



Vlaamse
overheid



Patrijzenmonitoring in Vlaanderen

Analyse van de controletellingen van 2022

Thierry Onkelinx, Raïsa Carmen

INBO.BE
natuurenbos.be

Auteurs:

Thierry Onkelinx , Raïsa Carmen 

Reviewers:

Thomas Scheppers 

Het INBO is het onafhankelijk onderzoeksinstituut van de Vlaamse overheid dat via toegepast wetenschappelijk onderzoek, data- en kennisontsluiting het biodiversiteitsbeleid en -beheer onderbouwt en evalueert.

Vestiging:

INBO Brussel

Herman Teirlinckgebouw, Havenlaan 88 bus 73, 1000 Brussel

vlaanderen.be/inbo

e-mail:

thierry.onkelinx@inbo.be

Wijze van citeren:

Onkelinx, T. & Carmen, R. (2022). Patrijzenmonitoring in Vlaanderen. Analyse van de controletellingen van 2022. Rapporten van het Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek 2022 (24). Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek, Brussel. DOI: 10.21436/inbor.84192143

D/2022/3241/247

Rapporten van het Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek 2022 (24)

ISSN: 1782-9054

Verantwoordelijke uitgever:

Maurice Hoffmann

Foto cover:

Roepende patrijs in maïsveld. © Yves Adams

Dit onderzoek werd uitgevoerd in samenwerking met:

Agentschap voor Natuur- en Bos

VAC Brussel - Herman Teirlinck

Havenlaan 88 bus 75

1000 Brussel

<https://natuurenbos.be>

**AGENTSCHAP
NATUUR & BOS**



PATRIJZENMONITORING IN VLAANDEREN

Analyse van de controletellingen van 2022

Thierry Onkelinx, Raïsa Carmen

10.21436/inbor.84192143

Samenvatting

Een van de twee voorwaarden om te kunnen jagen op patrijs volgens de Vlaamse jachtwetgeving is de aanwezigheid van minimaal 3 broedparen per 100 ha open ruimte binnen de jachtterreinen aangesloten bij de wildbeheereenheid (WBE). Sinds 2021 moeten de jagers de patrijzen volgens een gestandaardiseerd telprotocol inventariseren en rapporteren aan het [Agentschap voor Natuur en Bos \(ANB\)](#). ANB laat elk jaar een studiebureau hetzelfde telprotocol ([Agentschap voor Natuur en Bos, 2021](#)) toepassen op een steekproef van locaties. Zowel in 2021 als in 2022 gunde ze dit via aanbesteding aan [Hoka Hey Wildlife Management](#).

De controles van 2022 omvatten zowel gerichte als niet-gerichte controles. Voor de gerichte controles baseerde ANB zich op afwijkende resultaten uit 2021 ([Onkelinx & Carmen, 2021](#)). We vinden in de gegevens van 2022 geen aantoonbaar verschil tussen de dichtheid gebaseerd op de gegevens van het studiebureau en deze gebaseerd op de gegevens van de jagers.

Vervolgens vergelijken we voor deze telblokken de dichtheid van 2022 met deze van 2021. Hierbij maken we enkel gebruik van de door de jagers gerapporteerde waarnemingen. Bij de niet-gerichte controles is de onzekerheid op het verschil te groot om uitspraken te doen. Bij de gerichte controles stellen we gemiddeld een sterke daling van de dichtheid vast. Vergelijken we alle onderzochte telblokken van 2021 en 2022 dan stellen we daarentegen gemiddeld een toename van de dichtheid vast¹.

Wanneer we deze resultaten met elkaar combineren, komen we tot de conclusie dat op zijn minst vreemd is dat de dichtheid sterk daalt bij een aantal van de gecontroleerde telblokken. Dit doet zich voor bij 2 van de 7 niet-gerichte controles en 8 van de 13 gerichte controles.

¹Opgelet dit is geen indicatie van de gemiddelde trend in Vlaanderen!



English abstract

One of the two conditions to allow hunting partridges according to the Flemish hunting legislation is the presence of at least 3 breeding pairs per 100 ha of open space within the hunting areas affiliated to a game management unit (GMU). Since 2021, hunters have to count partridges according to a standardised counting protocol and report this to the [Agency for Nature and Forest \(ANB\)](#). Every year, the Agency orders a research bureau to apply the same counting protocol ([Agentschap voor Natuur en Bos, 2021](#)) to a sample of locations. In both 2021 and 2022, it awarded this through a tender to [Hoka Hey Wildlife Management](#).

The 2022 inspections included both targeted and non-targeted inspections of census blocks. ANB based the targeted inspections on anomalies in the 2021 data ([Onkelinx & Carmen, 2021](#)).

We find no demonstrable difference between the densities for 2022 based on the research bureau's data and those based on the hunters' data.

We then compare the 2022 densities with the 2021 densities for the inspected census blocks. We use only the hunters' data for this comparison. In the non-targeted inspections, the uncertainty on the difference is too large to make any statements. In the targeted inspections, we observe on average a strong decrease in density. If we compare all the census blocks of 2021 and 2022, on the contrary, we find on average an increase in density.

When we combine these results, we come to the conclusion that it is strange, to say the least, that the density drops upon inspection in a number of census blocks. This occurred in 2 out of 7 non-targeted inspections and 8 out of 13 targeted inspections.

1 VERGELIJKING VAN DE RESULTATEN VAN DE JAGERS MET DEZE VAN HET STUDIEBUREAU

Voor deze analyse hebben we de ruwe waarnemingen van de jagers geclusterd volgens de standaardmethode. Deze standaardmethode kent aan elke cluster tevens een waarde van 1, 0.5 of 0 koppels toe. Vervolgens bepalen we voor elke waarneming in welk telblok ze gelegen is. Indien een cluster bestaat uit waarnemingen die niet allemaal in het telblok liggen, dan telt de cluster proportioneel mee voor het telblok *a rato* van het aantal waarnemingen van de cluster in het telblok. Indien een cluster uit drie waarnemingen bestaat en twee daarvan vallen binnen het telblok, dan krijgt deze cluster voor dit telblok een gewicht van 67%. Het geschatte aantal koppels in een telblok is dan de som van het product van de waarde van de cluster (1, 0.5 of 0) en het gewicht van de cluster voor het telblok. Het dichtheid in een telblok berekenen we door het geschatte aantal koppels te delen door de oppervlakte van het telblok. Een telblok bevat per definitie enkel open ruimte binnen een jachtgebied.

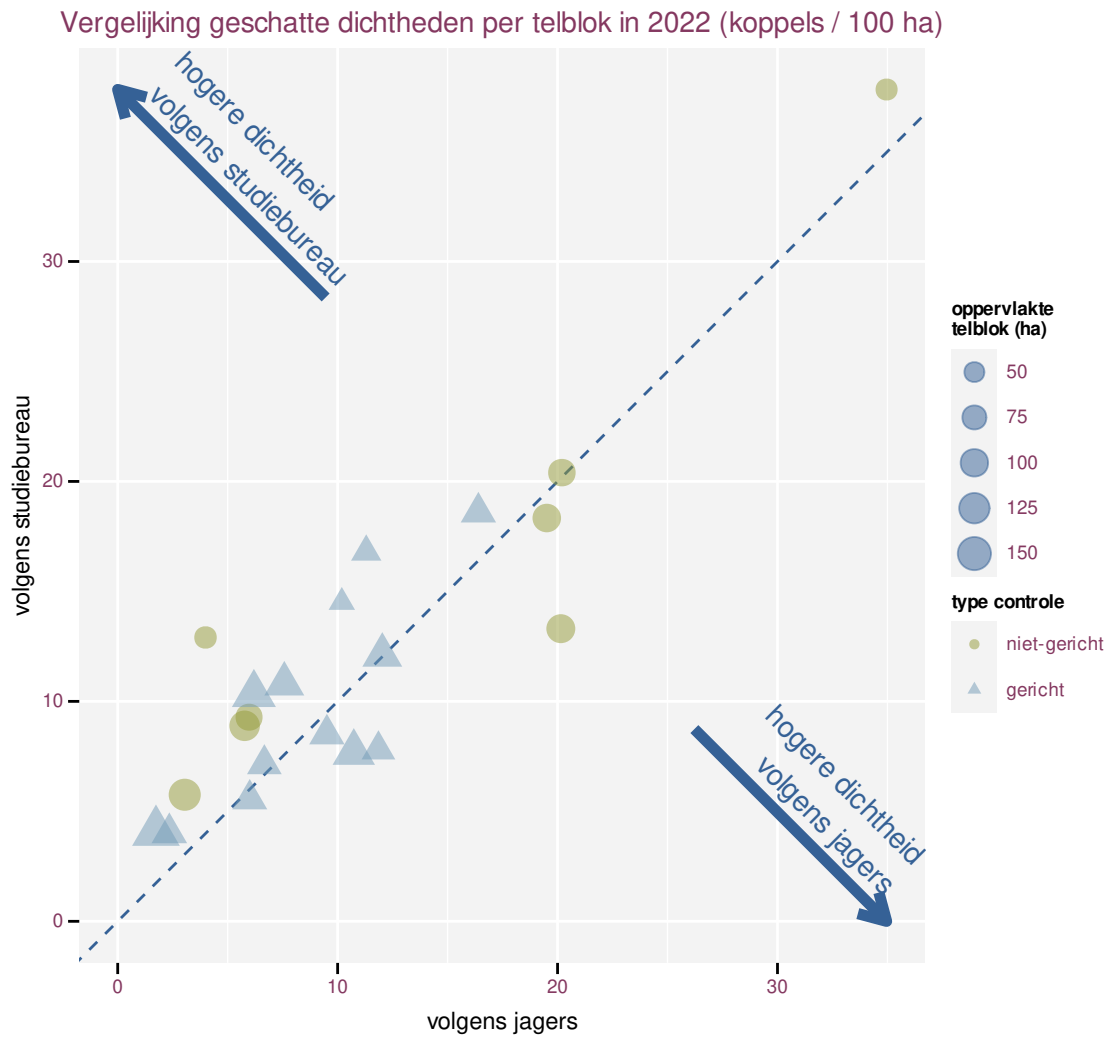
We hebben dezelfde methode eveneens toegepast op de ruwe waarnemingen van het studiebureau. Een belangrijk verschil is dat het studiebureau enkel een beperkt aantal telblokken onderzocht heeft. Er zijn daarom geen randeffecten van waarnemingen uit de omliggende telblokken. Deze zijn er wel bij de gegevens van de jagers. Verder hebben de jagers en het studiebureau hun waarnemingen onafhankelijk van elkaar ingevoerd. Ook al hebben ze exact dezelfde waarneming gedaan¹, toch kan deze op een iets anders manier ingevoerd zijn. Deze effecten kunnen leiden tot een andere schatting van de dichtheid.

De gemiddelde dichtheid per telblok voor de gepaarde telblokken volgens het studiebureau bedraagt +11% (-8%; +32%) (mogelijk positief effect) van de gemiddelde dichtheid volgens de jagers. We hebben daarom geen aanwijzingen dat er een afwijking is tussen de dichtheden gebaseerd op de waarnemingen van het studiebureau en deze gebaseerd op de waarnemingen van de jagers.

In fig. 1.1 zetten we de geschatte dichtheid volgens beide partijen tegen elkaar uit. We stellen vast dat de meeste punten rond de lijn van gelijke dichtheid liggen. Fig. 1.2 geeft deze informatie op een aangepaste manier weer. Nu zetten we de verhouding tussen beide dichtheden uit in functie van het aantal door de jagers waargenomen koppels. Nu stellen we vast dat het studiebureau bij lage dichtheden (weinig koppels) een hogere dichtheid aantreft dat de jagers. Merk op dat het in de praktijk er op neerkomt dat ze twee of drie koppels vinden terwijl de jager één koppel vond.

¹Vaak hebben de medewerkers van het studiebureau en de jagers de tellingen samen uitgevoerd.





Figuur 1.1: Vergelijking van de geschatte dichtheid (koppels per 100 ha) per telblok in 2022 afhankelijk van de bron. Enkel telblokken die door het studiebureau onderzocht zijn. De stippellijn geeft aan waar beide gelijk zijn.



Figuur 1.2: Geschatte dichtheid per telblok volgens het studiebureau gedeeld door de geschatte dichtheid volgens de jagers. De horizontale streepjeslijn geeft de situatie waarbij beiden dezelfde dichtheid schatten.

2 VERGELIJKING VAN 2022 MET 2021

In dit hoofdstuk vergelijken we de dichtheid per telblok van dit jaar met deze van vorig jaar. We baseren ons hiervoor enkel op de waarnemingen aangeleverd door de jagers. En dit voor de telblokken die het studie bureau in 2022 onderzocht. We gebruiken enkel de telblokken waarin we minstens 1 koppel konden toewijzen. Dit om de kans te verkleinen dat we telblokken gebruiken die onvoldoende onderzocht zijn.

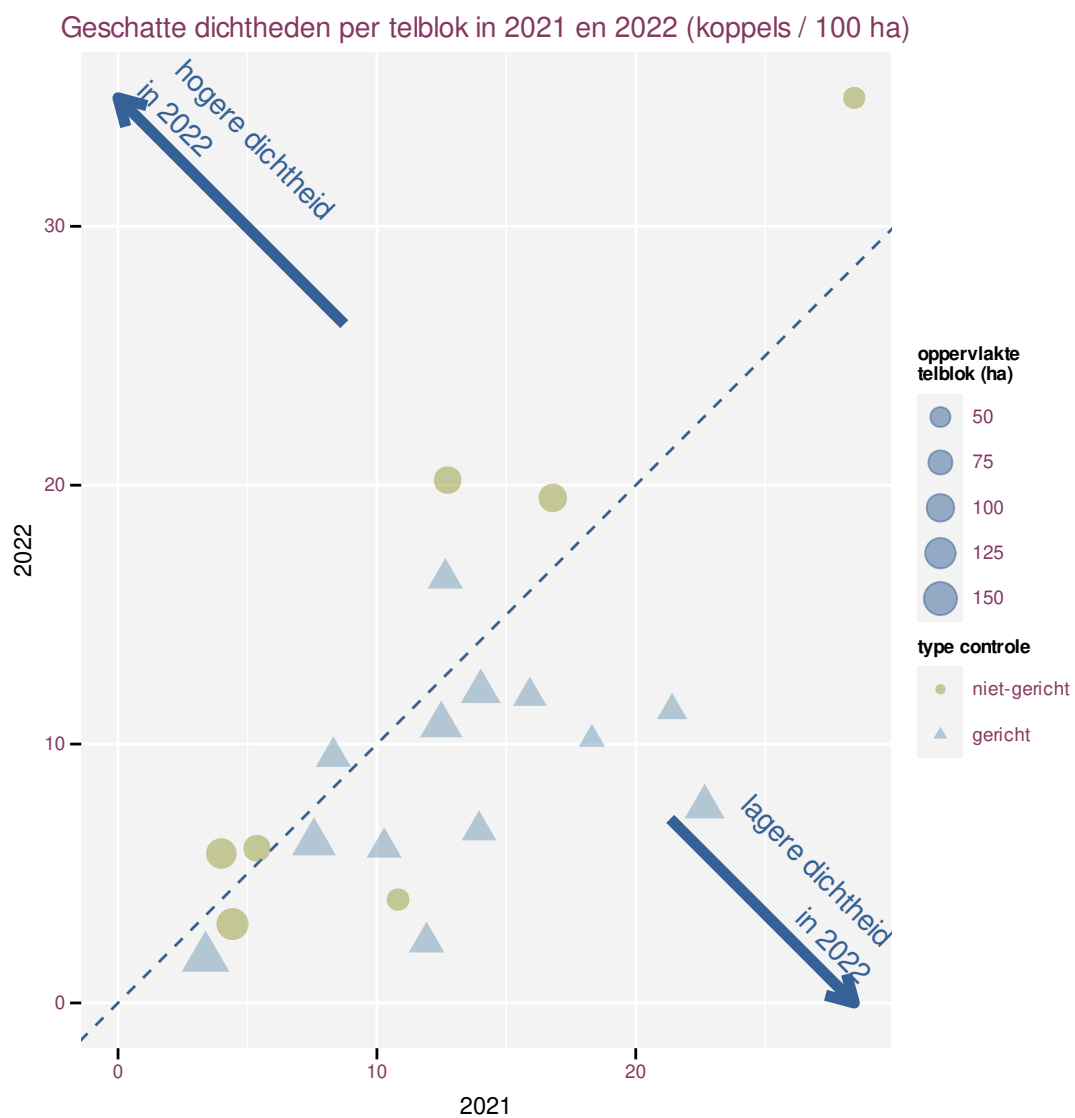
Bij de telblokken geselecteerd voor een niet-gerichte controle bedraagt de dichtheid in 2022 +16% (-14%; +53%) (onzeker) van de gemiddelde dichtheid in 2021. Bij de telblokken geselecteerd voor een gerichte controle bedraagt de dichtheid in 2022 -32% (-47%; -14%) (sterke daling) van de gemiddelde dichtheid in 2021.

Doen we dezelfde analyse waarbij we alle door jagers onderzocht telblokken in rekening brengen, dan vinden we dat de dichtheid in 2022 wijzigde met +9.70% (+6.81%; +12.61%) (toename) t.o.v. 2021. Deze wijziging slaat enkel op de wijziging in gebieden waar patrijs effectief geteld werd. **We mogen dit onder geen enkel beding gebruiken als een globale schatting voor de trend van patrijs in Vlaanderen.** Veronderstel dat een aantal jagers beslissen om niet langer patrijs te tellen omdat de dichtheid in hun WBE te laag zijn om te mogen jagen. In dat geval verdwijnen vooral lage dichtheden uit de gegevensset. Waardoor automatisch het gemiddelde zal toenemen.

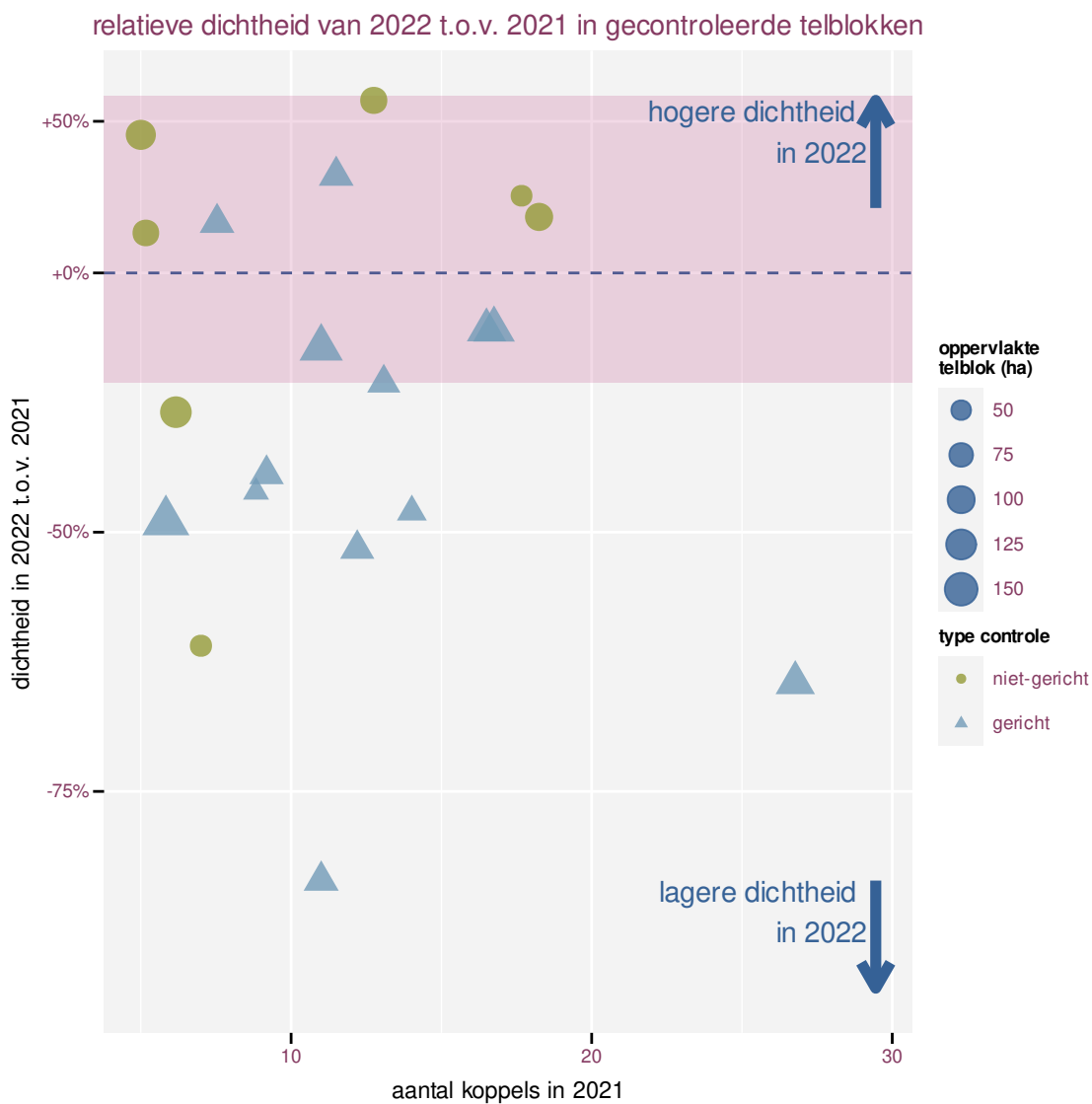
Bij 99% van de deelnemende jachtterreinen ligt de gemiddelde relatieve dichtheid van 2022 tussen -25% en +61% van de dichtheid van 2021. In tabel 2.1 geven we een overzicht van het aantal gecontroleerde telblokken waarbij we aangeven hoeveel telblokken buiten dit interval liggen.

Tabel 2.1: Overzicht van het aantal telblokken

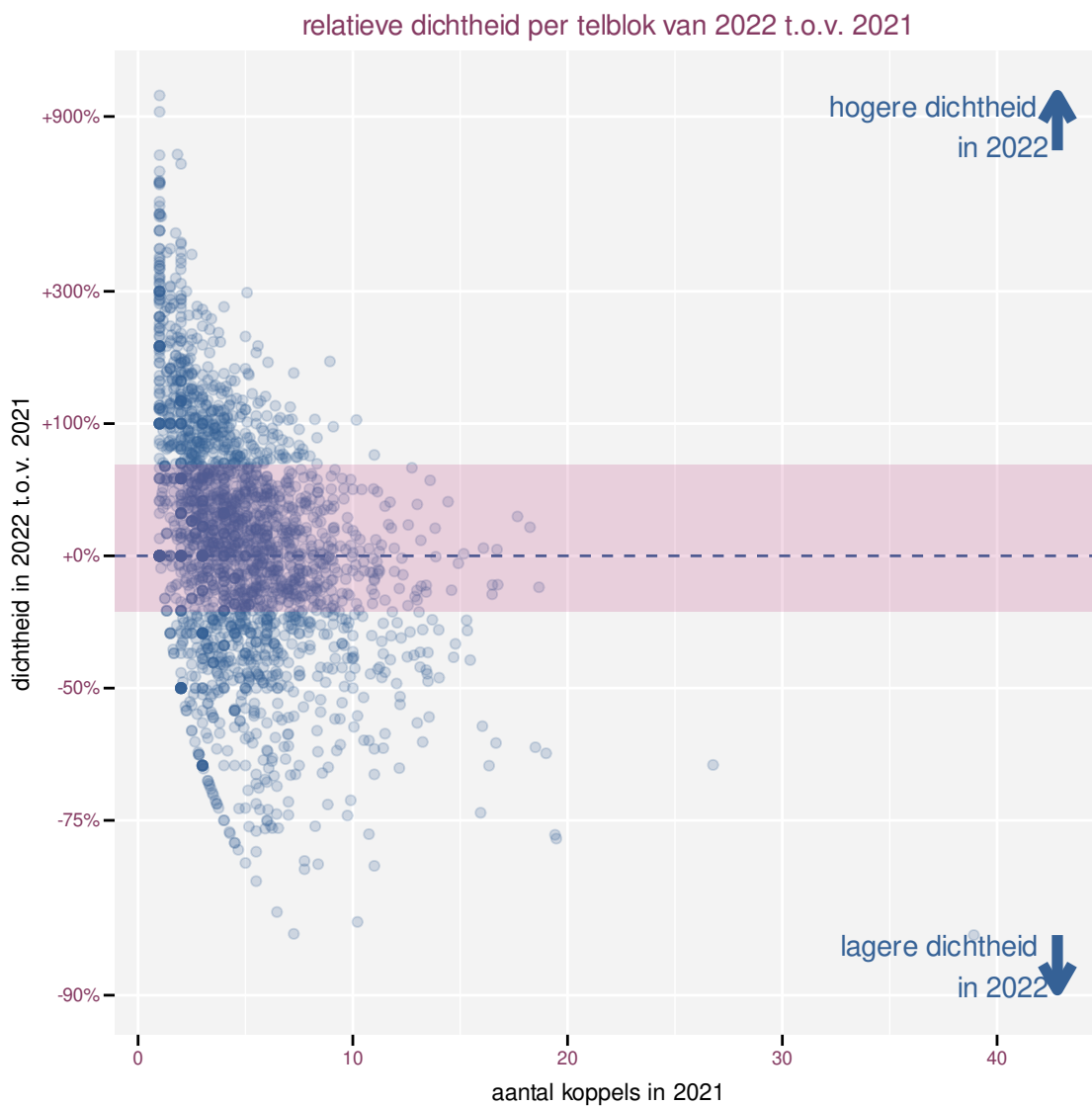
type	binnen tolerantie	extreem	totaal
niet-gericht	5	2	7
gericht	5	8	13
totaal	10	10	20



Figuur 2.1: Vergelijking van de dichtheid op basis van de waarnemingen van de jagers uit 2021 en 2022 voor de telblokken die het studie bureau in 2022 onderzocht. De streepjeslijn geeft de situatie waarbij de dichtheid gelijk bleef.



Figuur 2.2: Relatieve dichtheid in 2022 t.o.v. 2021 op basis van de waarnemingen van de jagers voor de telblokken die het studiebureau in 2022 onderzocht. De horizontale streepjeslijn geeft de situatie waarbij de dichtheid constant bleef. De fuchsia band omvat het bereik van de wijziging waarbinnen 99% van de deelnemende Vlaamse jachtvelden zich bevinden.



Figuur 2.3: Relatieve dichtheid in 2022 t.o.v. 2021 voor alle telblokken met minstens een koppel in 2021 en minstens een koppel in 2022. De horizontale streepjeslijn geeft de situatie waarbij de dichtheid constant bleef. De fuchsia band omvat het bereik van de wijziging waarbinnen 99% van de deelnemende jachtvelden zich bevinden. Merk op dat een jachtveld meerdere telblokken kan omvatten.

3 CONCLUSIES

In hoofdstuk 1 vergelijken we de resultaten van de jagers met deze van het studiebureau. Hierbij gebruiken we enkel de gegevens van 2022 voor de telblokken die zowel door de jagers als het studiebureau onderzocht zijn. Deze analyse levert geen aanwijzingen dat het studiebureau een hogere of lagere dichtheid dan de jagers aantreft.

In hoofdstuk 2 gebruiken we enkel de gegevens van de jagers. Hierbij vergelijken we de dichtheden voor 2022 met deze van het voorgaande jaar voor alle in 2022 gecontroleerde telblokken. Bij de niet-gerichte controles zijn er geen aanwijzingen voor een systematisch verschil in dichtheid tussen de twee opeenvolgende jaren. Bij de gerichte controles stellen we echter gemiddeld een sterke daling van de dichtheid vast. Wanneer we de dichtheid voor alle telblokken (ook deze zonder controle in 2022) vergelijken dan stellen we gemiddeld een toename in dichtheid vast.

Het is opvallend dat bij gerichte controle in 2022, de dichtheid in een aantal telblokken beduidend lager is dan in 2021. Het loont bijgevolg de moeite om de afwijkingen die de analyse naar boven haalt grondig te onderzoeken. Tijdens dat onderzoek moeten we proberen boven te spitten wat de oorzaak van de afwijking is. Eens we deze oorzaken kennen, kunnen we daar op een gepaste manier mee omgaan.

Referenties

- Agentschap voor Natuur en Bos (2021). Telprotocol territoriumkartering van patrijs met behulp van geluids-naboetsing. https://www.natuurenbos.be/sites/default/files/inserted-files/20201216_telprotocol_territoriumkartering_van_patrijs_met_behulp_van_geluidsnaboetsing.pdf.
- Onkelinx T. (2022b). git2rdata: Store and Retrieve Data.frames in a Git Repository. Version 0.4.0. <https://ropensci.github.io/git2rdata/>.
- Onkelinx T. (2022a). territoria: Clustering Observations from Breeding Birds into Territoria. Version 0.0.2. <https://github.com/inbo/territoria>.
- Onkelinx T. & Carmen R. (2021). Kwaliteitscontrole van de patrijzentellingen van 2021: Telling door lokale jagers en een externe partij. Rapporten van het Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek, Nr. 45. <https://doi.org/10.21436/inbor.52401745>.
- R Core Team (2022). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>.
- Rue H., Riebler A.I., Sørbye S.H., Illian J.B., Simpson D.P. & Lindgren F.K. (2017). Bayesian computing with INLA: A review. Annual Reviews of Statistics and Its Applications 4 (March): 395–421. <http://arxiv.org/abs/1604.00860>.
- Simpson D.P., Rue H., Martins T.G., Riebler A. & Sørbye S.H. (2017). Penalising Model Component Complexity: A Principled, Practical Approach to Constructing Priors. Statistical Science 32 (1): 1–28. <https://doi.org/10.1214/16-ST576>.

A STATISTISCHE MODELLEN

We voeren de analyses uit in de statistische software R Core Team (2022). Met territoria (Onkelinx, 2022a) zetten we de ruwe waarnemingen om naar clusters en berekenen we het aantal broedparen per telblok. Deze resultaten bewaren we onder versiebeheer met git2rdata (Onkelinx, 2022b). Alle modellen formuleren we als Bayesiaanse modellen welke we schatten met het package INLA (Rue et al., 2017).

A.1 VERGELIJKING MET STUDIEBUREAU

K_{ij} is het waargenomen aantal broedkoppels in telblok i en door waarnemers j (jager of studiebureau). We veronderstellen dat dit een realisatie is van een Poisson verdeling met gemiddelde λ_{ij} (A.1). Doordat de waarde van de clusters en hun gewicht niet noodzakelijk een geheel aantal broedkoppels per telblok opleveren gebruiken we een aangepaste versie van de Poisson verdeling die om kan met reële in plaats van gehele getallen.

Het gemiddelde λ_{ij} koppelen we via een log link aan de lineaire predictor η_{ij} (A.2). Deze lineaire predictor hangt uiteindelijk af van de variabelen waarvan we het effect willen onderzoeken of waarvan we weten dat we ze in rekening moeten brengen (A.3).

1. Het logaritme van de oppervlakte A_{ij} van telblok i in 100 ha. Het aantal broedparen is immers recht evenredig met de oppervlakte van een telblok. Het logaritme is nodig omdat we een log link gebruiken (A.2).
2. De gemiddelde dichtheid β_0 over het geheel van de waarnemingen van de jagers.
3. De mate b_i waarin de dichtheid in telblok i afwijkt van het globaal gemiddelde. Hiermee corrigeren we voor afwijkingen door de lokale omstandigheden die los staan van de waarnemer. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_t^2 (A.4).
4. Het gemiddeld verschil β_s tussen het studiebureau en de jagers. Hierbij maken we gebruik van een indicator variabele W_j . $W_j = 0$ staat voor de waarnemingen van jagers en $W_j = 1$ bij het studiebureau.

$$K_{ij} \sim Pois(\lambda_{ij}) \tag{A.1}$$

$$\log \lambda_{ij} = \eta_{ij} \tag{A.2}$$

$$\eta_{ij} = \log A_i + \beta_0 + b_i + \beta_s W_j \tag{A.3}$$

$$b_i \sim N(0, \sigma_t^2) \tag{A.4}$$

Bij Bayesiaanse modellen moeten we aangeven welke *a priori* verdeling we gebruiken voor de verschillende parameters. Voor β_0 en β_s gebruiken we een Gaussiaanse verdeling met gemiddelde 0 en variantie 10000. Voor σ_t gebruiken we een penalised complexity verdeling (Simpson et al., 2017) zodat $\text{Prob}(\sigma_t > 1) < 0.01$.

A.2 VERGELIJKING MET VORIG JAAR VOOR DE GECONTROLEERDE TELBLOKKEN

Dit model lijkt tot op zeker hoogte op het model voor de vergelijking tussen de jagers en het studie bureau. K_{ij} is het waargenomen aantal broedkoppels in telblok i in jaar j (dit jaar of vorig jaar). We gebruiken opnieuw de aangepaste Poisson verdeling (A.5) met log link (A.6). Deze lineaire predictor hangt uiteindelijk af van de variabelen waarvan we het effect willen onderzoeken of waarvan we weten dat we ze in rekening moeten brengen (A.7).

1. Het logaritme van de oppervlakte A_{ij} van telblok i in 100 ha.
2. De gemiddelde dichtheid β_0 over het geheel van de waarnemingen tijdens vorig jaar.
3. De mate b_i waarin de dichtheid in telblok i afwijkt van het globaal gemiddelde. Hiermee corrigeren we voor afwijkingen door de lokale omstandigheden die los staan van het jaar. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_d^2 (A.8).
4. Het gemiddeld verschil β_g tussen dit jaar en vorig jaar voor de telblokken met gerichte controle. Hierbij maken we gebruik van een indicator variabele G_j . $G_j = 1$ bij waarnemingen van dit jaar in een telblok met gerichte controle. In alle andere gevallen (vorig jaar of een telblok met niet-gerichte controle) is $G_j = 0$.
5. Analooq definiëren we het gemiddeld verschil β_n tussen dit jaar en vorig jaar voor de telblokken met niet-gerichte controle. Hierbij maken we gebruik van een indicator variabele N_j . $N_j = 1$ bij waarnemingen van dit jaar in een telblok met niet-gerichte controle. In alle andere gevallen (vorig jaar of een telblok met gerichte controle) is $N_j = 0$.

$$K_{ij} \sim Pois(\lambda_{ij}) \tag{A.5}$$

$$\log \lambda_{ij} = \eta_{ij} \tag{A.6}$$

$$\eta_{ij} = \log A_i + \beta_0 + b_i + \beta_g G_j + \beta_n N_j \tag{A.7}$$

$$b_i \sim N(0, \sigma_d^2) \tag{A.8}$$

Bij Bayesiaanse modellen moeten we aangeven welke *a priori* verdeling we gebruiken voor de verschillende parameters. Voor β_0 , β_g en β_n gebruiken we een Gaussiaanse verdeling met gemiddelde 0 en variantie 10000. Voor σ_t gebruiken we een penalised complexity verdeling (Simpson *et al.*, 2017) zodat $\text{Prob}(\sigma_t > 1) < 0.01$.

Om een idee te krijgen van de variabiliteit in wijziging over alle jachtterreinen moeten we lineaire predictor aanpassen (A.9).

1. Het logaritme van de oppervlakte A_{ij} van telblok i in 100 ha.
2. De gemiddelde dichtheid β_0 over het geheel van de waarnemingen tijdens vorig jaar.
3. het gemiddeld verschil β_t tussen dit jaar en vorig jaar. Hiervoor gebruiken de indicator variabele T_t . Waarnemingen van vorig jaar krijgen $T_t = 0$ en waarnemingen van dit jaar $T_t = 1$.
4. De mate b_{h0} waarin de dichtheid in jachtterrein h afwijkt van het globaal gemiddelde tijdens vorig jaar. Hiermee corrigeren we voor afwijkingen door de lokale omstandigheden die los staan van het jaar. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_{h0}^2 (A.10).

5. Het verschil in dichtheid b_{h1} tussen dit jaar en vorig voor jachtterrein h . Hiervoor gebruiken de indicator variabele T_t . We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_{h1}^2 (A.11).
6. De mate b_i waarin de dichtheid in telblok i afwijkt van het globaal gemiddelde na correctie voor het effect van het jachtterrein h . Hiermee corrigeren we voor afwijkingen door de lokale omstandigheden die los staan van het jaar. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_a^2 (A.8).

$$\eta_{hij} = \log A_i + \beta_0 + \beta_t T_j + b_{h0} + b_{h1} T_j + b_i \quad (\text{A.9})$$

$$b_{h0} \sim N(0, \sigma_{h0}^2) \quad (\text{A.10})$$

$$b_{h1} \sim N(0, \sigma_{h1}^2) \quad (\text{A.11})$$

Bij Bayesiaanse modellen moeten we aangeven welke *a priori* verdeling we gebruiken voor de verschillende parameters. Voor β_0 en β_t gebruiken we een Gaussiaanse verdeling met gemiddelde 0 en variantie 10000. Voor σ_{h0} , σ_{h1} en σ_t gebruiken we een penalised complexity verdeling (Simpson *et al.*, 2017) zodat $\text{Prob}(\sigma > 1) < 0.01$.