

Postbus 338 | 6700 AH Wageningen

DG Landelijk Gebied en Stikstof
Ministerie van Landbouw Natuur en Voedselkwaliteit
Directie: Landelijk Gebied en Stikstof
Bezuidenhoutseweg 73
[REDACTED]

Geachte heer, mevrouw,

U hebt mij verzocht vragen te beantwoorden die gaan over de onzekerheidsmarges van ammoniakemissiefactoren die in de Regeling ammoniak en veehouderij (Rav) zijn opgenomen. Aanleiding hiervoor zijn de problemen rond de toepassing van Rav-emissiefactoren bij de vergunningsverlening in het kader van de Wet Natuurbescherming. Volgens rechterlijke uitspraken bieden deze emissiefactoren onvoldoende zekerheid over de emissie en depositie bij bedrijfswijzigingen. Een mogelijke oplossingsrichting is de toepassing van onzekerheidsmarges bij Rav-factoren bij de beoordeling van emissies.

Door collega's drs. P.W. Goedhart, dr. J. Mosquera en ondergetekende is een notitie uitgewerkt, die als bijlage in deze brief is opgenomen. In de notitie stellen we een methode voor waarmee onzekerheidsmarges van ammoniakemissie bij bedrijfswijzigingen kunnen worden berekend en illustreren we deze methode aan de hand van een dataset met meetgegevens. Tevens beantwoorden wij de door u gestelde vragen die hiermee verband houden.

Met vriendelijke groet,

[REDACTED]

Dr.ir. N.W.M. Ogink

Bijlage: Notitie onzekerheidsmarge Rav-factoren

Wageningen
University & Research

Livestock Research

DATUM
23 november 2022

ONDERWERP
Notitie onzekerheidsmarge

KENMERK
2220102/Ogink/ea

POSTADRES
Postbus 338
6700 AH Wageningen

BEZOEKADRES
Wageningen Campus
Gebouw 122
De Elst 1
6708 WD Wageningen

INTERNET
www.wur.nl

KVK NUMMER
09098104

CONTACTPERSOON
[REDACTED]

TELEFOON
0317-480393

E-MAIL
[REDACTED]

Notitie bepaling onzekerheidsmarge ammoniakemissie bij bedrijfswijziging

Opgesteld door:

Nico Ogink, onderzoeker Veehouderij en Milieu, Wageningen UR

Paul Goedhart, statisticus Biometris, Wageningen UR

Julio Mosquera, onderzoeker Veehouderij en Milieu, Wageningen UR

November 2022

Introductie en doelstelling

De minister van IenW heeft emissiefactoren van stalsystemen vastgesteld in de Regeling ammoniak en veehouderij (Rav) om te beoordelen of de veehouderij voldoet aan de grenswaarde voor huisvesting op grond van het Besluit emissiearme huisvesting. De Rav-emissiefactoren bieden volgens het oordeel van de rechter onvoldoende zekerheid over de ammoniakemissie en depositie van een individuele veehouderij om te kunnen hanteren bij de vergunningsverlening in het kader van de Wet Natuurbescherming (Wnb). Een mogelijke oplossingsrichting zou kunnen zijn om de onzekerheid van het verschil tussen de Rav-factoren in de oude en nieuwe bedrijfssituatie in deze beoordeling te betrekken. Daarvoor is een onderbouwde methode nodig.

In deze notitie wordt de vraag beantwoord of er een methode beschikbaar is waarmee een onzekerheidsmarge voor het verschil tussen emissiefactoren bij bedrijfswijziging kan worden vastgesteld. Daarmee moet, met een zekere betrouwbaarheid, kunnen worden beoordeeld of een bedrijfswijziging met overgang naar een ander stalsysteem in het hiervoor genoemde Wnb kader al of niet tot toename van emissie leidt in een individueel geval. Voor de beantwoording van deze vraag is een statistische analyse verricht op een dataset met ammoniakemissie meetgegevens van melkveebedrijven. De dataset bestond uit bedrijven met conventionele en verschillende emissiearme staluitvoeringen. Op basis van de analyseresultaten is een methode uitgewerkt voor het vaststellen van een onzekerheidsmarge bij wijziging van stalsysteem op een individueel bedrijf. Om de methodiek te illustreren zijn de onzekerheidsmarges berekend voor de emissiearme stalsystemen in de dataset. De volledige technische uitwerking van de statistische analyse is in de annex van deze notitie opgenomen. In overleg met de opdrachtgever zijn eveneens een aantal hieraan verbonden deelvragen beantwoord.

Methodie voor het berekenen van de onzekerheidsmarge van het verschil tussen emissiefactoren bij bedrijfsaanpassing met een gewijzigd stalsysteem

De afgelopen 25 jaar zijn in de melkveehouderij nieuwe stalsystemen ontwikkeld om de ammoniakemissie per dier te verminderen t.o.v. de conventionele ligboxenstal met roostervloer en mestopslag onder de vloer. Het meest gehanteerde reductieprincipe is de emissiearme vloer die in verschillende uitvoeringsvarianten beschikbaar is. Zowel van het conventionele stalsysteem als de nieuwere emissiearme systemen zijn de jaargemiddelde ammoniakemissies per dierplaats vastgesteld conform meetprotocol¹. Daarbij wordt op minimaal vier bedrijven de ammoniakemissie gemeten op een aantal dagen verspreid over een jaar. Deze emissiefactoren worden gebruikt voor vergunningverlening in het kader van de Wet ammoniak en veehouderij en staan in bijlage 1 van de Rav.

¹ N. Ogink, J. Mosquera & A. Hol, 2017. Protocol voor meting van ammoniakemissie uit huisvestingssystemen in de veehouderij. WLR rapport 1032.

De ervaring uit metingen aan individuele stallen van hetzelfde stalsysteem is dat de emissie in de tijd varieert als gevolg van de weersomstandigheden (zoals temperatuur en windsnelheid). Daarnaast is er variatie tussen bedrijven als gevolg van verschillen in bedrijfsmanagement (zoals bijvoorbeeld voersamenstelling, management mestafvoer vloeren, stalbezetting uitgesplitst naar melkkoeien, droogstaande koeien en niet-drachtig jongvee). Er is daardoor een aanzienlijke spreiding in emissie tussen individuele bedrijven met hetzelfde systeem, maar ook tussen meettijdstippen op hetzelfde bedrijf. Die variatie tussen en binnen bedrijven is in de analyse van emissiedata van melkveebedrijven berekend als variatiecoëfficiënt (%cv)². De geschatte %cv tussen melkveebedrijven met hetzelfde stalsysteem in deze analyse is 21%. De variatiecoëfficiënt tussen individuele metingen op hetzelfde bedrijf is 37%; deze is hoger dan die tussen bedrijven.

De onzekerheid van emissiefactoren kan in de vorm van betrouwbaarheidsintervallen worden uitgedrukt. Dit interval geeft de onderste en bovenste waarde waarbinnen de geschatte waarde van de emissiefactor met een gegeven betrouwbaarheid ligt. Meer gewenste zekerheid (hogere betrouwbaarheid) leidt altijd tot langere (grotere) intervallen. Als we spreken over betrouwbaarheidsintervallen is in de eerste plaats van belang aan te geven waar deze precies betrekking op heeft. In de Rav staan emissiefactoren opgenomen die zijn gebaseerd op de gemiddeld gemeten waarde in een steekproef van bedrijven. Het betrouwbaarheidsinterval van de gemiddelde emissiefactor hangt af van het aantal bedrijven en het aantal meettijdstippen per bedrijf in de steekproef en de spreiding tussen en binnen bedrijven. Met meer bedrijven in de steekproef wordt het betrouwbaarheidsinterval voor de gemiddelde emissiefactor korter. Het betrouwbaarheidsinterval van diezelfde gemiddelde emissiefactor toegepast op een individueel bedrijf is altijd langer omdat hierin zowel de onzekerheid van de schatting van de gemiddelde emissiefactor als de onzekerheid ten gevolge van variatie tussen bedrijven moet worden verdisconteerd. In figuur 4 van de bijlage zijn beide typen betrouwbaarheidsintervallen opgenomen voor de emissie van stalsystemen in de beschikbare dataset.

Wanneer een veehouderijbedrijf overschakelt naar een ander stalsysteem is het, in het kader van de Wnb-vergunningverlening, van belang hoe zeker het is dat de stalemissie en de daaraan gekoppelde depositie daadwerkelijk afneemt. Vanuit de opdracht is meegegeven dit voor een individuele bedrijfssituatie te beschouwen. Voor het beoordelen of emissie bij overschakeling afneemt kan gekeken worden naar het verschil tussen beide Rav-emissiefactoren (oud en nieuw) en de hieraan verbonden onzekerheid in de vorm van een betrouwbaarheidsinterval. Het gaat hier dus om het verschil in emissie per dierplaats. In de bijlage wordt uitgelegd dat op statistische gronden dit verschil tussen twee stalsystemen het best kan worden uitgedrukt als de ratio tussen beide factoren (100 x emissiefactor nieuw/emissiefactor oud). Bijvoorbeeld, bij overschakeling van een oude stal met een emissiefactor van 13,0 kg NH₃/jaar per dierplaats naar een nieuwe emissiearme stal met 6,5 kg NH₃/jaar per dierplaats is de ratio gelijk aan 50% (100 x 6,5/13,0). Hoe effectiever de werking van het nieuwe stalsysteem op het betreffende bedrijf, des te lager deze ratio, en omgekeerd hoe hoger deze ratio des te minder effectief is de emissiearme werking. Ratio's boven de 100% geven aan dat de bedrijfsemmissie van de nieuwe stal hoger is dan van de oude stal.

In paragraaf 2.4 van de bijlage wordt toegelicht hoe het betrouwbaarheidsinterval van deze ratio op individueel bedrijfsniveau kan worden berekend uit de variaties³ van beide geschatte Rav-factoren en de variatie tussen individuele bedrijven. Een belangrijk uitgangspunt hierbij is dat de variatie tussen bedrijven en binnen bedrijven gebaseerd is op een gepoolde schatting van alle stalsystemen. De

²) Variatie binnen een reeks getallen wordt in de statistiek vaak uitgedrukt als standaarddeviatie, een maat voor de afwijking van getallen van het gemiddelde. De variatiecoëfficiënt is een relatieve maat voor spreiding. Het drukt de standaarddeviatie uit als percentage van het gemiddelde.

³ In de annex wordt hiervoor de term variantie gebruikt, een maat voor variatie gelijk aan de geschatte standaardafwijking in het kwadraat.

bovengrens van het betrouwbaarheidsinterval voor de ratio tussen het nieuwe staltype en oude staltype voor een individueel bedrijf kan dan gebruikt worden als criterium in de vergunningsverlening voor een individueel bedrijf. Als deze bovengrens kleiner is dan 100% kan er besloten worden dat er voldoende zekerheid is dat de NH₃-emissie bij overgang op het nieuwe staltype niet toeneemt bij een gelijk aantal dieren. Daarbij wordt verondersteld dat het gemeten praktijkgemiddelde van een emissiearme stal niet door ander of inadequaat gebruik systematisch afwijkt van de Rav-factor. Een belangrijk deel van het betrouwbaarheidsinterval wordt bepaald door de variatie tussen individuele bedrijven. Deze tussenbedrijf variatie speelt een veel kleinere rol wanneer in plaats van toetsing op individueel bedrijfsniveau getoetst zou worden op een gemiddeld te verwachten emissieafname/toename van de populatie bedrijven met een emissiearm stalsysteem t.o.v. het gemiddelde van de referentiebedrijven.

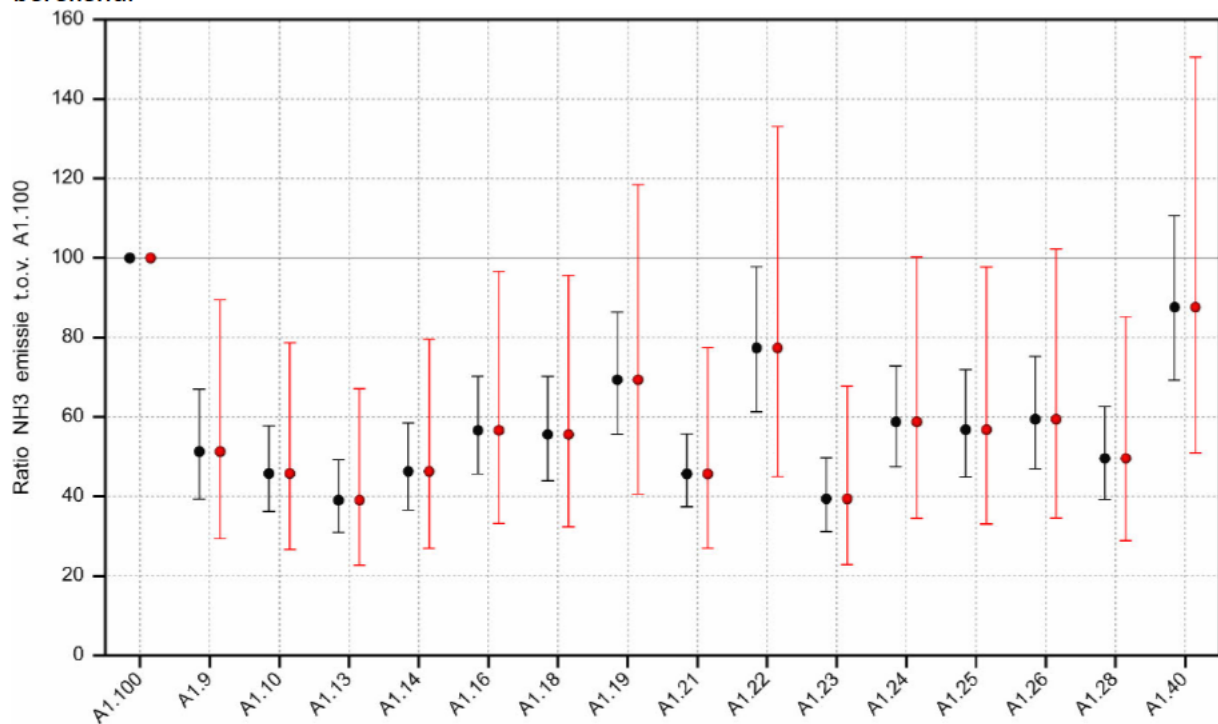
Ter illustratie van de methode zijn in de onderstaande figuur (figuur 5 uit de bijlage), voor de stalsystemen in de dataset, de 90%-betrouwbaarheidsintervallen voor ratio's ten opzichte van het referentie staltype A1.100 weergegeven. In de figuur geven de rode lijnen de intervallen voor toetsing op individueel bedrijfsniveau weer. Ter vergelijking staan ook de betrouwbaarheidsintervallen weergegeven als er getoetst zou worden op populatie niveau (zwarte lijnen). De waarden van de onder- en bovengrenzen van de rode lijnen staan in de tabel volgend op de figuur weergegeven (afgeleid uit tabel 5 van de bijlage). In de tabel is te zien dat voor 10 van de 15 emissiearme stalsystemen sprake is van een bovengrens lager dan 100%. Bij overschakeling naar deze systemen kan besloten worden dat er voldoende zekerheid is dat de emissie bij een gelijk aantal dieren niet toeneemt. Ook zou in deze gevallen berekend kunnen worden met hoeveel dierplaatsen een bedrijf dan nog maximaal kan uitbreiden; het aantal dierplaatsen zou dan maximaal met een factor (100/bovengrens) mogen toenemen.

In de hierna weergegeven figuur is te zien dat de lengte van de betrouwbaarheidsintervallen toeneemt naarmate de ratio's hoger worden. Dit wordt veroorzaakt doordat de spreiding tussen bedrijven proportioneel toeneemt met het emissieniveau. Daarnaast is er ook een doorwerking in de betrouwbaarheidsintervallen van het aantal stallen in elk van de emissiearme datasets (3, 4, 5 of 6 stallen). De lengte van de intervallen op populatieniveau, de zwarte lijnen, neemt af bij metingen op meer stallen; daarbij geldt als vuistregel dat vier keer zoveel stallen het interval tot de helft reduceert. De lengte van het betrouwbaarheidsinterval op individueel bedrijfsniveau, de rode lijnen, wordt echter voor een groot deel bepaald door de variatie tussen individuele bedrijven en deze component in het interval neemt niet af bij meer stallen in de dataset van het betreffende stalsysteem. Toetsing op individueel bedrijfsniveau levert dus een aanzienlijk ruimere bovengrens op dan wanneer getoetst zou worden op de gemiddelde toename op populatie niveau.

In de getoonde figuur is staltype A1.100 (conventionele stal met roostervloer) als referentiestaltype gebruikt. In principe kan de berekening ook voor andere referentiestaltype worden uitgevoerd. Als voorbeeld is hier een 90% tweezijdig betrouwbaarheidsinterval gegeven. Voor het beoordelen van toe of afname van emissie is alleen het al of niet overschrijden van de bovengrens van belang. Voor deze eenzijdige toetsing halveert de overgebleven kans op overschrijding van de grenswaarde (de helft van 10%) en geldt daarom een betrouwbaarheid van 95%. De berekening kan naar wens voor elke andere betrouwbaarheid worden uitgevoerd.

Samengevat is het antwoord op de gestelde vraag dat er een kwantitatieve methode beschikbaar is waarmee een onzekerheidsmarge voor het verschil tussen emissiefactoren bij bedrijfswijziging kan worden vastgesteld. De methode is gebaseerd op het vaststellen van de ratio tussen de Rav-factoren van het nieuwe en de oude stalsysteem in de betreffende bedrijfswijziging, en het berekenen van een betrouwbaarheidsinterval van die ratio met een gewenst betrouwbaarheidspercentage. De bovengrens van dit interval kan vervolgens als criterium worden gebruikt voor de beoordeling of er sprake is van voldoende zekerheid dat de emissie niet toeneemt bij bedrijfswijziging. Bij een gelijk

aantal dierplaatsen mag deze bovengrens niet boven de 100% liggen. In deze notitie is als voorbeeld het in de onderzoekswereld vaak toegepaste betrouwbaarheidspercentage van 95% genomen voor toetsing van hypothesen, maar dit kan ook voor een lagere of hogere betrouwbaarheid worden berekend.



Geschatte ratio's van Rav factoren ten opzichte van het referentie staltype A1.100 inclusief 90% betrouwbaarheidsintervallen voor de Rav factor (zwart) en op individueel bedrijfsniveau (rood).

Schattingen voor het 90% betrouwbaarheidsinterval van de ratio van A1 stallen t.o.v. A1.100 op individueel bedrijfsniveau. Bij eenzijdige toetsing overschrijding bovengrens is de betrouwbaarheid 95%.

Staltype	90% Predictie-interval	
	ondergrens	bovengrens
A1.100	-	-
A1.40	51.0	150.6
A1.22	45.0	133.1
A1.19	40.6	118.5
A1.26	34.6	102.2
A1.24	34.5	100.2
A1.25	33.1	97.8
A1.16	33.2	96.7
A1.18	32.4	95.6
A1.9	29.4	89.5
A1.28	28.9	85.3
A1.14	26.9	79.6
A1.10	26.7	78.7
A1.21	27.0	77.5
A1.23	22.9	67.7
A1.13	22.8	67.1

De keuze van het betrouwbaarheidspercentage hangt af van de vraag welk risico acceptabel wordt gevonden voor een toename van de emissie. Voorwaarde voor het uitvoeren van de methode is dat

beschikt kan worden over alle meetdata die ten grondslag liggen aan de berekende Rav-emissiefactoren. Bij toepassing in de praktijk kan in de loop van de tijd nieuwe data van nieuwe stalsystemen beschikbaar komen. Voor deze nieuwe stalsystemen kunnen dan betrouwbaarheidsintervallen berekend worden op basis van de eerder vastgestelde gepoolde variatie tussen bedrijven. De verwachting is namelijk dat het aantal bedrijven (n=81) in de nu beschikbare dataset een voldoende stabiele schatting van deze variatie oplevert, en dat het toevoegen van nieuwe informatie daar niet veel verandering in zal brengen.

Beantwoording van de deelvragen

1) Hoe kunnen stalemissies in individuele gevallen worden bepaald in het kader van vergunningverlening Wnb?

Voor de bepaling van een stalemissie in het kader van vergunningverlening is het niet mogelijk vooraf te beschikken over de gemeten emissie van die betreffende stal op het betreffende bedrijf omdat deze meestal nog gebouwd moet worden en omdat praktijkstallen niet beschikken over eigen meetinstallatie waarmee de ammoniakemissie wordt gemeten. Om toch een inschatting te maken kan gebruik gemaakt worden van metingen uitgevoerd op andere bedrijven met een gelijke stalinrichting. In de beantwoording van de hoofdvraag is aangegeven op welke wijze met inachtneming van onzekerheidsmarges dit kan worden vorm gegeven.

2) In hoeverre kunnen Rav-factoren daarbij een rol spelen?

Daarbij dient aandacht te worden besteed aan de volgende oplossingsrichtingen/subvragen:

a) Hoe nauwkeurig kan de inherente onzekerheid van stalemissies in individuele gevallen worden bepaald, waarbij onderscheid gemaakt wordt in:

- Nauwkeurigheid van de metingen

*- Hogere of lagere emissies als gevolg van voer- en managementmaatregelen die **niet** als voorschriften in de vergunning zijn opgenomen.*

De Rav-factor van een stalsysteem is het gemiddelde van de gemeten emissie op een aantal bedrijven volgens een vastgelegd meetprotocol. Zoals hierboven toegelicht is de nauwkeurigheid van de geschatte Rav-factor afhankelijk van de steekproefomvang. Daarnaast blijkt uit meetseries dat er aanzienlijke variatie tussen bedrijven bestaat met hetzelfde stalsysteem. De nauwkeurigheid waarmee een jaaremisse van een individueel bedrijf kan worden geschat hangt af van de nauwkeurigheid van de geschatte Rav-factor en de variantie tussen bedrijven. In de statistische analyse die voor deze notitie is uitgevoerd zijn de 90%-betrouwbaarheidsintervallen berekend voor de Rav-factoren én voor individuele bedrijven met zo'n Rav-factor. Zie hiervoor tabel 4 en Figuur 4 van de bijlage.

In de afzonderlijke meetpunten van de dataset kan geen onderscheid gemaakt worden tussen de bijdrage van de meetnauwkeurigheid en de spreiding door specifieke bedrijfsfactoren (voersamenstelling, management) op het moment van meten. In het meetprotocol wordt wel vereist dat gasconcentraties in duplo worden gemeten. Dat geeft informatie over de toevalscomponent van de meetfout. De aangeleverde data van de meetrapporten zijn echter gebaseerd op duplo-gemiddelden. Verwacht mag worden dat het kwaliteitsniveau van de meetmethoden in het meetprotocol bij adequate kalibratie-procedures overigens zodanig is dat meetnauwkeurigheid een ondergeschikte rol speelt t.o.v. de spreiding door bedrijfsfactoren.

b) Kan met een wetenschappelijk onderbouwde generieke onzekerheidsfactor met de benodigde zekerheid (geen redelijke wetenschappelijke twijfel) worden aangetoond dat er bij bedrijfswijzigingen of -uitbreidingen met emissie-arme stalsystemen geen depositietoename plaatsvindt?

- Tot welke mate van (on)zekerheid van de emissie (en daarmee depositie) leidt toepassing van de factor in specifieke gevallen?

- Welk percentage biedt, vanuit wetenschappelijk oogpunt, voldoende zekerheid?

In het eerste deel van deze notitie is aangegeven hoe vanuit beschikbare gegevens een 95%-betrouwbaarheidsbovengrens voor de ratio tussen staltypes bij bedrijfsomschakeling kan worden berekend (NB . Deze bovengrens verdisconteert zowel variatie tussen bedrijven als variatie tussen meettijdstippen op hetzelfde bedrijf. In landbouwkundig onderzoek wordt bij statistische toetsing vaak met een 95% betrouwbaarheid gewerkt, maar dat is een conventie. Even zo goed kan dit berekend worden voor 99% betrouwbaarheid. Voor het vaststellen van het betrouwbaarheidsniveau in de geschetste situatie van vergunningverlening is in feite aan de orde welk risico op toename van emissie voor het betreffende bedrijf men acceptabel vindt. Dat is een maatschappelijke belangenafweging die beleidsmatig moet worden gemaakt want 100% zekerheid bestaat niet. Wij kunnen daarom niet aangeven welk betrouwbaarheidspercentage 'voldoende zekerheid' biedt.

c) Hoe verhoudt het onderzoek dat op dit moment wordt uitgevoerd door de WUR, over de spreiding die optreedt door gebruik van emissie-arme stalsystemen in de praktijk, zich tot de hier onderzochte inherente onzekerheid? (kwalitatief)

Recente meetdata van enkele emissiearme melkveestallen gemeten uit het onderzoek van Schep et al. (2022, WLR-rapport 1299) levert een beeld met een spreiding van gelijke omvang als die berekend in de analyse van Rav-metingen in de bijlage. Ook het proportionele karakter van spreiding is hierin zichtbaar.

d) Hoe verhouden de correctiefactoren uit de NEMA-studie zich tot de onzekerheidsfactor ten behoeven van toestemmingverlening voor de Wnb? (kwalitatief).

In de NEMA-systematiek worden de Rav-factoren gecorrigeerd voor de ontwikkelingen in het landelijk gemiddelde TAN-excretieniveau van de verschillende diercategorieën t.o.v. het TAN-excretie niveau tijdens het jaar van de meting van een Rav-factor. Het gaat om geringe procentuele correcties per jaar die gelijk zijn voor alle stalsystemen binnen een diercategorie. Eventuele correctie voor trends in TAN-excretie hebben naar verwachting een gering effect op de berekening van de onzekerheidsfactor volgens de voorgestelde methode omdat de metingen in de dataset betrekking hebben op een beperkt tijdvak.

ANNEX: Analyse
Van: Paul W. Goedhart (Biometris, Wageningen UR)
Voor: Nico Ogink & Julio Mosquera (WLR)
Onderwerp: Rav factoren van melkveestallen en hun onzekerheid
Datum: 22-11-2022
#Pagina's: 15

1. NH3-emissie data

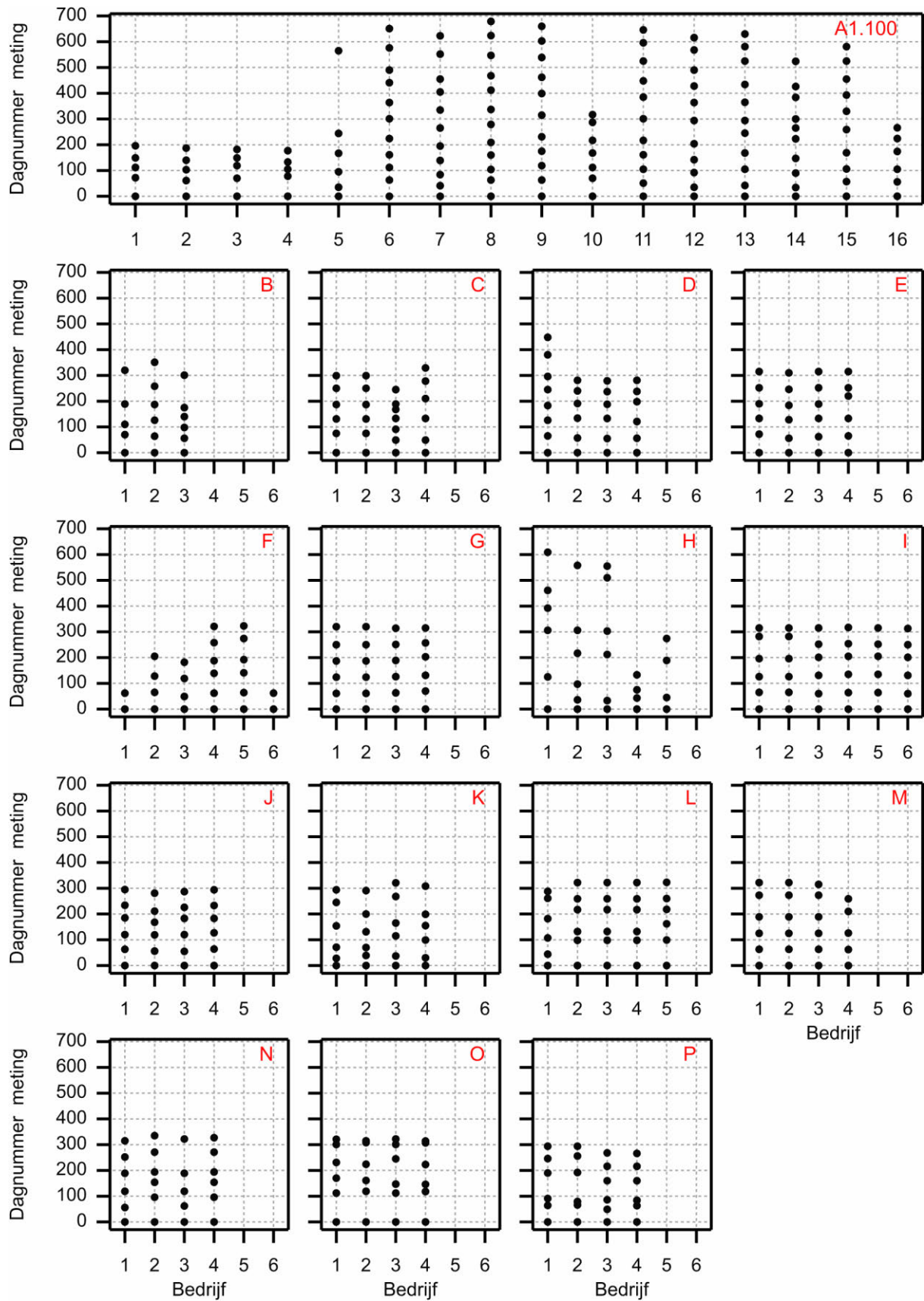
Op 01-09-2022 heb ik de file "*Database Melkvee Aangevuld voor Genstat.xlsx*" via e-mail ontvangen van Nico Ogink. Deze file bevat ongecorrigeerde NH3-emissie metingen voor in totaal 81 bedrijven voor 16 verschillende staltypen. De data zijn afkomstig uit de WLR-database met stalemissiemetingen en data uit meetrapporten van emissiearme stallen die op verzoek van RVO zijn aangeleverd. Voor het referentie staltype A1.100 zijn gegevens beschikbaar voor 16 bedrijven. Voor de andere staltypen zijn er gegevens voor 3 tot 6 bedrijven. Voor elk bedrijf zijn herhaalde metingen verspreid over een langere periode beschikbaar. De emissie metingen zijn uitgevoerd door zes verschillende instanties. Tabel 1 geeft het aantal bedrijven uitgesplitst naar staltype en gecodeerde meetinstantie. Er wordt verder verondersteld dat er geen systematische verschillen zijn tussen de meetinstanties. Indien bijvoorbeeld meetbureau "Meet-2" een andere meettechniek hanteert met (gemiddeld) hogere of lagere emissie dan hebben staltypen H, K en P respectievelijk een concurrentie nadeel of voordeel.

Tabel 1: Aantal bedrijven uitgesplitst naar Staltype en meetinstantie

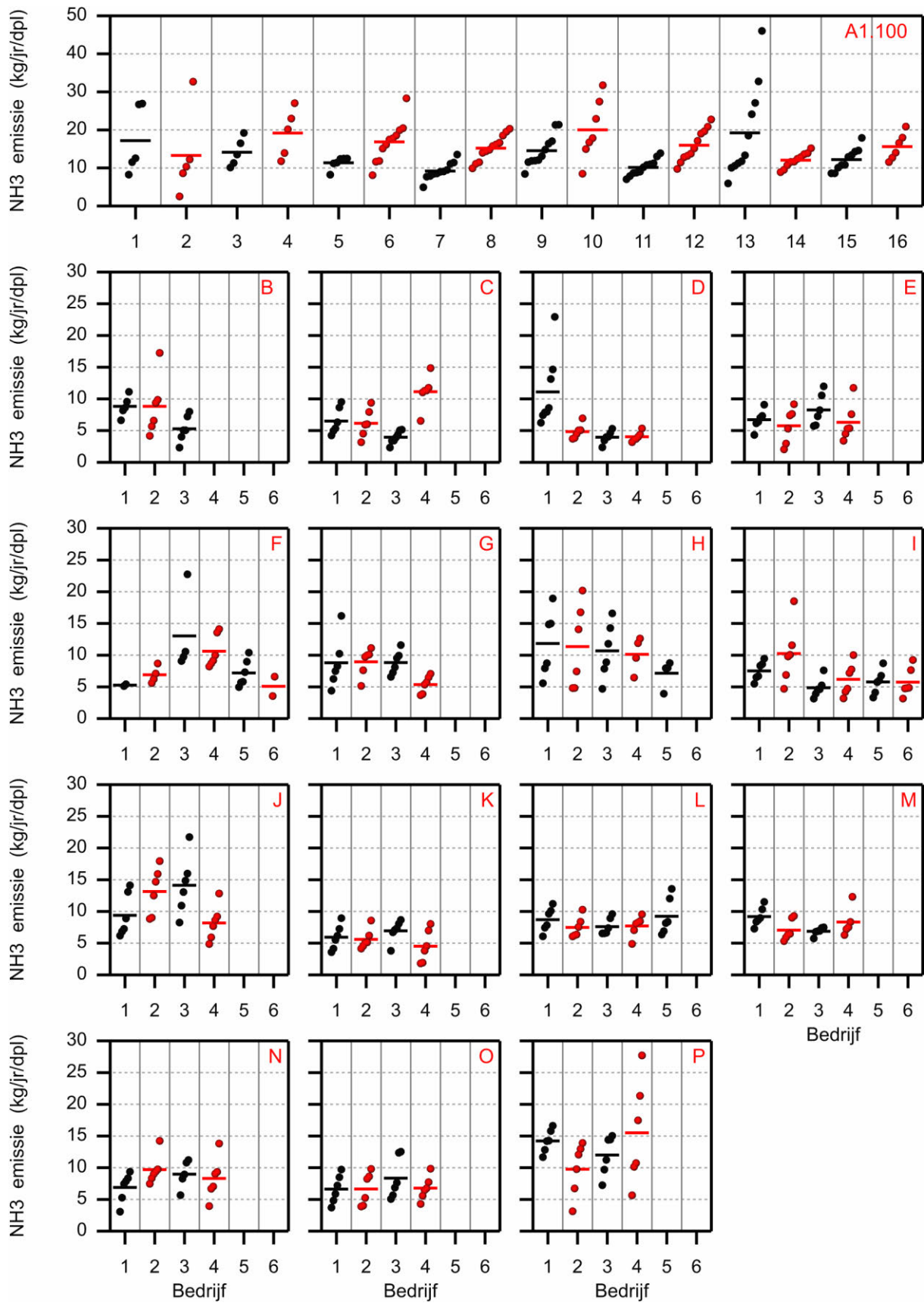
Staltype	Meet-1	Meet-2	Meet-3	Meet-4	Meet-5	Meet-6	Meet-7	Totaal
A1.100	1	-	-	-	-	10	5	16
B	-	-	-	-	-	-	3	3
C	-	-	2	-	-	-	2	4
D	-	-	3	-	-	-	1	4
E	-	-	4	-	-	-	-	4
F	-	-	6	-	-	-	-	6
G	-	-	4	-	-	-	-	4
H	-	5	-	-	-	-	-	5
I	-	-	6	-	-	-	-	6
J	-	-	-	-	-	-	4	4
K	-	4	-	-	-	-	-	4
L	-	-	4	-	1	-	-	5
M	-	-	4	-	-	-	-	4
N	-	-	4	-	-	-	-	4
O	-	-	-	4	-	-	-	4
P	-	4	-	-	-	-	-	4

Figuur 1 geeft per staltype de dag-nummers voor elk individueel bedrijf waarop de emissie metingen zijn uitgevoerd. Daarbij is het dag-nummer van de eerste meting op elk bedrijf op 0 gezet en de andere dag-nummers zijn overeenkomstig aangepast. Voor de meeste bedrijven bedraagt de tijdspanne van de metingen ongeveer 300 dagen waarin metingen op min of meer gelijk verdeelde tijdstippen zijn uitgevoerd. Voor het referentie staltype A1.100 hebben 9 van de 16 bedrijven een langere meetreeks. Er wordt verder verondersteld dat de tijdstippen representatief zijn voor het meten van de NH3 emissie op elk bedrijf.

Figuur 2 geeft per staltype de gemeten NH3 emissies op elk bedrijf waarbij de bedrijfsgemiddelden zijn weergegeven door horizontale strepen. Het lijkt erop dat gemiddeld lagere emissies minder variëren en gemiddeld hogere emissies meer variëren.



Figuur 1: Dag-nummers voor elk bedrijf waarop de NH₃ emissie is gemeten. Het dag-nummer van de eerste meting is daarbij op 0 gezet.



Figuur 2: NH₃-emissies op elk bedrijf waarbij alternerende kleuren zijn gebruikt om de bedrijven makkelijker te kunnen onderscheiden. De horizontale strepen geven het gemiddelde per bedrijf.

2. Statistische analyse

Een modified Park test voor heteroscedasticiteit (1) geeft aan dat de variantie van de NH₃-emissies ongeveer evenredig is met het gemiddelde in het kwadraat. Om de variantie te stabiliseren is daarom een statistische analyse op de log-getransformeerde emissies uitgevoerd.

In de statistische analyse moet een onderscheid gemaakt worden tussen (1) variatie tussen bedrijven met hetzelfde staltype en (2) variatie tussen herhaalde metingen op hetzelfde bedrijf. De eerste variatiebron hangt samen met verschillen in bedrijfsspecifieke kenmerken. De tweede variatiebron hangt samen met weersomstandigheden (zoals temperatuur, windsnelheid, luchtvochtigheid) en bijvoorbeeld de precieze stalbezetting op het meetmoment. Het gebruikte statistische model om de NH₃ emissies te analyseren is daarom als volgt

$$\text{Log}(\text{NH}_3\text{-emissie}) = \text{staltype} + \text{bedrijf} + \text{meting} \quad (1)$$

Hierin representeert "staltype" een te schatten parameter μ_{Rav} voor elk staltype en zijn bedrijf en meting random effecten met gemiddelde 0 en variantie respectievelijk σ_B^2 en σ_M^2 . De interpretatie van de variantie componenten op de oorspronkelijke niet-getransformeerde schaal is in termen van variatiecoëfficiënten. De variatiecoëfficiënt tussen bedrijfsgemiddelden met dezelfde Rav code is gelijk aan $\sqrt{\exp(\sigma_B^2) - 1}$. De variatiecoëfficiënt tussen metingen binnen een bedrijf is gelijk aan $\sqrt{\exp(\sigma_M^2) - 1}$. De parameters van dit model worden geschat met REML.

a. Betrouwbaarheidsintervallen voor populatie medianen

De statistische analyse resulteert in schattingen voor de populatie gemiddelden μ_{Rav} voor de Rav factoren op de log schaal en bijbehorende standaardafwijkingen. Schattingen voor populatie medianen op de oorspronkelijke NH₃ emissie schaal worden dan gegeven door $\exp(\hat{\mu}_{Rav})$ waarin $\exp(\cdot)$ de exponentiële functie representeert. Op dezelfde wijze kan een betrouwbaarheidsinterval voor een Rav factor op de log-schaal terug-getransformeerd worden naar de oorspronkelijke schaal. Tevens kunnen verschillen tussen geschatte Rav factoren op de log-schaal getransformeerd worden naar ratio's van Rav factoren op de oorspronkelijke emissie schaal. Ook voor deze ratio's kunnen betrouwbaarheidsintervallen worden berekend. Daarbij zijn vooral ratio's ten opzichte van het referentie staltype A1.100 interessant.

b. Predictie-intervallen voor een individuele bedrijf

Voor een individuele bedrijf met een bepaald staltype kan een predictie interval voor de NH₃ emissie worden berekend. Daarbij moet rekening gehouden worden met (1) de onzekerheid waarmee het populatie gemiddelde μ_{Rav} op de log-schaal wordt geschat en (2) de inherente variantie σ_B^2 tussen bedrijven. De onzekerheid in de schatting van het populatie gemiddelde μ_{Rav} kan gereduceerd worden door gegevens voor meer bedrijven te verzamelen. De inherente variatie tussen bedrijven σ_B^2 kan niet gereduceerd worden; deze wordt hooguit nauwkeuriger geschat als er meer gegevens beschikbaar zijn. Als σ_{Rav}^2 de variantie is van de schatting voor μ_{Rav} , beiden op de log-schaal, dan is de variantie van de schatting van de Rav factor voor een individueel bedrijf gelijk aan $\sigma_{Rav}^2 + \sigma_B^2$. Op basis hiervan kan, op de gebruikelijke wijze, een predictie interval worden berekend voor de Rav factor van een individueel bedrijf. Voor een verschil tussen twee Rav factoren op een individueel bedrijf geldt een variantie van $2(\sigma_{Rav}^2 + \sigma_B^2)$. De ondergrens voor de variantie op individueel bedrijfsniveau wordt bepaald door σ_B^2 en deze wordt niet gereduceerd indien meer gegevens beschikbaar zijn.

c. Vergunningsverlening

De bovengrens van het predictie-interval voor de ratio tussen een nieuw staltype en het referentie staltype A1.100 voor een individueel bedrijf kan gebruikt worden in de vergunningsverlening voor een individueel bedrijf. Indien deze bovengrens kleiner is dan 100% dan bestaat er "voldoende" zekerheid dat de NH₃-emissie bij overgang op het nieuwe staltype niet toeneemt (bij een gelijke bezetting). De mate van zekerheid wordt gedefinieerd door de betrouwbaarheid, bijvoorbeeld 95% of 99%, van het

predictie interval. Dit is een beleidskeuze. Hier wordt gerekend met een (eenzijdige) betrouwbaarheid van 95% voor de bovengrens en dus een betrouwbaarheid van 90% voor de tweezijdige intervallen.

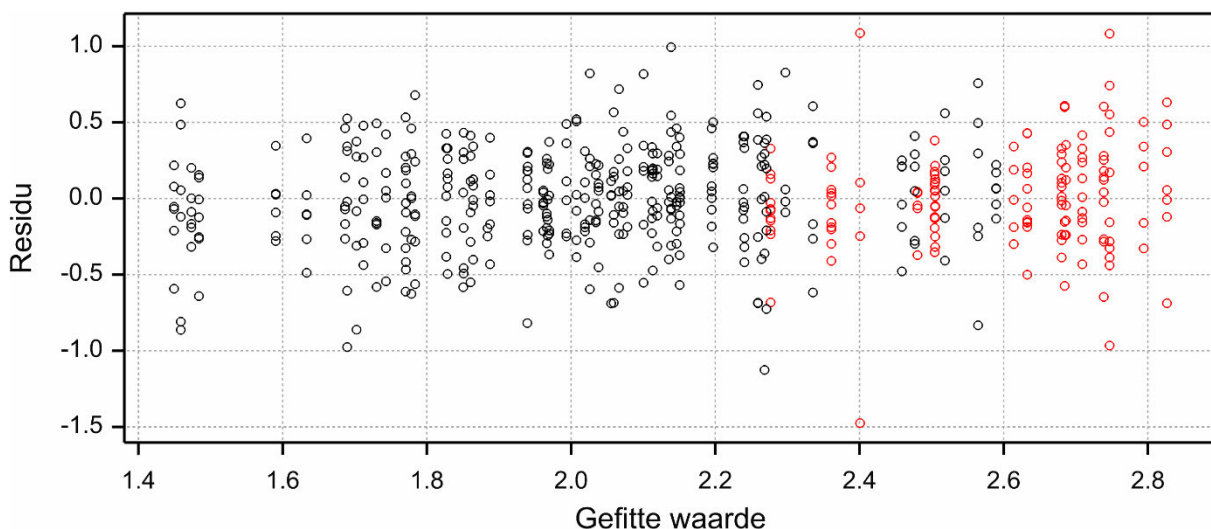
d. Technische uitleg voor het berekenen van predictie-intervallen

Voor de berekening van een predictie interval voor een individueel bedrijf wordt gebruik gemaakt van het model $\text{Log}(\text{NH}_3\text{-emissie}) = \text{Rav-Factor} + \text{Bedrijf}$. Hierin representeert Rav-Factor de schatter voor de gemiddelde Rav factor μ_{Rav} met variantie σ_{Rav}^2 en Bedrijf een random bedrijfseffect met gemiddelde 0 en variantie σ_B^2 . Het gemiddelde voor een individueel bedrijf is dan μ_{Rav} met variantie $\sigma_{Rav}^2 + \sigma_B^2$. Een 90% predictie interval op de logschaal wordt dan gegeven door $\mu_{Rav} \pm t \sqrt{\sigma_{Rav}^2 + \sigma_B^2}$ waarin t het tweezijdige 90% percentage punt is van de t -verdeling met aantal vrijheidsgraden behorende bij de schatter voor σ_B^2 . Op de oorspronkelijke schaal wordt het interval dan gegeven door de e-macht van de eindpunten. Met data voor 81 bedrijven verdeeld over 16 verschillende staltypen is uitgegaan van 65 (=81-16) graden van vrijheid voor de t -verdeling. Er wordt hier gesproken over een predictie-interval in plaats van een betrouwbaarheidsinterval omdat het een voorspelling betreft voor een individueel bedrijf in plaats van een interval voor een parameter zoals μ_{Rav} .

Een verschil tussen twee Rav factoren voor een individueel bedrijf wordt gegeven, op log-schaal, door $(\text{Rav-Factor} + \text{Bedrijf})_1 - (\text{Rav-Factor} + \text{Bedrijf})_2$ waarin het subscript de twee verschillende Rav factoren aangeven. Het gemiddelde van die expressie is $\mu_{Rav,1} - \mu_{Rav,2}$ en de variantie is gelijk aan $2(\sigma_{Rav}^2 + \sigma_B^2)$. Hiermee kan een predictie interval voor de ratio voor een individueel bedrijf op de oorspronkelijke schaal worden berekend. Het random effect Bedrijf in het verschil valt niet weg omdat een relatief hoge (of lage) emissie van het oude staltype op een individuele bedrijf niet noodzakelijkerwijs gevolgd wordt door een relatief hoge (of lage) emissie van het nieuwe staltype op datzelfde bedrijf. Het is immers grotendeels onbekend wat de oorzaak is van de variatie tussen metingen. Wellicht wordt een deel van de tussen bedrijven variatie verklaard door bijvoorbeeld het rantsoen. Bij een gelijkblijvend rantsoen zou dan gerekend kunnen worden met een kleinere σ_B^2 en dus kortere intervallen. Welk deel van σ_B^2 aangerekend kan worden aan het rantsoen kan echter niet gekwantificeerd worden. De afgeleide intervallen voor de ratio voor een individueel bedrijf zijn daardoor mogelijk conservatief.

3. Resultaten

De waargenomen NH₃-emissies zijn conform bovenstaande model (1) geanalyseerd. **Figuur 3** geeft aan dat de spreiding van de residuen van het aangepaste model min of meer onafhankelijk is van de gefitte waarde waarmee aan de belangrijke voorwaarde van homogeniteit van variatie is voldaan.



Figuur 3: Residuen tegen gefitte waarden voor het statistische model op log-getransformeerde NH₃-emissies. De rode punten zijn voor het referentie staltyp A1.100.

Om na te gaan of de tussen bedrijven variatie min of meer identiek is voor de verschillende staltypen is per staltype de variatie berekend tussen de bedrijfsgemiddelden, zie **Tabel 2**. F-toetsen op variatie verschillen ten opzichte van A1.100 geven aan dat ook de tussenbedrijf variatie min of meer homogeen is. Aan alle impliciete voorwaarden van model (1) is dus voldaan.

Tabel 2: Aantal bedrijven per staltype en variantie tussen bedrijfsgemiddelden; F-toets en bijbehorende p-waarde voor een verschil in variatie ten opzichte van het referentie staltype A1.100.

Staltype	#Bedrijf	variantie	F-toets	p-waarde
A1.100	16	0.0502	-	-
B	3	0.0953	1.90	0.368
C	4	0.1827	3.64	0.075
D	4	0.2055	4.10	0.052
E	4	0.0369	1.36	0.907
F	6	0.1316	2.62	0.135
G	4	0.0603	1.20	0.685
H	5	0.0316	1.59	0.704
I	6	0.0642	1.28	0.646
J	4	0.0713	1.42	0.551
K	4	0.0533	1.06	0.788
L	5	0.0073	6.87	0.076
M	4	0.0186	2.69	0.450
N	4	0.0274	1.83	0.683
O	4	0.0116	4.32	0.254
P	4	0.0475	1.06	0.886

De schattingen voor de variantiecomponenten en de bijbehorende variatiecoëfficiënten (%cv) zijn gegeven in **Tabel 3**. De geschatte %cv voor bedrijven is 21%. Met een gemiddelde Rav factor op de oorspronkelijk schaal die gelijk is aan μ zegt een vuistregel dat de Rav factor van individuele bedrijven grofweg ligt in het interval $(0.58 \mu, 1.42 \mu)$. De variatiecoëfficiënt tussen individuele metingen op hetzelfde bedrijf is 37% en deze is hoger dan tussen bedrijven. Individuele metingen op hetzelfde bedrijf liggen dan grofweg in het interval $(0.26 \delta, 1.74 \delta)$ met δ de gemiddelde Rav factor van het bedrijf.

Tabel 3: Schattingen en standaardafwijkingen (se) en bijbehorende variatie-coëfficiënten (%cv) inclusief 95% betrouwbaarheidsinterval (CI) op de oorspronkelijke schaal.

Parameter	schatting	Se	%cv	CI- ondergrens	CI- bovengrens
σ_B^2	0.0429	0.0112	21	15	26
σ_f^2	0.1265	0.0086	37	34	39

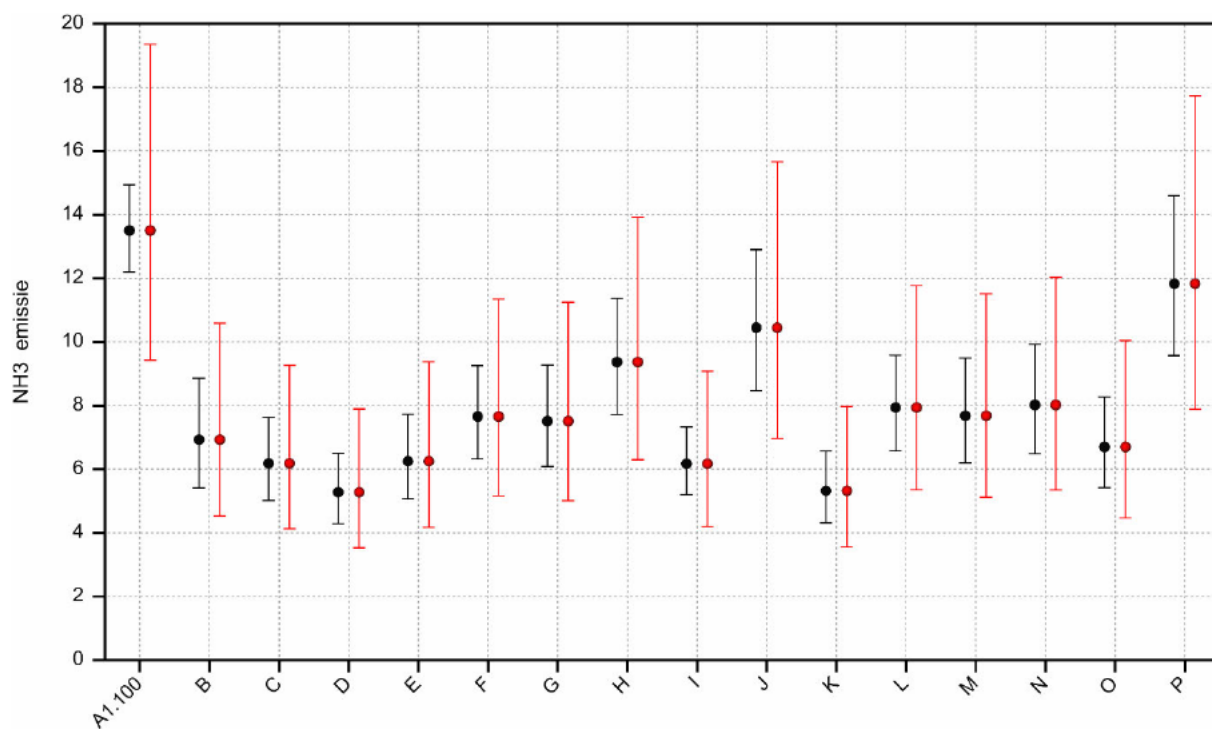
De geschatte gemiddelde Rav factoren en bijbehorende standaardafwijkingen op de log-schaal, de geschatte populatie mediaan inclusief 90% betrouwbaarheidsinterval op de oorspronkelijke schaal en het 90% predictie interval op bedrijfsniveau zijn gegeven in **Tabel 4**. De intervallen zijn tevens grafisch weergegeven in **Figuur 4**.

Toetsen op paarsgewijze vergelijkingen tussen de geschatte gesorteerde Rav factoren zijn samengevat in het letter diagram in **Tabel 5**. Daarbij zijn Rav factoren met dezelfde letter niet significant verschillend bij een tweezijdige toets met een onbetrouwbaarheidsdrempel van 10%. Ten opzichte van het referentie staltype A.100 is alleen staltype A1.40 dus niet significant verschillend. **Tabel 5** geeft tevens (1) de ratio's van de geschatte Rav factoren ten opzichte van het referentie staltype A1.100 inclusief het bijbehorende 90% betrouwbaarheidsinterval, en (2) het 90% predictie interval voor de ratio op individueel bedrijfsniveau. Deze intervallen zijn grafische weergegeven **Figuur 5**.

Voor de vergunningsverlening kan de 95% bovengrens voor de ratio op individueel bedrijfsniveau worden gebruikt (de meest rechtse kolom in **Tabel 5**).

Tabel 4: Schattingen en standaardafwijkingen voor gemiddelde Rav factoren op de log-schaal; de resulterende schatting voor de populatie mediaan op de oorspronkelijke schaal inclusief het bijbehorende 90% betrouwbaarheidsinterval (CI) én het 90% predictie interval op individueel bedrijfsniveau.

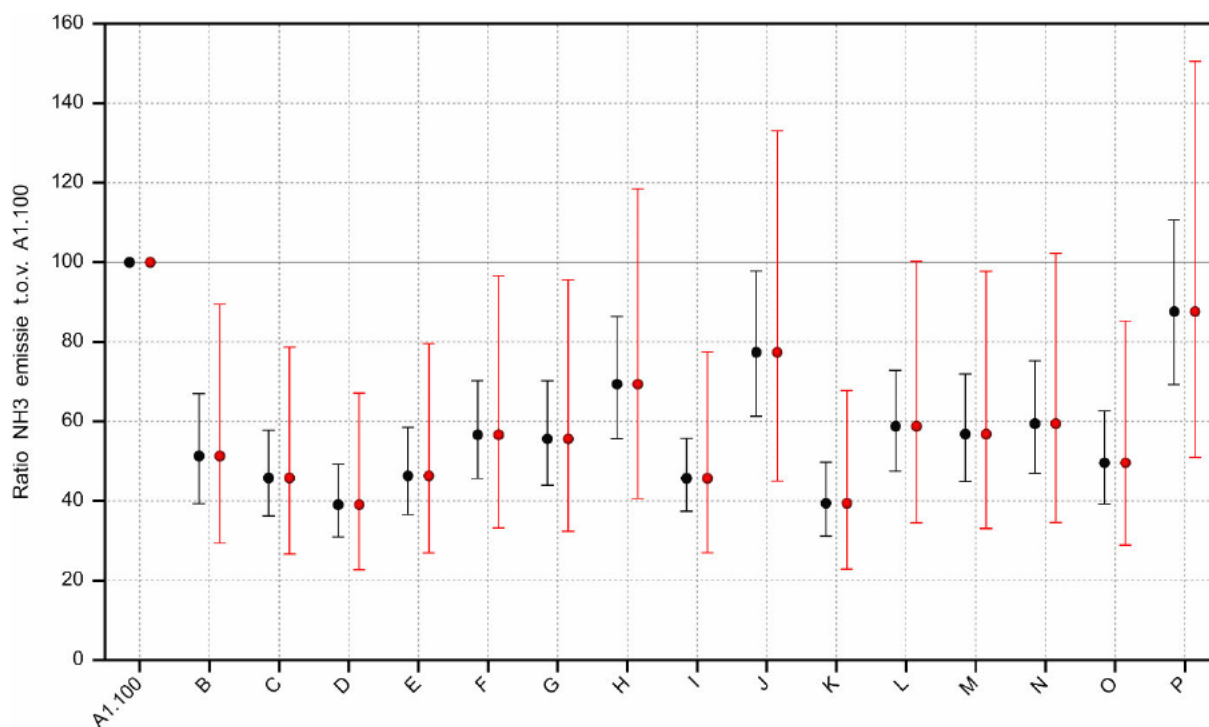
Staltype	Schattingen log-schaal		Mediaan en betrouwbaarheidsinterval			Predictie interval Bedrijf	
	gemiddeld	se	mediaan	CI onder	CI boven	CI onder	CI boven
A1.100	2.60	0.216	13.5	12.2	14.9	9.4	19.3
B	1.94	0.254	6.9	5.4	8.9	4.5	10.6
C	1.82	0.242	6.2	5.0	7.6	4.1	9.3
D	1.66	0.242	5.3	4.3	6.5	3.5	7.9
E	1.83	0.243	6.3	5.1	7.7	4.2	9.4
F	2.03	0.236	7.7	6.3	9.3	5.2	11.3
G	2.02	0.243	7.5	6.1	9.3	5.0	11.3
H	2.24	0.238	9.4	7.7	11.4	6.3	13.9
I	1.82	0.231	6.2	5.2	7.3	4.2	9.1
J	2.35	0.243	10.4	8.5	12.9	7.0	15.7
K	1.67	0.243	5.3	4.3	6.6	3.5	8.0
L	2.07	0.236	7.9	6.6	9.6	5.4	11.8
M	2.04	0.243	7.7	6.2	9.5	5.1	11.5
N	2.08	0.243	8.0	6.5	9.9	5.3	12.0
O	1.90	0.243	6.7	5.4	8.3	4.5	10.0
P	2.47	0.243	11.8	9.6	14.6	7.9	17.7



Figuur 4: 90% betrouwbaarheidsintervallen voor de populatie mediaan van de NH3 emissie (zwart) en 90% predictie intervallen op individueel bedrijfsniveau (rood).

Tabel 5: Gesorteerde gemiddelde Rav factoren op log schaal en het letter diagram voor paarsgewijze vergelijkingen bij een toets met een onbetrouwbaardrempel van 10%; schattingen voor de ratio ten opzichte van het referentie staltype A1.100 en het bijbehorende 90% betrouwbaarheidsinterval én 90% het predictie interval voor de ratio op individueel bedrijfsniveau.

Staltype	Schattingen log-schaal		Ratio ten opzichte van het referentie staltype A1.100			Predictie interval Bedrijf	
	gemiddeld	letter	ratio	CI onder	CI boven	CI onder	CI boven
A1.100	2.60f	100.0	-	-	-	-
P	2.47ef	87.6	69.3	110.7	51.0	150.6
J	2.35	...de.	77.4	61.3	97.8	45.0	133.1
H	2.24	..cde.	69.4	55.7	86.4	40.6	118.5
N	2.08	.bcd..	59.4	47.0	75.2	34.6	102.2
L	2.07	.bcd..	58.8	47.5	72.8	34.5	100.2
M	2.04	.bc...	56.8	44.9	71.9	33.1	97.8
F	2.03	.bc...	56.7	45.7	70.3	33.2	96.7
G	2.02	.bc...	55.6	44.0	70.3	32.4	95.6
B	1.94	abc...	51.3	39.3	67.0	29.4	89.5
O	1.90	ab....	49.6	39.3	62.7	28.9	85.3
E	1.83	ab....	46.3	36.6	58.5	26.9	79.6
C	1.82	ab....	45.8	36.3	57.8	26.7	78.7
I	1.82	ab....	45.7	37.4	55.8	27.0	77.5
K	1.67	a.....	39.4	31.2	49.8	22.9	67.7
D	1.66	a.....	39.1	31.0	49.3	22.8	67.1



Figuur 5: Geschatte ratio's van Rav factoren ten opzichte van het referentie staltype A1.100 inclusief 95% betrouwbaarheidsintervallen. 90% betrouwbaarheidsintervallen voor de ratio van de NH3 emissie ten opzichte van het referentie staltype A1.100 (zwart) en 90% predictie intervallen voor de ratio op individueel bedrijfsniveau (rood).

1. De modified Park test

Een algemene klasse van variantiefuncties voor waarnemingen wordt gegeven door $Var = \sigma^2 \mu^P$ waarin Var de variantie van de metingen per bedrijf, μ het gemiddelde van een bedrijf, P een positieve macht en σ^2 een proportionaliteit constante. $P = 0$ correspondeert met de normale verdeling, $P = 1$ met de quasi-Poisson verdeling en $P = 2$ met de gamma verdeling die goed vergelijkbaar is met de lognormale verdeling. De variantiefunctie kan geschreven worden als het log-lineaire regressiemodel $\log(Var) = \log(\sigma^2) + P \log(\mu)$. Een gegeneraliseerd lineair model (GLM) met de gamma verdeling en een log-link kan dan gebruikt worden om de macht P te schatten uit de waargenomen varianties en de log-gemiddelden. Daarbij wordt de gebruikelijke veronderstelling gemaakt dat de varianties een gamma verdeling volgen. Dat resulteert in een schatting 2.39 voor P met standaardafwijking 0.23. Het is dus redelijk om een waarde $P = 2$ aan te nemen. Dat impliceert een gamma verdeling voor de emissie waarnemingen, of min of meer equivalent een lognormale verdeling.

Manning, W. G., & Mullahy, J. (2001). Estimating log models: To transform or not to transform? *Journal of Health Economics*, 20, 461–494. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(01\)00086-8](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(01)00086-8)

Park, R. E. (1966). Estimation with heteroscedastic error terms. *Econometrica*, 34, 888. <https://doi.org/10.2307/1910108>