s_3$  n'introduit pas de biais si le fait d'avoir été disponible pour l'échantillonnage n'est pas lié au prélèvement.



**Figure 3** Étapes conduisant à l'ensemble des répondants de l'enquête téléphonique ( $r_3$ ) à partir de l'échantillon prévu ( $s_3$ ).

Une partie des chasseurs enquêtés est finalement contactée ( $s'_3$ ). Concernant leurs tableaux de chasse, les chasseurs contactés se subdivisent en répondants ( $r_3$ ) et en non-répondants ( $m_3$ ). L'impossibilité d'entrer en contact téléphonique avec un chasseur a été jugée ignorable et assimilable à l'échantillonnage aléatoire simple (EAS). La non-réponse des chasseurs contactés n'est pas ignorable.



phase est de 100 %. L'absence de biais de l'estimateur utilisé est garantie par le respect du dispositif d'échantillonnage aléatoire qui lui correspond. Il en est de même pour l'estimation de la précision associée (Aubry & Guillemain, 2019). Cette situation est formellement très différente de celle des enquêtes de 1983-1984 et de 1998-1999, et bien plus rigoureuse. Hélas, l'absence de numéros de téléphone dans la base de sondage a généré des suppositions pour la dernière phase du dispositif (enquête téléphonique). Même si ces suppositions ne sont pas déraisonnables, elles sont toutefois venues affaiblir la rigueur du dispositif employé.

En dehors des aspects liés à la logistique de l'enquête et à la qualité des réponses, qui n'ont pas été évoqués ici, la qualité de la base de sondage et les taux de réponse

sont des points à améliorer pour les futures enquêtes. Une évolution dans la remontée des informations de contact (numéros de téléphone, adresse électronique) recueillies par les fédérations départementales des chasseurs vers la Fédération nationale, qui centralise le fichier des validations, serait de nature à améliorer la qualité de la base de sondage. Il n'est pas facile d'agir sur les taux de réponse, mais on peut imaginer faire figurer à terme l'enquête sur la liste des enquêtes obligatoires (<https://www.cnis.fr/obligation-de-reponse/>), afin de conduire une majorité de chasseurs à y répondre. Nous considérons qu'un effort pédagogique concernant la communication du tableau de chasse devrait être entrepris très en amont, dès la formation à l'examen du permis de chasser, et entretenu ensuite par tous les acteurs du monde cynégétique.

## 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. Merci à Leena Forsman du LUKE (Institut finlandais des ressources naturelles) pour les précisions méthodologiques concernant le dispositif en vigueur en Finlande et à Isabelle Pinard-Gaudin, Elisane Tessier, François Omnès et Sylvain Godin (ONCFS) pour leurs avis constructifs. L'enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir pour la saison 2013-2014 a été financée conjointement par la FNC et l'ONCFS. Le dispositif d'échantillonnage aléatoire et les estimateurs ont été définis par la Cellule d'appui méthodologique de la Direction de la recherche et de l'expertise de l'ONCFS. ●



◀ Un effort pédagogique concernant la communication du tableau de chasse devrait être entrepris très en amont, dès la formation à l'examen du permis de chasser.

## Bibliographie

- ▶ Aubry, P., Anstett, L., Ferrand, Y., Reitz, F., Klein, F., Ruelle, S., Sarasa, M., Arnauduc, J.-P. & Migot, P. 2016. Enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir. Saison 2013-2014. Résultats nationaux. *Faune sauvage* n° 310, supplément central. 8 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. & 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>
- ▶ Landry, P. & Lavergne, R. 1985. Enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir pour la saison 1983-1984. Premiers résultats. *Bulletin Mensuel ONC* n° 89 : 9-16.
- ▶ Landry, P., Lavergne, R. & Havet, P. 1986. Enquête sur les prélèvements de petit gibier durant la campagne de chasse 1983-1984 en France métropolitaine : méthodologie utilisée. *Gibier Faune Sauvage* n° 3 : 197-241.
- ▶ Landry, P. 2000. Enquête nationale sur les tableaux de chasse à tir. Saison 1998-1999. Résultats nationaux et données sociologiques. *Faune sauvage* n° 251 : 8-17.