

Statistische aspecten bij de bemonstering van champignonvoetjes

Citation for published version (APA):

Wijnen, J. T. M. (1996). *Statistische aspecten bij de bemonstering van champignonvoetjes*. (IWDE Report; Vol. 96-06). IWDE.

Document status and date:

Gepubliceerd: 01/01/1996

Document Version:

Uitgevers PDF, ook bekend als Version of Record

Please check the document version of this publication:

- A submitted manuscript is the version of the article upon submission and before peer-review. There can be important differences between the submitted version and the official published version of record. People interested in the research are advised to contact the author for the final version of the publication, or visit the DOI to the publisher's website.
- The final author version and the galley proof are versions of the publication after peer review.
- The final published version features the final layout of the paper including the volume, issue and page numbers.

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal.

If the publication is distributed under the terms of Article 25fa of the Dutch Copyright Act, indicated by the "Taverne" license above, please follow below link for the End User Agreement:

www.tue.nl/taverne

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us at:

openaccess@tue.nl

providing details and we will investigate your claim.



Technische
Universiteit
Eindhoven

Instituut Wiskundige Dienstverlening Eindhoven

RAPPORT IWDE 96 - 06

**STATISTISCHE ASPECTEN BIJ DE
BEMONSTERING VAN CHAMPIGNONVOETJES**

J.Th.M. Wijnen

november 1996



Den Dolech 2
Postbus 513
5600 MB Eindhoven

**STATISTISCHE ASPECTEN BIJ DE
BEMONSTERING VAN CHAMPIGNONVOETJES**

**J.Th.M. Wijnen
november 1996**

**Instituut Wiskundige Dienstverlening Eindhoven
Technische Universiteit Eindhoven
Faculteit Wiskunde en Informatica
Postbus 513
5600 MB Eindhoven**

Statistische aspecten bij de bemonstering van champignonvoetjes

0. Inleiding

Op verzoek van Ingenieursbureau WK Milieuadviezen te Drunen namens CRV b.v. wordt in het navolgende statistisch commentaar gegeven op vragen en opmerkingen in de brief (met bijlagen) van ing.O.Bakker d.d. 6 November 1996. Het onderwerp is de beoordeling van partijen champignonvoetjes met betrekking tot het gehalte Prochloraz.

Het is voor de duidelijkheid van belang onderscheid te maken tussen gemiddelde en standaardafwijking van populaties enerzijds, en gemiddelde en standaardafwijking van steekproeven uit die populaties anderzijds. Voor populaties gebruiken we de symbolen μ resp. σ . Deze grootheden zijn meestal niet bekend, maar ze worden geschat door steekproefgemiddelde en steekproefstandaardafwijking, aan te duiden met x_{gem} resp. s . Aan de hand van steekproefresultaten worden uitspraken gedaan over de populatie waaruit zo'n steekproef afkomstig is. Verondersteld wordt daarbij dat de steekproef een aselechte trekking is uit die populatie.

Uit partijen champignonvoetjes wordt volgens norm NVN 5860 een monster genomen en vervolgens geanalyseerd. Het meetresultaat x kan opgevat worden als één aselechte trekking uit een populatie van meetresultaten met gemiddelde μ (het gehalte van de partij) en standaardafwijking σ . Deze standaardafwijking is een maat voor de spreiding in meetresultaten als gevolg van meetfouten en monsternamen. Daarnaast treden ook variaties op als gevolg van verschillen tussen partijen van één kweker en tussen partijen van verschillende kwekers. Deze verschillen kunnen toevallig van aard zijn, maar ook veroorzaakt worden door beperkt gebruik of andere dosering e.d. De beschikbare gegevens geven geen informatie over de mate waarin deze foutenbronnen de spreiding in meetresultaten beïnvloeden. Een goed opgezet onderzoek waarin met deze verschillende oorzaken van spreiding rekening wordt gehouden zou hier inzicht in kunnen verschaffen.

1. Onderzoeksinspanning van een kweker

Van één kweker, die Prochloraz heeft gebruikt volgens het doseringsvoorschrift, zijn een twintigtal analysesresultaten bekend (zie bijlage). De berekening van gemiddelde en standaardafwijking leiden tot het volgende resultaat:

$$x_{gem} = 56,9 \text{ en } s = 27,9$$

Hieruit kan met betrouwbaarheid groter dan 0,99 worden geconcludeerd dat het gemiddelde gehalte Prochloraz in partijen van deze kweker (bij gebruik volgens doseringsvoorschrift) groter is dan 50 mg/kgds.

Om met een betrouwbaarheid van 95% aan te tonen dat het gemiddelde gehalte van een partij minder is dan 50 ($\mu < 50$) op basis van één analyse moet voor het meetresultaat gelden:

$$x < \mu - t_{0,05,19} * s = 50 - 1,73 * 27,9 = 1,73$$

Als uit een partij 5 monsters worden geanalyseerd kan met 95% betrouwbaarheid worden beweerd dat het gehalte van de partij minder is dan 50 als het gemiddelde van de 5 bepalingen voldoet aan:

$$x_{gem} < \mu - t_{0,05,19} * s/\sqrt{5} = 50 - 1,73*27,9/\sqrt{5} = 28,4$$

Deze bewering kan met dezelfde betrouwbaarheid (95%) worden gedaan als alle 5 analyseresultaten kleiner zijn dan 50: als het partijgemiddelde 50 is, dan is de kans dat alle 5 metingen kleiner zijn dan 50 gelijk aan $0,5^5 = 0,03 < 0,05$. Hierbij wordt wel verondersteld dat de verdeling van de meetwaarden normaal (althans symmetrisch) is met gemiddelde 50.

Als het partijgemiddelde kleiner is dan 50, dan is de kans dat het steekproefgemiddelde kleiner is dan 28,4 groter dan de kans dat alle 5 meetwaarden kleiner zijn dan 50. Het is dus beter om het steekproefgemiddelde te gebruiken.

De gegeven meetwaarden betreffen verschillende partijen. Om een uitspraak te doen over een bepaalde partij is kennis nodig over de spreiding in die partij. De spreiding binnen een partij zal over het algemeen kleiner zijn dan de spreiding tussen partijen; de gebruikte schatting zal daarom een overschatting zijn van de ware standaardafwijking. Vermoedelijk zal daarom de berekende grenswaarde voor x resp. x_{gem} te klein zijn. In de bijlage van de brief wordt opgemerkt dat de op een na laatste vier meetwaarden afkomstig zijn van één partij. Uit berekening blijkt dat de standaardafwijking van deze 4 waarnemingen groter is dan de standaardafwijking van de overige 16 waarnemingen: dit lijkt in tegenspraak te zijn met de bewering dat variaties binnen een partij kleiner zijn dan die tussen partijen.

Een ander punt is dat niet bekend is of standaardafwijkingen van partijen variëren van partij tot partij (van kweker tot kweker, in de tijd).

Als de dosering wordt verminderd zal het gehalte in de partij wellicht evenredig afnemen. Het is niet duidelijk in welke mate dat met de spreiding gebeurt. Wel zal het zo zijn dat als het gemiddelde gehalte erg klein wordt dat ook de spreiding kleiner wordt. Ook zal de verdeling scheef worden en dus niet meer normaal zijn. Het is in elk geval onjuist om bij gewijzigde dosering in bovenstaande berekeningen de waarden van μ en met name s met een factor te vermenigvuldigen.

2. Onderzoeksprogramma Provincie Gelderland

Een eerste opmerking betreft de wijze waarop de monstername plaats vindt, zoals dat beschreven wordt bij de perioden 1 en 2 en bij voorschrift 5.3.4: 'Vooraf wordt in overleg met de dienst Milieu en Water bepaald op welke dagen bij welke ontdoeners een steekproef wordt genomen'. Deze formulering suggereert dat belanghebbenden (kweker en/of afvalverwerker) tevoren weten of kunnen weten waar en wanneer een steekproef wordt genomen. Dit biedt gelegenheid tot manipulatie van analyseresultaten. Statistische beschouwingen gaan er vanuit dat verschillen in meetresultaten (deels) van toevallige aard zijn; alleen dan zijn verantwoorde conclusies te trekken uit waarnemingen. Het is daarom noodzakelijk dat plaats en tijdstip van monstername door het lot worden bepaald en dat belanghebbenden niet op de hoogte zijn van het verlotingsresultaat.

Het is niet mogelijk om te zeggen dat het protocol al of niet toereikend is om met

betrouwbaarheid 0,95 de uitspraak te doen dat op ieder tijdstip in een jaar de champignonvoetjes voldoen aan de norm, dat een individuele bepaling een waarde kleiner dan 50 mg/kgds moet opleveren. Uitspraken met een zekere betrouwbaarheid worden (in dit verband) gedaan over populatiegemiddelden en zijn gebaseerd op steekproefresultaten. Er kan derhalve op basis van het onderzoeksprogramma geen uitspraak worden gedaan over afzonderlijke partijen, immers de te analyseren monsters zijn bij een correcte uitvoering van de bemonstering een aselechte steekproef uit de populatie van aangeboden partijen.

Het is natuurlijk wel mogelijk om uitgaande van meetwaarden uit eerdere onderzoeken uit te rekenen hoe groot de kans P is dat het protocol leidt tot een negatief resultaat: het niet verlenen of intrekken van een vergunning.

Om problemen van niet-normaliteit van de verdeling van meetwaarden te omzeilen kan uit de onderzoeksgegevens de kans p om een meetwaarde groter dan of gelijk aan 50 te vinden worden geschat. Op basis van deze schatting kan vervolgens de kans P worden uitgerekend.

Als eisen worden geformuleerd hoe groot de kans P moet zijn bij zekere waarden van p kan berekend worden of het voorliggende protocol daaraan voldoet en zo niet, hoe zo'n protocol er dan wel uit zou moeten zien.

Van de 20 gegevens van één kweker (zie bijlage) zijn 11 waarden groter dan of gelijk aan 50 mg/kgds. De schatting voor p is daarom 0,55. Dan geldt voor de eerste periode van het protocol dat de kans dat deze kweker niet meer voor inname van champignonvoetjes in aanmerking komt gelijk is aan $1 - (0,55)^2 = 0,70$. Als 0,55 een goede schatting is van p voor alle aangeboden partijen dan is de kans op niet verlenen of intrekken van de vergunning $P = 1 - (0,55)^{400} = 1$.

In april 1994 is door de Provincie Gelderland een onderzoek gedaan waarbij bij 35 kwekers o.a. een bepaling is gedaan van het gehalte Prochloraz (zie bijlage). De verdeling van de meetwaarden is duidelijk heel erg scheef onder meer omdat een aantal kwekers het middel niet gebruikten. Van deze 35 bepalingen waren er 6 groter dan of gelijk aan 50 mg/kgds. Dit geeft $p = 0,17$. De kans op een negatief resultaat in de eerste periode wordt dan $P = 1 - (1 - 0,17)^{400} = 1$.

Een vervolgonderzoek in de maanden juli en augustus van 1995 betrof monsters van 11 kwekers (zie bijlage). Ook hier is de verdeling zeer scheef: bij 8 kwekers was het gehalte minder dan 2 mg/kgds. Twee waarden voldeden niet aan de norm dus $p = 0,18$.

Hieruit volgt $P = 1 - (1 - 0,18)^{400} = 1$.

Ook de vraag hoe groot de kans p , dat een enkele meting groter dan of gelijk is aan 50, ten hoogste mag zijn zó dat de kans P op een negatief resultaat in de eerste periode bijv. niet groter is dan 0,01 kan beantwoord worden: $p < 1 - (0,99)^{1/400} = 0,000025$. Dit betekent dat gemiddeld 1 op 40.000 metingen een waarde groter dan of gelijk aan 50 mg/kgds mag opleveren.

Uit $P = 0,5$ volgt $p < 1 - (0,5)^{1/400} = 0,0017$ (1 op 580).

Op basis van de beschikbare gegevens leidt het onderzoeksprogramma van de Provincie Gelderland vrijwel zeker al in de eerste periode tot een negatief resultaat.

Het is heel gebruikelijk om als een eerste resultaat van keuring positief is de keuringsintensiteit te verminderen. In dat kader past het om in de tweede periode het aantal te analyseren monsters te reduceren en vervolgens, na weer een positief resultaat, de intensiteit nog eens te verminderen door de periode te verlengen. Om de consequenties voor de kans op het vinden van gevaarlijk afval te kunnen beoordelen is meer gecompliceerd rekenwerk nodig.

Als verschillen tussen kwekers erg groot zijn en als ook grote tijdseffecten optreden (weinig of geen gebruik in de winter en intensiever gebruik in de zomer bijv.) dan is een meer gedetailleerd controlesysteem, rekening houdend met deze verschillen, waarschijnlijk effectiever. Zo'n systeem kan pas ontwikkeld worden als meer bekend is over de foutenstructuur (aard van variaties) van deze metingen. Deze kennis kan worden verkregen door het op verantwoorde wijze verzamelen en (statistisch) analyseren van meer gegevens per kweker in meerdere perioden per jaar.

3. Conclusies

Het is op basis van de verstrekte informatie niet mogelijk om een antwoord te geven op alle gestelde vragen. Daarvoor is meer inzicht nodig hoe groot verschillen binnen en tussen partijen zijn, wat de invloed is van de seizoenen, hoe groot verschillen tussen kwekers zijn. Dit inzicht kan verkregen worden met een goed opgezet onderzoek, waarin op evenwichtige wijze al deze bronnen van variatie in rekening worden gebracht.

Voor een individuele kweker kan een bovengrens worden berekend voor een enkele meting en voor het gemiddelde van meerdere metingen. Het gebruik van de steekproefstandaard-afwijking van de gegeven 20 metingen is waarschijnlijk niet voor iedere kweker toepasbaar, omdat het spreidingsgedrag bij kwekers heel verschillend kan zijn.

Als het resultaat van de bepalingen van partijen afkomstig van de kweker die Prochloraz gebruikt volgens doseringsvoorschrift algemene geldigheid heeft (hetgeen niet vast te stellen is uit de beschikbare gegevens) dan zal de onderzoekprocedure van de Provincie Gelderland zeker leiden tot niet verlenen of intrekken van de vergunning. Dit geldt uiteraard alleen als de monsternamen aselect in plaats en tijd plaatsvindt.

In werkelijkheid echter zullen ook andere partijen worden aangeboden, waardoor de kans op overschrijding van de norm lager zal zijn. Onderzoeksresultaten uit 1994 en 1995 geven aan dat de kans op negatieve resultaten ook dan vrijwel 1 is.

Een efficiënter controlemechanisme dan het provinciale protocol kan alleen worden ontworpen als meer inzicht is verkregen in de foutenstructuur van de Prochlorazbepalingen.

J.Th.M.Wijnen
Eindhoven, 25 November 1996

Bijlage

- Bij een kweker die Prochloraz heeft toegepast conform het doseringsvoorschrift zijn 20 monsters geanalyseerd. De waarnemingen in mg/kgds (afgerond op gehele getallen) zijn in volgorde van grootte:

17; 21; 24; 25; 30; 36; 45; 46; 49; 50; 51; 61; 67; 68; 69; 85; 92; 97; 98; 107.

- Een inventarisatieronde bij 10% van de champignontelers in Gelderland in april 1994 leidde tot de volgende 35 waarnemingen van het gehalte Prochloraz in mg/kgds (in volgorde van grootte):

0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0; 0,35; 0,45; 0,45; 0,45; 0,8;
2,4; 3,2; 3,4; 4,2; 5,8; 6,5; 7,3; 7,9; 26,4; 50; 60; 77; 84; 100; 145.

- Een vervolgccontrole in juli en augustus 1995 betrof 11 monsternamen met in volgorde van grootte de volgende gehalten Prochloraz in mg/kgds:

<1,0; <1,0; <1,0; <1,0; <1,0; <2,0; <2,0; <2,0; 42; 61; 98.

Opmerking: bij de statistische berekeningen is ervan uitgegaan dat de waarnemingen aselechte trekkingen zijn uit de populaties waarover uitspraken worden gedaan.