



Vlaamse
overheid

Patrijzenmonitoring in Vlaanderen

Analyse van de controletellingen
in de periode 2022-2024

Thierry Onkelinx, Raïsa Carmen, Robrecht Dockx

INBO.be

Auteurs:

Thierry Onkelinx , Raïsa Carmen , Robrecht Dockx 

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, 1000 Brussel

vlaanderen.be/inbo

e-mail:

thierry.onkelinx@inbo.be

Wijze van citeren:

Onkelinx, T.; Carmen, R. & Dockx, R. (2024). Patrijzenmonitoring in Vlaanderen. Analyse van de controlestellingen in de periode 2022-2024. Rapporten van het Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek 2024 (46). Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek, Brussel. DOI: 10.21436/inbor.111580791

D/2024/3241/326

Rapporten van het Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek 2024 (46)

ISSN: 1782-9054

Verantwoordelijke uitgever:

Hilde Eggermont

Foto cover:

Mannetje Patrijs. © Rollin Verlinde, VildaPhoto.net

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 in de periode 2022-2024

Thierry Onkelinx, Raïsa Carmen, Robrecht Dockx

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 \(ANB\)](#). Het Agentschap laat elk jaar een studiebureau als controle hetzelfde telprotocol ([Agentschap voor Natuur en Bos, 2021](#)) toepassen op een steekproef van locaties.

De controles van 2022, 2023 en 2024 omvatten zowel gerichte als niet-gerichte controles. Voor de gerichte controles van 2022 baseerde het Agentschap zich op afwijkende resultaten uit 2021 ([Onkelinx & Carmen, 2021](#)). De gerichte controles van 2024 zijn gebaseerd op afwijkende resultaten van de combinaties van de waarnemingen uit 2021, 2022 en 2023 ([Onkelinx & Carmen, 2022](#)). Niet-gerichte controles van 2024 werden uitgevoerd in aselekt gekozen jachtterreinen in wildbeheereenheden die deelnemen aan de tellingen. Op basis van de de gegevens van 2022, 2023 en 2024 vinden we geen aantoonbaar verschil tussen de dichtheid gebaseerd op de gegevens van het studiebureau en deze gebaseerd op de gegevens van de jagers.

Op dit ogenblik beschikken we voor de helft van de deelnemende jachtterreinen over een tijdreeks van vier jaar. We kijken naar de relatieve trend in elk jachtterrein na correctie voor de trend in de wildbeheereenheid. Op deze manier kunnen we inschatten hoe de dichtheid in een jachtterrein verandert relatief ten opzichte van de wildbeheereenheid. Bij de gerichte controle in 2022 bleek de relatieve dichtheid in een aantal telblokken beduidend lager dan in 2021. Bovendien zette die trend zich in deze jachtterreinen door in 2023. Bij de controle in 2023 en 2024 zijn de verschillen minder uitgesproken.

English abstract

One of the two requirements for hunting partridges under Flemish hunting legislation is the presence of at least 3 breeding pairs per 100 ha of open space within hunting grounds affiliated to the game management unit (WBE). Since 2021, hunters are required to survey and report partridges according to a standardised census protocol to the [Agency for Nature and Forest \(ANB\)](#). Each year, the agency orders a consultancy company to apply the same census protocol ([Agentschap voor Natuur en Bos, 2021](#)) to a sample of sites.

The 2022, 2023 and 2024 inspections include both targeted and non-targeted inspections. For the 2022 targeted inspections, the Agency relied on anomalous results from 2021 ([Onkelinx & Carmen, 2021](#)). The 2024 targeted inspections relied on anomalous results based on the combined observations from 2021, 2022 and 2023 ([Onkelinx & Carmen, 2022](#)). The 2024 Untargeted inspections were carried out in randomly selected hunting grounds in game management units participating in the surveys. We find no detectable difference between densities based on the consultancy company data and those based on hunters' data collected between 2021 and 2024.

We currently have a four-year time series for half of the participating hunting grounds. We look at the relative trend in each hunting ground after correction for the trend at the game management unit level. This allows us to estimate how the density in a hunting ground changes relative to the game management unit. During the targeted inspections in 2022, the relative density in a number of census blocks turned out to be significantly lower than in 2021. Moreover, this trend in these hunting grounds continued in 2023. The differences are less pronounced in the 2023 and 2024 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 hetzelfde telblok liggen, dan telt de cluster proportioneel mee voor ieder telblok in verhouding 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. De dichtheid in een telblok berekenen we door het geschatte aantal koppels te delen door de oppervlakte open ruimte van het telblok. Een telblok bevat per definitie enkel open ruimte binnen een jachtgebied.

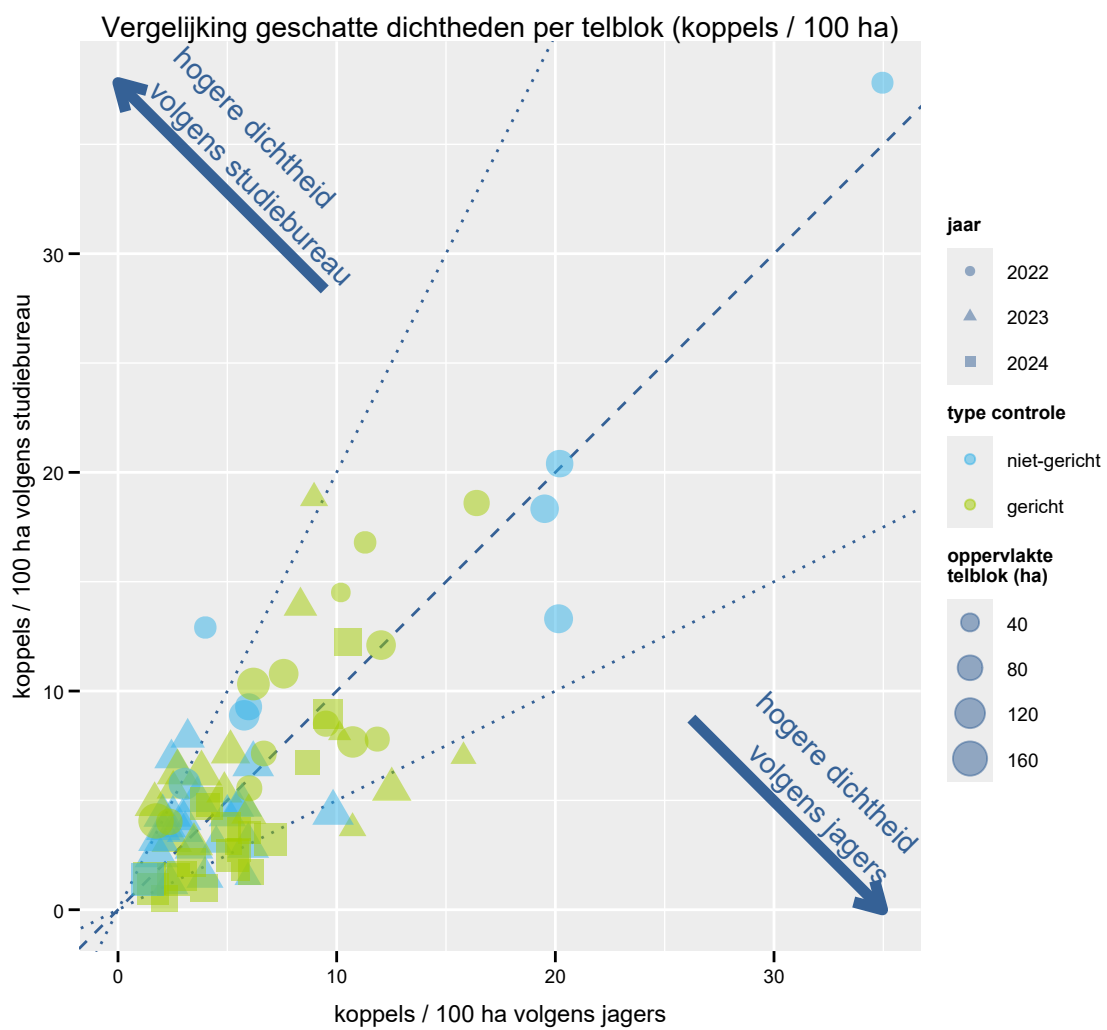
We hebben dezelfde methode eveneens toegepast op de ruwe waarnemingen van het studiebureau. Een belangrijk verschil is dat het studiebureau enkel een beperkt aantal telblokken onderzocht heeft. Er zijn daarom geen randeffecten van waarnemingen uit de omliggende telblokken. Deze zijn er mogelijks wel 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. Dit kan leiden tot een andere schatting van de dichtheid.

De gemiddelde dichtheid per telblok voor de gepaarde telblokken volgens het studiebureau bedraagt +2.0% (-10.1%; +15.3%) (onzeker) van de gemiddelde dichtheid volgens de jagers. We vinden geen significant verschil in de dichtheden gebaseerd op de waarnemingen van het studiebureau en deze gebaseerd op de waarnemingen van de jagers. We kunnen wel met zekerheid stellen dat het studiebureau gemiddeld geen belangrijke lagere schatting oplevert in vergelijking met de jagers.

In figuur 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. Figuur 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. We stellen vast dat het studiebureau vooral bij lage dichtheden (weinig koppels) een hogere dichtheid aantreft dan de jagers. Merk op dat het in de praktijk er op neer komt dat ze twee of drie koppels vinden terwijl de jager één koppel vond. Wanneer de jagers een groot aantal koppels rapporteren, rapporteert het studiebureau ofwel vergelijkbare aantallen ofwel lagere aantallen.

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 afhankelijk van de bron. Enkel telblokken die door het studie bureau onderzocht zijn. De streepjeslijn geeft aan waar beide gelijk zijn. Ter hoogte van het stippelijnen is de dichtheid een factor twee groter of kleiner.



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. Ter hoogte van de stippellijnen is de dichtheid een factor twee groter of kleiner.

2 TIJDREEKS

Bij deze analyses beschouwen we alle door jagers ingezamelde waarnemingen. We willen kijken hoe de dichtheid per jachtveld evolueert in de tijd. Deze wijzigingen zijn het gevolg van een combinatie van lokale effecten en regionale effecten. Als regionale schaal gebruiken we de wildbeheereenheid, voor de lokale schaal het jachtveld. Door de trend op niveau van de wildbeheereenheid in rekening te brengen, krijgen we zicht op hoe de trend van een jachtveld afwijkt van de trend binnen de wildbeheereenheid.

Als bron gebruiken we het aantal waargenomen koppels per telblok. We gebruiken telkens de definitie van de telblokken van de betrokken jaren. Doordat we de open-ruimte-kaart jaarlijks bijwerken volgens de nieuwe grenzen van de jachtterreinen en het landgebruik, krijgen we elk jaar aangepaste telblokken.

In de praktijk ontvangen we niet uit alle telblokken vier gebiedsdekkende tellingen zoals voorgeschreven in het telprotocol ([Agentschap voor Natuur en Bos, 2021](#)). In dat geval kan het aantal waargenomen koppels mogelijk een onderschatting zijn van de werkelijke toestand. Wanneer een gebied het ene jaar wel onderzocht is en het andere niet, krijgen we sterke schommelingen die te wijten zijn aan het al dan niet rapporteren van de patrijzen. We zijn echter geïnteresseerd in schommelingen in gerapporteerde aantallen. Daarom negeren we alle telblokken met minder dan 1 waargenomen koppel. Elk jaar is er een andere afbakening van telblokken. Doet een jachtterrein een bepaald jaar niet mee, dan negeren we enkel de telblokken van dat jaar. In tabel 2.1 geven we een overzicht van de deelname aan de patrijzenmonitoring.

Tabel 2.1: Overzicht van de deelname aan de patrijzenmonitoring. aantal is het aantal wildbeheereenheden met minstens één telblok met minstens één koppel patrijzen. Merk op dat we op deze manier ook wildbeheereenheden meetellen waar de waarneming vanuit de naastgelegen wildbeheereenheid gebeurde. deelname is de totale oppervlakte open ruimte (ha) binnen de wildbeheereenheden die we meerekenen binnen aantal. aanwezig is de oppervlakte open ruimte (ha) binnen telblokken met minstens één koppel patrijzen. verhouding is aanwezig gedeeld door deelname.

jaar	aantal	deelname	aanwezig	verhouding
2021	83	394000	295000	75%
2022	75	390000	277000	71%
2023	66	363000	274000	76%
2024	62	361000	273000	76%

De deelfiguren in dit hoofdstuk beschrijven de toestand van specifieke jachtterreinen. We sorteren de deelfiguren volgens oplopend gemiddeld verschil. Het nummer boven de deelfiguren verwijst naar deze volgorde. Ter bescherming van de persoonlijke levenssfeer van de betrokkenen vermelden we in dit rapport geen namen of nummers van individuele jachtterreinen of wildbeheereenheden. In het kader van de handhaving van de jachtwetgeving stellen we deze informatie wel ter beschikking van het Agentschap voor Natuur en Bos.

2.1 INVLOED VAN CONTROLE

Voor de jaren 2022 tot en met 2024 zal de trend bekeken worden voor de jachtterreinen met een controle in dat jaar. Het jaar 2021 wordt telkens als referentiejaar beschouwd.

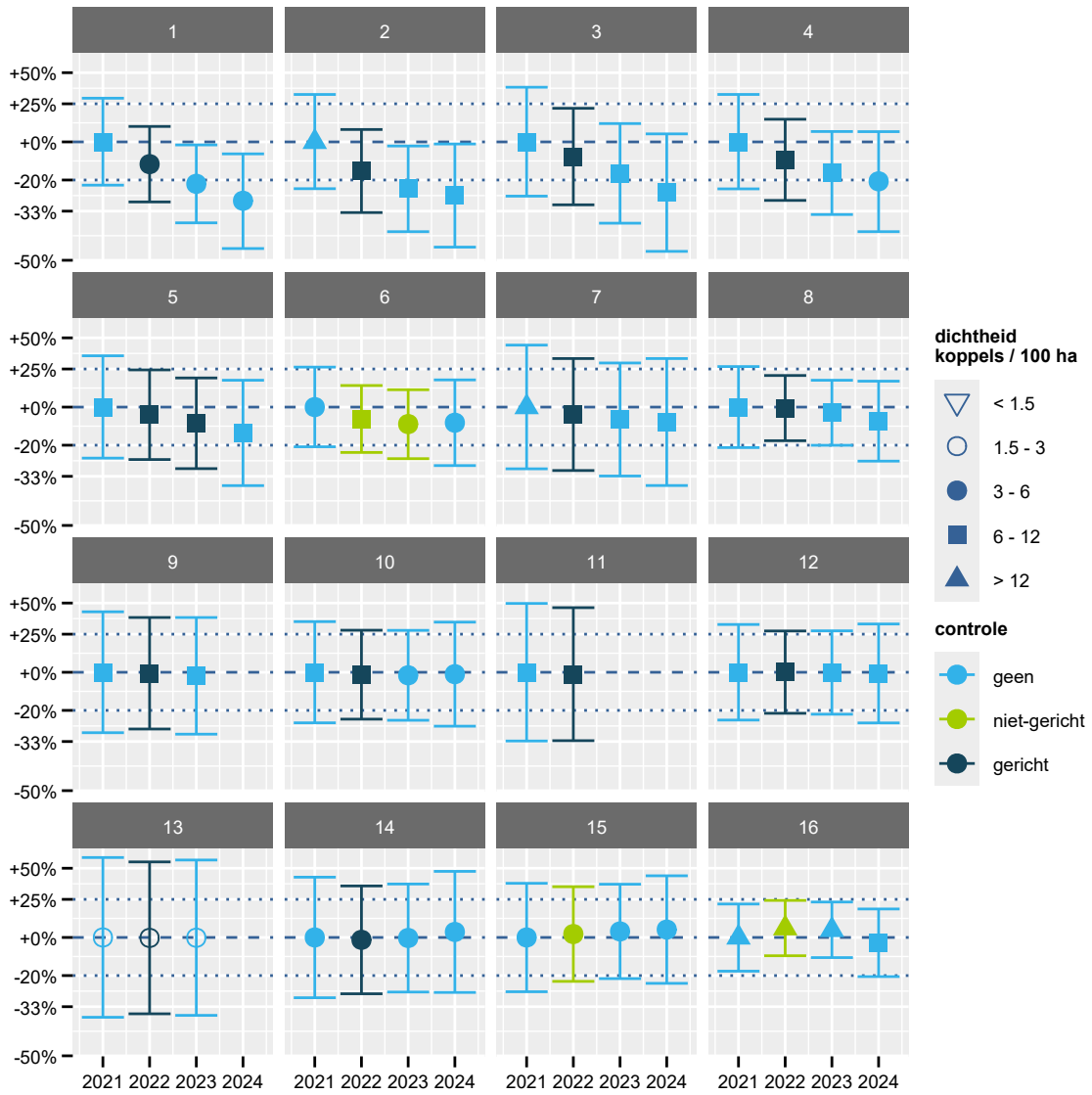
Figuur 2.1 toont de relatieve lokale trend voor jachtterreinen met controles in 2022. De relatieve lokale trend is de trend in een jachtterrein na correctie voor de regionale trend op het niveau van de wildbeheereenheid. Hierdoor zijn de wijzigingen die we tonen per jachtterrein enkel te wijten aan veranderingen binnen het jachtterrein. Stel dat de gemiddelde dichtheid binnen een wildbeheereenheid gedaald is met -10%. De restende dichtheid op niveau van de wildbeheereenheid is dan $100\% - 10\% = 90\%$. Stel dat een jachtterrein een gecorrigeerde relatieve trend van -20% heeft (er blijft 80% over). De totale wijziging binnen dat jachtgebied is dan 90% (regionaal effect) van 80% (lokaal effect) zodat de gecombineerde daling -28% is ($0.9 \times 0.8 - 1 = 0.72 - 1 = -0.28$). De variabele controle geeft aan of, binnen het jachtterrein in een bepaald jaar, minstens één telblok door een studie bureau onderzocht werd.

Voor een aantal van de in 2022 gecontroleerde jachtterreinen hebben we een indicatie dat het aantal gerapporteerde patrijzen lager is dan in 2021. Bovendien zette deze daling zich verder door tot in 2024. Merk op dat deze cijfers reeds gecorrigeerd zijn voor een eventuele daling op het niveau van de wildbeheereenheid. Een van de jachtgebieden met indicatie van een relatieve daling betreft een niet-gerichte controle. Merk op dat absolute dichtheid voor dit jachtgebied in 2022 (6 - 12 koppels / 100 ha) desondanks hoger was dan de dichtheid in 2021 (3 - 6 koppels / 100 ha). Bijgevolg moet de dichtheid in de betrokken wildbeheereenheid sterker gestegen zijn dan in dit jachtterrein. Slechts bij één jachtterrein hebben we een indicatie dat de aantallen toenamen na een niet-gerichte controle in 2022.

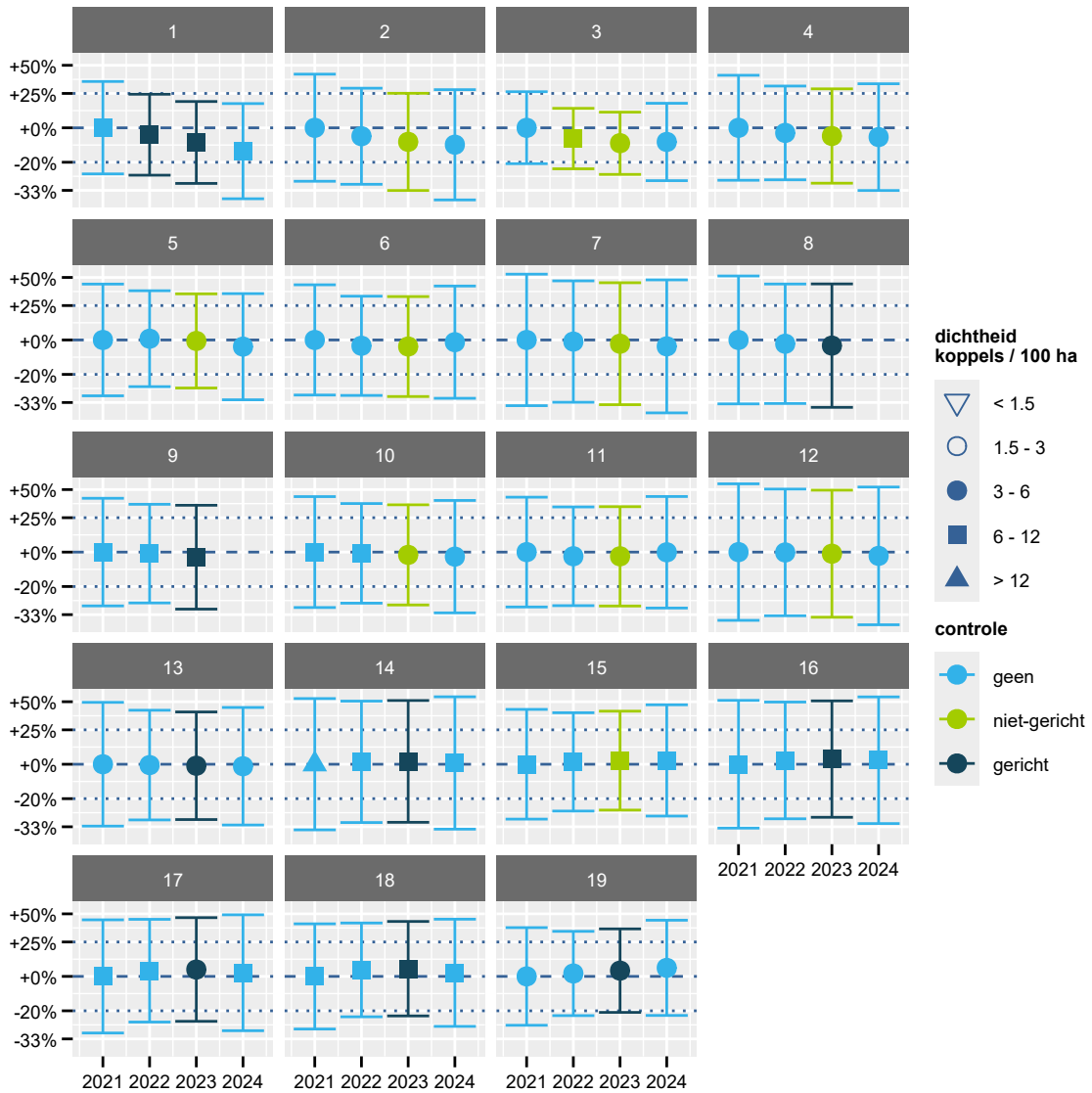
Het verschil in breedte van geloofwaardigheidsinterval is deels te wijten aan een verschil in oppervlakte. Hoe groter de oppervlakte van jachtterrein hoe smaller het geloofwaardigheidsinterval.

In 2023 werd meestal het volledige jachtgebied door het studie bureau onderzocht. Met als gevolg dat vooral kleinere jachtgebieden gecontroleerd werden. Hierdoor krijgen we bredere intervallen voor de relatieve trends (figuur 2.2). En hebben we slechtst voor één jachtgebied een indicatie voor een daling.

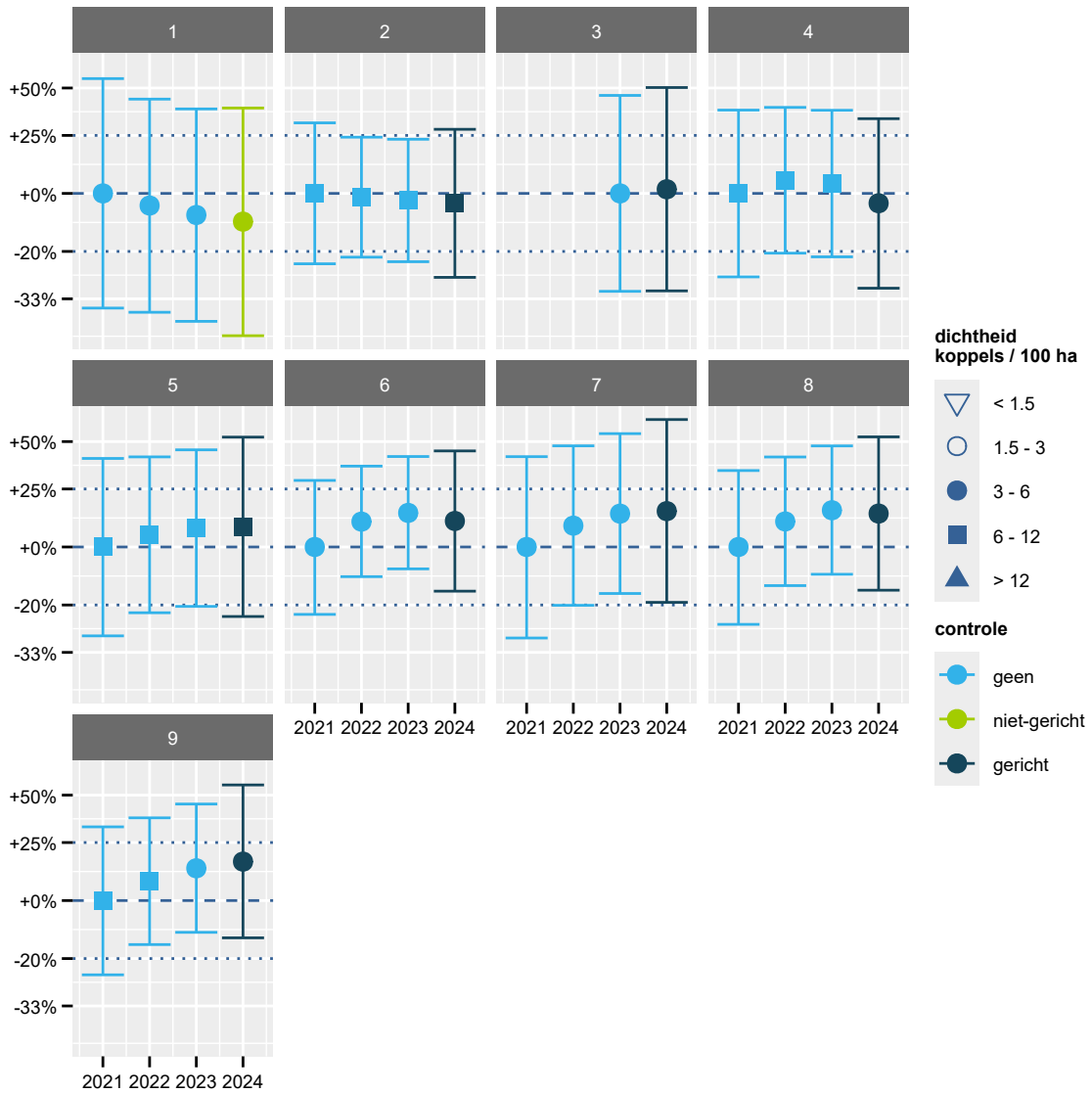
In 2024 werd, net zoals in 2023, meestal het volledige jachtgebied door het studie bureau onderzocht, wat ook de brede intervallen verklaart (figuur 2.3). Eén jachtgebied vertoont, over de verschillende jaren van observatie, een indicatie tot een daling, terwijl vijf jachtterreinen een indicatie tot stijging vertonen. Wanneer we kijken naar de jachtterreinen 5 tot 8 (figuur 2.3) zien we een stabilisatie tot daling in 2024 (het jaar van controle) in vergelijking met de vorige jaren. Dit geeft ons een indicatie dat het zinvol is om de ruwe gegevens van jachtterreinen met een daling of stijging grondig te bekijken en controles uit te blijven voeren.



Figuur 2.1: Relatieve lokale trend (enkel jachtterrein) voor 16 jachtterreinen met controle in 2022. We gebruiken de toestand van 2021 als referentie.



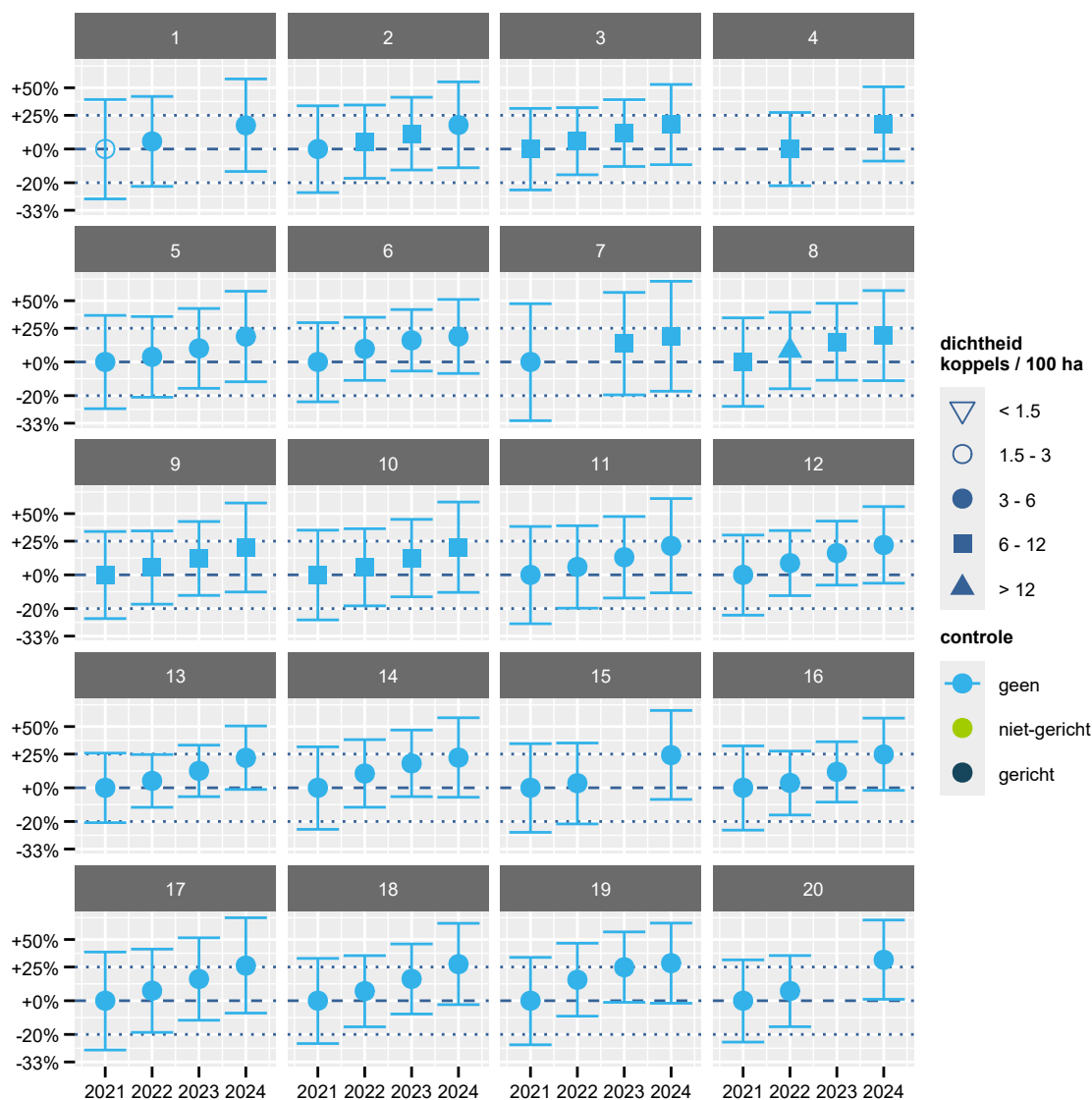
Figuur 2.2: Relatieve lokale trend (enkel jachtterrein) voor 19 jachtterreinen met controle in 2023. We gebruiken de toestand van 2021 als referentie.



Figuur 2.3: Relatieve lokale trend (enkel jachtterrein) voor 9 jachtterreinen met controle in 2024. We gebruiken de toestand van 2021 als referentie.

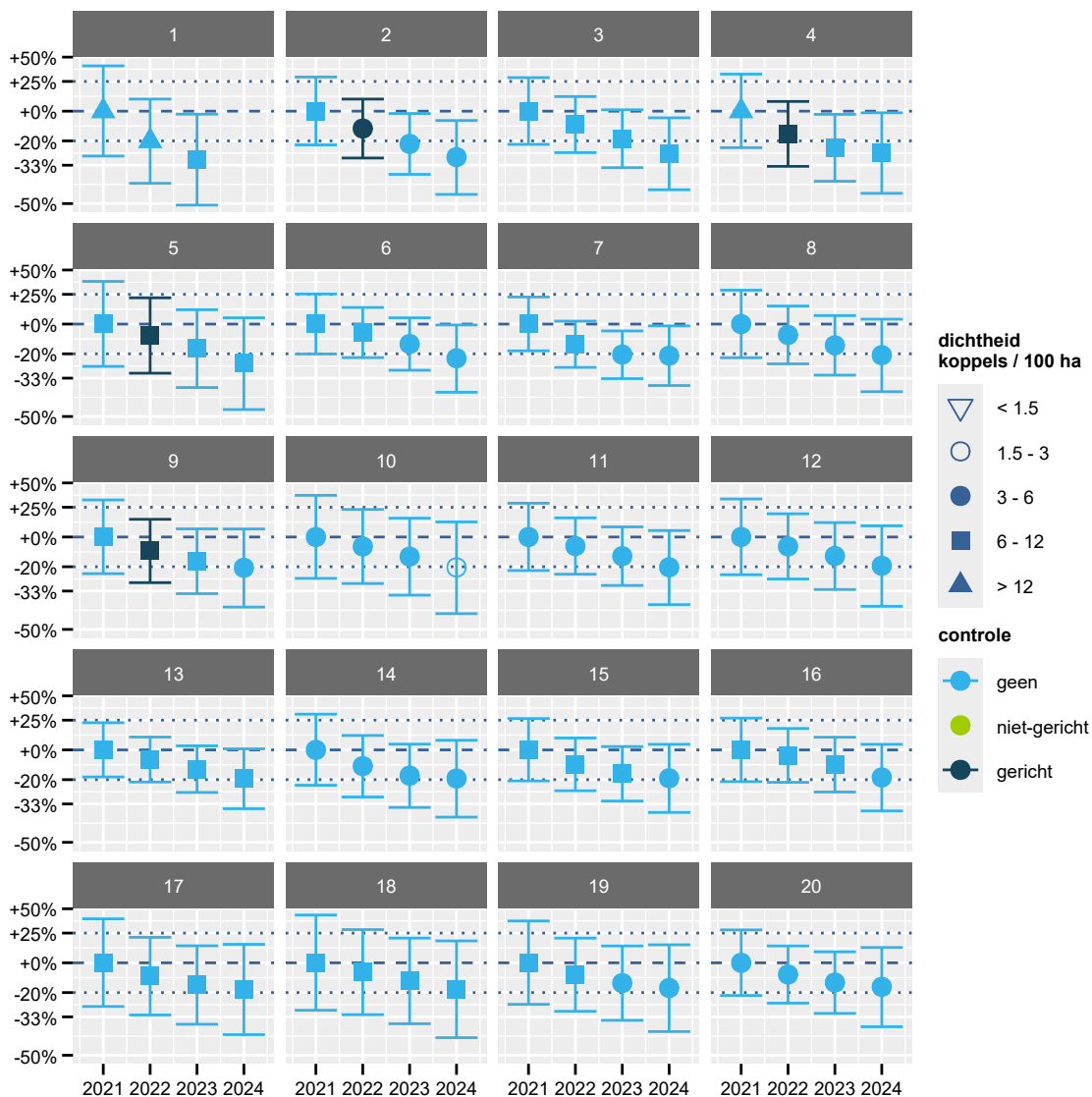
2.2 STERKSTE LOKALE SCHOMMELINGEN

Het model laat ons eveneens toe om naar alle betrokken jachtterreinen te kijken. In figuur 2.4 tonen we de relatieve lokale trend van de twintig jachtterreinen met de sterkste stijgingen, na correctie voor de trend binnen de wildbeheereenheid. Bij verschillende jachtterreinen stellen we vast dat het aantal gerapporteerde patrijzen vrij fors toeneemt in vergelijking met de wildbeheereenheid waar ze toe behoren. Geen enkel van deze jachtterreinen werd tot op heden gecontroleerd.



Figuur 2.4: Relatieve lokale trend voor jachtterreinen met sterkste lokale toename. We gebruiken de toestand van 2021 als referentie.

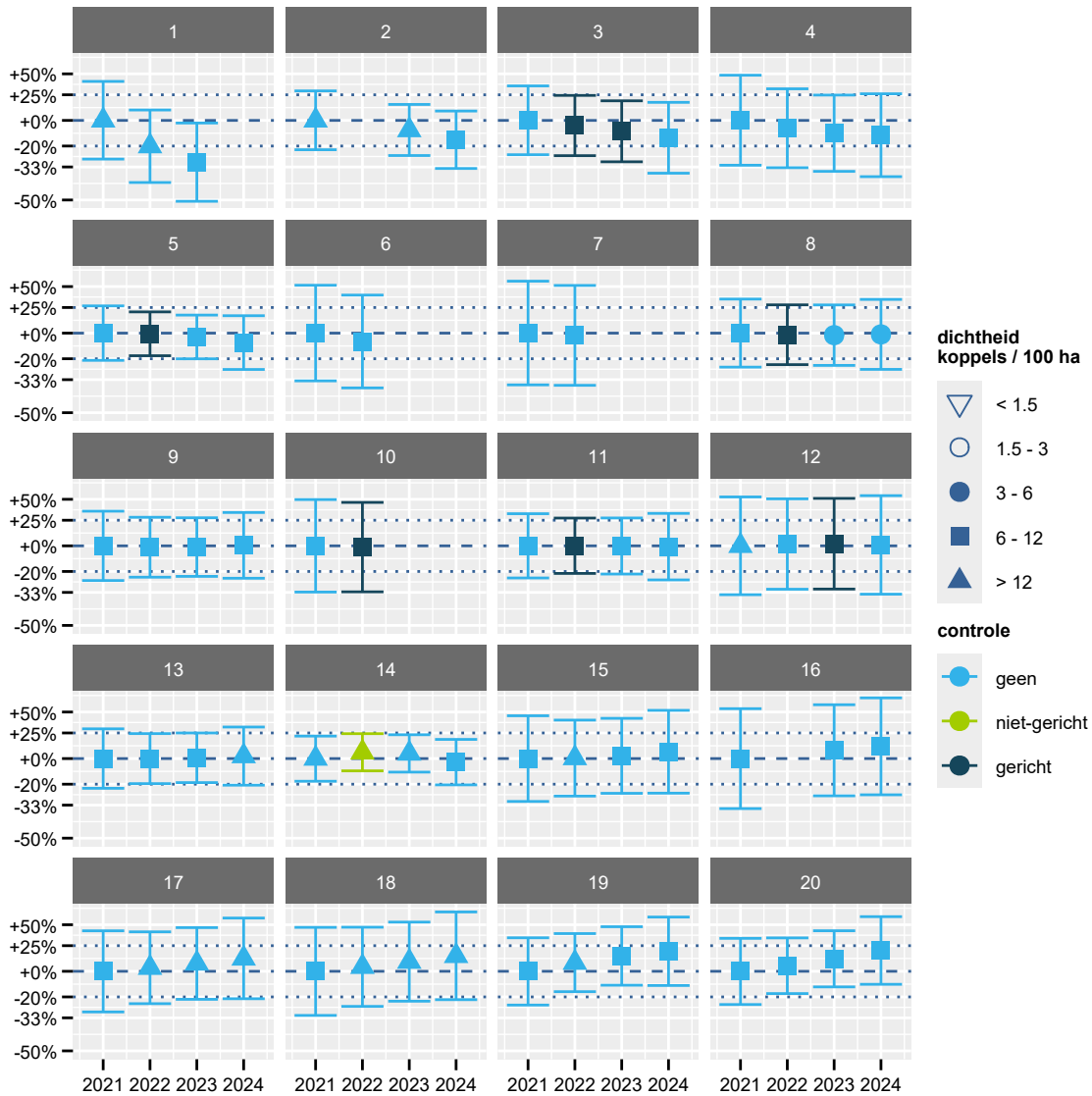
Uiteraard zijn er een aantal jachtterreinen waar de aantallen ten opzichte van de wildbeheereenheid dalen. In figuur 2.5 geven we de twintig sterkste dalers weer. Merk op dat 4 van deze 20 jachtterreinen gecontroleerd werden in 2022, 2023 of 2024.



Figuur 2.5: Relatieve lokale trend voor jachtterreinen met sterkste lokale dalingen. We gebruiken de toestand van 2021 als referentie.

2.3 RELATIEVE TREND IN JACHTGEBIEDEN MET VEEL PATRIJZEN

In figuur 2.6 geeft de relatieve lokale trend weer voor de twintig jachtterreinen met de hoogste gemiddelde relatieve dichtheden. Het betreft dus jachtterreinen die consistent hogere dichtheden rapporteren dan de wildbeheereenheid waar ze deel van uit maken. Eén jachtterrein vertoont een duidelijke daling, en nog drie een indicatie voor een daling. Vier jachtterreinen vertonen een indicatie voor een stijging.



Figuur 2.6: Jachtterreinen met hoge gemiddelde dichtheden relatief ten opzichte van de wildbeheereenheid. We gebruiken de toestand van 2021 als referentie.

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, 2023 en 2024 voor de telblokken die zowel door de jagers als het studiebureau onderzocht zijn. Deze analyse levert geen aanwijzingen dat het studiebureau een systematisch hogere of lagere dichtheid dan de jagers aantreft.

In hoofdstuk 2 gebruiken we enkel de gegevens van de jagers. We beperken de gegevens tot de telblokken waarin minstens één broedpaar patrijs waargenomen. Op die manier houden we geen rekening met telblokken waar die mogelijk onvoldoende onderzocht werden. We berekenen de relatieve trend per jachtterrein waarbij we de toestand van 2021 als referentie gebruiken. We corrigeren deze trend voor de trend op het niveau van de wildbeheereenheid. Een dalende relatieve trend van een jachtgebied houdt in dat de trend in het jachtgebied minder snel stijgt dan binnen de wildbeheereenheid, of sneller daalt dan binnen de wildbeheereenheid.

Het is opvallend dat, bij gerichte controle in 2022, de dichtheid in een aantal telblokken beduidend lager is dan in 2021. Bij de controle in 2023 en 2024 zijn de verschillen minder uitgesproken. Het loont bijgevolg de moeite om de afwijkingen die de analyse naar boven haalt grondig te onderzoeken. Tijdens dat onderzoek moeten we proberen te ontdekken wat de oorzaken van de afwijking zijn. Eens we deze oorzaken kennen, kan het Agentschap voor Natuur en Bos daar op een gepaste manier mee omgaan.

Referenties

- Agentschap voor Natuur en Bos (2021). Telprotocol territoriumkartering van patrijs met behulp van geluidsnabootsing. https://www.natuurenbos.be/sites/default/files/2024-01/20230111_applicatie_Telprotocol_territoriumkartering_van_patrijs_met_behulp_van_geluidsnabootsing.pdf.
- Onkelinx T. (2022). git2rdata: Store and Retrieve Data.frames in a Git Repository. Version 0.4.0. <https://ropensci.github.io/git2rdata/>.
- Onkelinx T. (2023). 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>.
- Onkelinx T. & Carmen R. (2022). Patrijzenmonitoring in Vlaanderen: Analyse van de controletellingen van 2022. Rapporten van het Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek, Nr. 24. Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek, België. <https://doi.org/10.21436/inbor.84192143>.
- Onkelinx T. & Carmen R. (2023). Patrijzenmonitoring in Vlaanderen: Analyse van de controletellingen in de periode 2022-2023. Rapporten van het Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek, Nr. 38. Instituut voor Natuur- en Bosonderzoek, België. <https://doi.org/10.21436/inbor.97226992>.
- R Core Team (2023). 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-STS576>.

A STATISTISCHE MODELLEN

We voeren de analyses uit in de statistische software R Core Team (2023). Met territoria (Onkelinx, 2023) 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, 2022). 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 positieve reële getallen in plaats van positieve 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_i 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 TIJDREEKS

K_{ijkt} is het waargenomen aantal broedkoppels in telblok i , jachtterrein j , wildbeheereenheid k en jaar t . Elke telblok i is genest in een jachtterrein j . Elk jachtterrein j is genest in een wildbeheereenheid k .

We veronderstellen dat dit een realisatie is van een Poisson verdeling met gemiddelde λ_{ijkt} (A.5). 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 positieve reële getallen in plaats van positieve gehele getallen.

Het gemiddelde λ_{ijkt} koppelen we via een log link aan de lineaire predictor η_{ijkt} (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_i 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.6).
2. De gemiddelde dichtheid β_0 over het geheel van de waarnemingen.
3. De mate b_k waarin de gemiddelde dichtheid in wildbeheereenheid k afwijkt over de volledige periode van het globaal gemiddelde. Hiermee corrigeren we voor afwijkingen door de regionale omstandigheden. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_k^2 (A.8).
4. De mate b_{kt} waarin de gemiddelde dichtheid in wildbeheereenheid k in jaar t afwijkt van het globaal gemiddelde. Hiermee corrigeren we voor afwijkingen door de regionale trend. We modelleren dit aan de hand van een eerste orde toevalsbeweging (A.9). We veronderstellen dat de stapgroottes van deze toevalsbeweging een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_{kt}^2 .
5. De mate b_{jk1} waarin de gemiddelde dichtheid in jachtterrein j in wildbeheereenheid k afwijkt over de volledige periode van het globaal gemiddelde. Hiermee corrigeren we voor afwijkingen door de lokale omstandigheden. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_{jk1}^2 (A.10).
6. De mate b_{jk2} waarin de gemiddelde dichtheid in jachtterrein j in wildbeheereenheid k volgens een lineaire trend L_t afwijkt over de volledige periode van het globaal gemiddelde. Hiermee corrigeren we voor lineaire trendafwijkingen door de lokale omstandigheden. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_{jk2}^2 (A.11).
7. De mate b_{jk3} waarin de gemiddelde dichtheid in jachtterrein j in wildbeheereenheid k volgens een kwadratische trend Q_t afwijkt over de volledige periode van het globaal gemiddelde. Hiermee corrigeren we voor lineaire trendafwijkingen door de lokale omstandigheden. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_{jk3}^2 (A.12).
8. De mate b_{jk4} waarin de gemiddelde dichtheid in jachtterrein j in wildbeheereenheid k indien het telblok in kwestie eventueel gecontroleerd werd door het studie bureau. De term $C_{ijkt} = 1$ bij controle en $C_{ijkt} = 0$ geeft aan dat er geen controle was. Hiermee corrigeren we voor de invloed van de controle. We veronderstellen dat deze effecten een normale verdeling volgen met gemiddelde 0 en variantie σ_{jk4}^2 (A.13).

$$K_{ijkt} \sim Poi_s(\lambda_{ijkt}) \tag{A.5}$$

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

$$\eta_{ijkt} = \log A_i + \beta_0 + b_k + b_{kt} + b_{jk1} + L_t b_{jk2} + Q_t b_{jk3} + C_{ijkt} b_{jk4} \tag{A.7}$$

$$b_k \sim N(0, \sigma_k^2) \quad (\text{A.8})$$

$$b_{kt} - b_{k(t-1)} \sim N(0, \sigma_{kt}^2) \quad (\text{A.9})$$

$$b_{jk1} \sim N(0, \sigma_{jk1}^2) \quad (\text{A.10})$$

$$b_{jk2} \sim N(0, \sigma_{jk2}^2) \quad (\text{A.11})$$

$$b_{jk3} \sim N(0, \sigma_{jk3}^2) \quad (\text{A.12})$$

$$b_{jk4} \sim N(0, \sigma_{jk4}^2) \quad (\text{A.13})$$

Bij Bayesiaanse modellen moeten we aangeven welke *a priori* verdeling we gebruiken voor de verschillende parameters. Voor β_0 gebruiken we een Gaussiaanse verdeling met gemiddelde 0 en variantie 10000. Voor σ_k , σ_{jk1} , σ_{jk2} , σ_{jk3} en σ_{jk4} gebruiken we een penalised complexity verdeling (Simpson *et al.*, 2017) zodat $\text{Prob}(\sigma_t > 0.5) < 0.05$. Voor σ_{kt} gebruiken we een penalised complexity verdeling zodat $\text{Prob}(\sigma_t > 0.2) < 0.05$.

Δ_{jk1} is het verschil tussen de relatieve gemiddelde dichtheid van jachtterrein j in wildbeheereenheid k in jaar 1 ten opzichte van jaar 0. We brengen hier enkel de lineaire en kwadratische trend op het niveau van jachtterrein j in wildbeheereenheid k in rekening, aangevuld met het effect van een eventuele controle.

$$\log(\Delta_{jk1}) = \eta_{ijk1} - \eta_{ijk0} \quad (\text{A.14})$$

$$\log(\Delta_{jk1}) = (L_1 - L_0)b_{jk2} + (Q_1 - Q_0)b_{jk3} + C_{ijk1}b_{jk4} \quad (\text{A.15})$$