



Voorspellen van het uitbetalingsgewicht van zetmeelaardappelen uit stikstofmetingen tijdens het groeiseizoen

Vertrouwelijk

L.M.W. Akkermans & R.J.F. van Haren



Nota 180



Voorspellen van het uitbetalingsgewicht van zetmeelaardappelen uit stikstofmetingen tijdens het groeiseizoen

L.M.W. Akkermans & R.J.F. van Haren

Plant Research International B.V., Wageningen
april 2002

Nota 180

© 2002 Wageningen, Plant Research International B.V.

Alle rechten voorbehouden. Niets uit deze uitgave mag worden verveelvoudigd, opgeslagen in een geautomatiseerd gegevensbestand, of openbaar gemaakt, in enige vorm of op enige wijze, hetzij elektronisch, mechanisch, door fotokopieën, opnamen of enige andere manier zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van Plant Research International B.V.

Plant Research International B.V.

Adres : Droevendaalsesteeg 1, Wageningen
: Postbus 16, 6700 AA Wageningen
Tel. : 0317 - 47 70 00
Fax : 0317 - 41 80 94
E-mail : post@plant.wag-ur.nl
Internet : <http://www.plant.wageningen-ur.nl>

Inhoudsopgave

	pagina
1. Inleiding	1
2. Methode	3
2.1 Methode A: samenvatten SPAD-lijnen in enkele kengetallen	3
2.2 Methode B: Opnemen van ruwe SPAD-waarden in de regressie	4
2.3 De modelformule	4
2.4 Besliscriterium	5
2.5 Toepassing van de methode in de praktijk	6
3. De data	9
4. Resultaten voor Methode A	11
4.1 Stap 1: Bepalen van de kengetallen	11
4.2 Stap 2: Selectie van variabelen en modellen voor nader onderzoek	13
4.3 Model voor SPAD: $n\text{trap} + \text{irrigatie} + K_0$	13
4.3.1 Onderzoek naar variantiecomponenten	14
4.3.2 Parameterschattingen	14
4.3.3 Validatie van het gevonden model	16
4.3.4 Overschrijdingskansen	17
4.3.5 Tabel met predicties en met standaard voorspelfouten	19
4.4 Model voor LRED: $\text{ras} + n\text{trap} + \text{irrigatie} + K_1$	20
4.4.1 Opstellen model	21
4.4.2 Validatie	22
4.4.3 Overschrijdingskansen	22
4.4.4 Standaard voorspelfouten	22
5. Methode B: gebruik van ruwe metingen	23
6. Samenvatting, conclusie en discussie	25
7. Literatuur	27
Bijlage I. Berekening standaard voorspelfouten	2 pp
Bijlage II. Formules berekenen regressiecoëfficiënten in Stap 1	2 pp.
Bijlage III. Normale verdeling	1 p.
Bijlage IV. Proefschema's	4 pp.
Bijlage V. De data	13 pp.
Bijlage VI. SPAD: grafieken per ntrap Bijlage	3 pp.
Bijlage VII. LRED: grafieken per ntrap	3 pp.

Bijlage VIII.	REDEDGE: grafieken per Ntrap	3 pp.
Bijlage IX.	SPAD: grafieken per ras	3 pp.
Bijlage X.	LRED: grafieken per ras	3 pp.
Bijlage XI.	REDEDGE: grafieken per ras	3 pp.
Bijlage XII.	Residuenplot SPAD	1 p.
Bijlage XIII.	Residuenplot LRED	1 p.
Bijlage XIV.	Predictor SPAD: Voorspelde uitbetalingsgewichten als functie van K_0 , per berekening en ntrap.	2 pp.
Bijlage XV.	Predictor SPAD: Standaard voorspelfouten (sep's) als functie van K_0 , per berekening en ntrap	2 pp.
Bijlage XVI.	Predictor LRED: Voorspelde uitbetalingsgewichten als functie van K_1 , per berekening, ntrap en ras	3 pp.
Bijlage XVII.	Predictor LRED: Standaard voorspelfouten (sep's) als functie van K_1 , per berekening, ntrap en ras	3 pp.

1. Inleiding

Dit onderzoek gaat over de relatie tussen de opbrengst van zetmeelaardappelen en stikstofmetingen tijdens het groeiseizoen. De bedoeling is een instrument te ontwikkelen waarmee tijdens het groeiseizoen kan worden beslist of er al dan niet moet worden bijgemest. De stikstofwaarden zijn op twee manieren bepaald: met de SPAD-meter en met de cropscanmethode. Voor beide meetmethoden zullen resultaten worden gepresenteerd.

2. Methode

De methode wordt hier beschreven voor de SPAD-metingen, maar geldt mutatis mutandis ook voor de cropscanmetingen (lambdared en rededge). Op een aantal proefvelden verschillend in grondsoort, ras, beregening en stikstoftrap is tijdens het groeiseizoen een aantal malen de SPAD-waarde gemeten. Aan het eind van het seizoen is de opbrengst gemeten, dit is het uitbetalingsgewicht (ubg) in tonnen per hectare. Vervolgens wordt een relatie gezocht tussen het uitbetalingsgewicht en de in de loop van de tijd gemeten SPADwaarden. Het valt te verwachten dat de gevonden relatie zal variëren met o.a. ras, stikstoftrap en beregening.

De op verschillende tijdstippen gemeten SPAD-waarden zullen waarschijnlijk tamelijk sterk gecorreleerd zijn, daarom is het niet verstandig alle meetwaarden zonder meer in een regressie op te nemen. Bij multicollineariteit zouden namelijk de geschatte regressiecoëfficiënten erg onbetrouwbaar worden. Om dit probleem te voorkomen zijn twee verschillende mogelijkheden onderzocht, methode A en methode B. In methode A worden de zgn. ‘SPAD-lijnen’, die het verloop van de SPADwaarden in de tijd beschrijven, samengevat in enkele kengetallen. Als deze kengetallen goed gekozen worden, zijn zij waarschijnlijk ook stabiel dan de individuele SPADwaarden. In methode B worden slechts één of twee ruwe SPAD-waarden gebruikt om het uitbetalingsgewicht mee te voorspellen. Beide methoden worden hieronder beschreven.

2.1 Methode A: samenvatten SPAD-lijnen in enkele kengetallen

Methode A bestaat uit 3 stappen:

1. In Stap 1 wordt voor elk proefveld het verloop van de SPADwaarden in de tijd onderzocht met behulp van regressie-analyse; een lineair of kwadratisch verband lijkt het meest voor de hand te liggen. De hier gevonden regressiecoëfficiënten zijn de kengetallen die een rol spelen in Stap 2.
2. In Stap 2 wordt een model gezocht om het uitbetalingsgewicht (ubg) te voorspellen uit de in Stap 1 gevonden kengetallen en andere relevante variabelen. Een indicatie omtrent de nauwkeurigheid van de voorspelling is eveneens van belang.
3. Na afronding van het onderzoek kan het in Stap 2 gevonden model op nieuwe gegevens worden toegepast, d.w.z. als een boer in de loop van een volgend seizoen SPAD-waarden meet, kan hij het model gebruiken om een indruk te krijgen over de mogelijk opbrengst. Als deze opbrengst (te) laag is, kan eventueel worden bijgemest.

Het berekenen van de kengetallen gebeurt voor elk proefveld afzonderlijk; hierbij hoeven geen aannames te worden gemaakt over vergelijkbaarheid van velden met bijvoorbeeld hetzelfde ras en dezelfde stikstoftrap. Het vaststellen van de kengetallen is puur een vorm van datareductie.

In Stap 2 moet ook de nauwkeurigheid van de voorspelling voor een nieuw veld worden bepaald. Deze wordt gegeven door de standaardvoorspelfout (engels: de ‘standard error of prediction’ ofwel sep). De sep hangt af van de modelparameter σ^2_e en van de afstand van de x-waarden van het nieuwe veld ten opzichte van de x-waarden waarmee het model is opgesteld. Daarnaast is bij het vaststellen van deze nauwkeurigheid een belangrijke vraag of er sprake is van random variatie op hogere niveaus dan alleen het proefveld. Wellicht is er ook random variatie ten gevolge van bijvoorbeeld locatie proefboerderij, jaar, en ligging van de plots ten opzichte van elkaar. Deze controle is met name van belang omdat betrouwbaarheidsintervallen en overschrijdingskansen een belangrijke rol zullen spelen bij de beslissing al dan niet te gaan bijmesten. Deze grootheden zijn erg gevoelig voor ten onrechte verwaarloosde random effecten. Als de random variatie op hogere hiërarchische niveaus klein is kan met een ‘gewoon’

regressiemodel worden volstaan; is zij groot dan moet, ook bij de parameterschattingen, een variantie-componentenmodel worden gebruikt. Bijlage I beschrijft de berekening van de sep's meer in detail.

Een laatste opmerking bij Methode A is dat bij regressie in het algemeen de aanname dient te worden gedaan dat de onafhankelijke variabelen foutloos gemeten zijn. Dat is hier niet het geval: de kengetallen zijn geschatte regressiecoëfficiënten, met een zekere variantie. Verwaarlozen van deze meetfout leidt tot onderschatting van de waarde van de regressiecoëfficiënten in Stap 2. Besloten is om deze meetfout toch te verwaarlozen, en wel om 3 redenen: 1. modellen om met deze variatie rekening te houden zijn tamelijk complex; 2. als de meetfout in x relatief klein is ten opzichte van die in y , nadert de oplossing tot de gewone kleinste kwadraten oplossing; en 3. regressie is in het algemeen tamelijk robuust tegen afwijkingen van deze aanname. Met name als kan worden aangenomen dat de simultane verdeling van voorspellers en uitbetalingsgewicht multivariaat normaal is, kan 'gewone' kleinste kwadraten regressie worden toegepast.

2.2 Methode B: Opnemen van ruwe SPAD-waarden in de regressie

Methode B omzeilt het probleem van de multicollineariteit door niet alle, maar slechts enkele ruwe SPAD-waarden in de regressie op te nemen. Bij deze methode vervalt dus als het ware Stap 1: één of twee gemeten SPAD-waarden fungeren hier direct zelf als 'kengetallen' in de voorspelling van het uitbetalingsgewicht. De verwachting is dat de opbrengstvoorspelling met deze methode minder nauwkeurig zal zijn: de gemeten SPAD-waarden zullen meer random variatie vertonen dan de in methode A berekende kengetallen, die steeds op ongeveer 6 SPAD-metingen gebaseerd zijn.

2.3 De modelformule

Als de random variantiecomponenten op hogere niveaus verwaarloosbaar zijn, kan het model voor de voorspelling van ubg worden samengevat als

$$u = \sum_{j=0}^J \beta_j x_j + \varepsilon, \quad \text{met residuele variantie } \text{Var}(\varepsilon) = \sigma_e^2. \quad (1)$$

Hier is u het uitbetalingsgewicht, de variabelen x_j zijn de variabelen die het uitbetalingsgewicht zouden kunnen voorspellen, de coëfficiënten β_j zijn regressiecoëfficiënten, en ε is het residu. De parameter β_0 is het intercept, en x_0 is een vector van louter énen. Kwalitatieve variabelen, zoals bijvoorbeeld aardappelras, zijn in de vergelijking opgenomen als dichotome indicatorvariabelen. De modelparameter σ_e^2 representeert de residuele variantie. De parameters in het model, te weten de β 's en σ_e^2 , zijn niet bekend en moeten uit de data worden geschat. De schattingen worden hier weergegeven als $\hat{\beta}$ en $\hat{\sigma}_e^2$. Hiermee ziet het model voor het voorspelde uitbetalingsgewicht er als volgt uit:

$$\hat{u} = \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j x_j, \quad \text{met geschatte residuele variantie } \hat{\sigma}_e^2. \quad (1)$$

De verklarende variabelen x_j zijn bijvoorbeeld ras en/of stikstoftrap, gemeten SPAD-waarden of kengetallen uit Stap 1, en eventuele interacties daartussen. Als de parameters van dit model zijn geschat kan met deze formule voor een nieuw veld, waarvan de x -variabelen bekend zijn, een voorspelling worden gedaan voor het uitbetalingsgewicht.

2.4 Besliscriterium

Er zijn tenminste drie criteria waarop de beslissing al dan niet bij te mesten zou kunnen worden gebaseerd. Deze worden hieronder beschreven.

De bedoeling is om op grond van een tijdens het groeiseizoen voorspeld uitbetalingsgewicht een beslissing te nemen over de noodzaak van bijmesten. Een eerste idee is dan om een streefgewicht vast te stellen, en dan te kijken of dit gewicht haalbaar lijkt. Als streefgewicht zou bijvoorbeeld 90% van het in dit onderzoek behaalde maximale uitbetalingsgewicht kunnen dienen. Hier doet zich echter een moeilijkheid voor. Gesteld dat 90% van het maximaal aangetroffen gewicht 95 ton/ha is. En gesteld, laten we dit Voorbeeld 1 noemen, dat het voorspelde ubg 80 ton/ha bedraagt, met een voorspelfout van 7 ton/ha. Dan loopt het tweezijdige 95% betrouwbaarheidsinterval (waarin we niet eens geïnteresseerd zijn; zie beneden) ongeveer van 80-14 tot 80+14 is van 66 tot 94 ton/ha. De gewenste 95 ton/ha ligt buiten dit interval, dus het zal waarschijnlijk niet gehaald worden. Maar stel nu, Voorbeeld 2, dat het voorspelde ubg 87 ton/ha is, met bijbehorend betrouwbaarheidsinterval [73, 101]. Dan ligt het streefgewicht binnen dit interval. Dat wil zeggen het kan niet worden uitgesloten dat dit gewicht wordt gehaald. Maar dit is nog lang geen garantie dat het ook werkelijk gehaald zal worden. Om zo'n 'garantie' te krijgen zou in feite het gehele betrouwbaarheidsinterval boven de 95 moeten liggen, dat wil zeggen er is geen tweezijdig maar een eenzijdig betrouwbaarheidsinterval nodig. Maar bij een hoog streefgewicht zal dat slechts zeer zelden het geval zijn.

Tabel 1. Voorbeeld van de werking van de besliscriteria.

	$\hat{u}bg$	$\hat{s}ep$	ubg_{str}	95% B.I. tweez.	ubg_{mn}	95% B.I. eenz.	$P(ubg > str)$	$P(ubg > mn)$
Vb 1	80 t/ha	7	95	66 - 94	70	> 68.5	.02	.92
Vb 2	87 t/ha	7	95	73 - 101	70	> 75.5	.13	.99

Het lijkt dus logischer om in plaats van het hoge streefgewicht een soort 'minimaal gewenst gewicht' vast te stellen, en bij te mesten op het moment dat dit minimale gewicht onhaalbaar lijkt. Stel dat 70 ton/ha zo'n minimumgewicht is. Een eenzijdig betrouwbaarheidsinterval is bij deze lagere waarde een begrijpelijke grootte. In Voorbeeld 2 begint het eenzijdige interval bij $87 - 1.64 * 7 = 87 - 11.5 = 75.5$. Dit interval ligt in zijn geheel boven de 70 ton/ha, dus hier hoeft niet te worden bijgemest. In Voorbeeld 1 begint het interval bij $80 - 1.64 * 7 = 80 - 11.5 = 68.5$. Dit interval ligt niet geheel boven de 70 ton/ha, dus is het niet 'voor 95% zeker' dat het werkelijke uitbetalingsgewicht straks meer dan 70 ton/ha zal zijn. Het lijkt er dus op dat ook met dit bijgestelde criterium hier moet worden besloten tot bijmesten.

Echter, de kans op een uitbetalingsgewicht boven de 70 ton/ha in Voorbeeld 1 is dan wel kleiner dan 95%, maar deze kans bedraagt, zoals we zullen zien, nog steeds meer dan 90%. De kans is dus toch wel tamelijk groot dat het gewenste minimale uitbetalingsgewicht ook zonder bijmesten zal worden behaald. Plots waarop onnodig wordt bijgemest dragen bij aan de zogenaamde fout van de 2e soort, dit is het verwerpen van de alternatieve hypothese terwijl die in feite waar is. Om zeker te zijn van een hoge opbrengst wil je de fout van de eerste soort (alpha, ofwel de onbetrouwbaarheids-drempel) klein houden. Vaak wordt voor de maximale waarde van deze kans 5% genomen, wat dan leidt toe een 95% betrouwbaarheids-interval. Maar hoe kleiner de kans op een fout van de eerste soort, hoe groter de kans op een fout van de tweede soort zal worden: als je heel zeker wilt zijn van een hoge opbrengst, zul je vaak moeten bijmesten, terwijl het soms ook zonder bijmesten goed gekomen zou zijn. De fout van de tweede soort is te vergelijken met het dragen van een autogordel: je draagt hem altijd, maar meestal

is het niet nodig. Het bijmesten is in feite een soort premie die je betaalt om je van het uitbetalingsgewicht te verzekeren.

In principe is het mogelijk een afweging te maken tussen de kansen op een fout van de eerste en van de tweede soort, maar dit is niet eenvoudig, omdat $\Pr(\text{fout II})$ afhangt van de werkelijke, onbekende, waarde van het uitbetalingsgewicht. Als er een (relatief) gewicht zou kunnen gegeven aan elke ton extra opbrengst (dus de waarde van de winst), en ook een (negatief) gewicht aan elke kilo extra mest (de waarde van het verlies), dan is het wel mogelijk om een optimum te zoeken tussen bijmesten en extra opbrengst. Dit is zeker een mogelijkheid die in vervolgonderzoek verder zou kunnen worden onderzocht.

Op dit moment lijkt het verstandig om niet met betrouwbaarheidsintervallen te werken, maar met overschrijdingskansen voor zowel het minimaal gewenste als het streefgewicht. Aannemende dat de ubg 's een normale verdeling volgen rond het voorspelde ubg , met als standaardafwijking de geschatte sep , kunnen deze overschrijdingskansen worden opgezocht in een tabel van de normale verdeling. Het berekenen van de overschrijdingskans van het streefgewicht (95 ton/ha) en het minimumgewicht (70 ton/ha) gaat bij Voorbeeld 1 als volgt:

$$\begin{aligned}\Pr(ubg > str) &= \Pr(ubg > 95) = \Pr[z > (95-80) / 7] = \Pr(z > 2.14) = 1 - .98 = .02. \\ \Pr(ubg > min) &= \Pr(ubg > 70) = \Pr[z > (70-80) / 7] = \Pr(z > -1.43) = .92\end{aligned}$$

Voor Voorbeeld 2, met een voorspeld ubg van 87:

$$\begin{aligned}\Pr(ubg > str) &= \Pr(ubg > 95) = \Pr[z > (95-87) / 7] = \Pr(z > 1.14) = 1 - .87 = .13. \\ \Pr(ubg > min) &= \Pr(ubg > 70) = \Pr[z > (70-87) / 7] = \Pr(z > -2.43) = .99\end{aligned}$$

In Voorbeeld 1 met een voorspeld uitbetalingsgewicht van 80 en sep 7 zijn deze overschrijdingskansen gelijk aan resp. .02 en .92. Met andere woorden, de kans op een ubg van meer dan 95 ton/ha is 2%, de kans op een ubg van meer dan 70 ton/ha is 92%. Dat betekent, grof gezegd, dat er toch wel een vrij grote kans is op het halen van 70 ton/ha. In Voorbeeld 2 met voorspelling 87 en sep 7, zijn die kansen gelijk aan resp. .13 en .99. Het is hier dus vrijwel zeker dat 70 ton/ha wordt gehaald, en de kans op 95 ton/ha is aanzienlijk groter dan bij Voorbeeld 1.

In eerste instantie lijkt het alsof er met deze methode geen harde grenswaarde is om de beslissing op te baseren, en dat de gebruiker iedere keer zelf maar moet bepalen hoe hij het risico van een te lage opbrengst inschat. Ten dele is dat zo: vergeleken met vaste, gegeven, betrouwbaarheidsintervallen voor een vast streef- of minimumgewicht moet nu meer worden gerekend. Maar deze methode heeft twee grote voordelen. Ten eerste zijn hiermee de overschrijdingskansen beschikbaar, zodat iedereen daarmee zijn eigen interval kan opstellen, of dat nu een 95% interval is (wat meestal te streng zal zijn), of bijvoorbeeld een 75% interval. Iemand die erg zeker wil zijn van de opbrengst kan de grens leggen bij $\Pr[ubg > ubg_{min}] > 90\%$ en $\Pr[ubg > ubg_{str}] > 50\%$; iemand die meer hecht aan vermindering van kunstmestgebruik kan de grens leggen bij $\Pr[ubg > ubg_{min}] > 75\%$ en $\Pr[ubg > ubg_{str}] > 5\%$, maar daarmee meer risico lopen om de minimumopbrengst niet te halen. Ten tweede zijn de overschrijdingskansen te berekenen voor elk minimum- en streefgewicht, terwijl de (eenvoudigere) methode van de betrouwbaarheidsintervallen slechts intervallen zou opleveren voor (vaste) uitbetalingsgewichten van bijvoorbeeld 70 en 90 ton/ha.

2.5 Toepassing van de methode in de praktijk

In deze paragraaf wordt samengevat wat er bij toepassen van de ontwikkelde methode in de praktijk moet worden gedaan. Een deel is voor methode A en methode B verschillend; een deel is gelijk.

1. Bepaal waarden voor het minimaal gewenste gewicht en het streefgewicht.
2. Bepaal eventueel minimale gewenste waarden voor de overschrijdingskansen van deze gewichten.
3. Nu wordt het verschillend voor methodes A en B:
 - a. Methode A: meet tijdens het groeiseizoen een aantal malen de SPAD- of lambdared waarde. Er moet minimaal 3 maal gemeten worden, maar liefst meer, bijvoorbeeld 6 maal, anders wordt de meetfout in de geschatte regressiecoëfficiënten te groot. Als er slechts twee maal kan worden gemeten, kan beter methode B worden toegepast. De metingen dienen zo goed mogelijk gespreid te zijn tussen dag 30 en dag 80 (dit zijn dagen na opkomst van het gewas). Voer daarna voor het bemeten veld een lineaire regressie-analyse uit met het dagnummer (dae=days after emergence) als onafhankelijke variabele, en de SPAD-waarde als afhankelijke variabele. De gevonden waarde voor het intercept wordt hieronder K_0 genoemd, en de waarde voor de regressie-coëfficiënt K_1 . Bijlage I geeft de formules waarmee deze coëfficiënten kunnen worden berekend.
 - b. Methode B: meet de SPAD-waarde op dag 34, en eventueel ook op dag 56. Het is belangrijk om echt op deze dagen te meten. Een dag eerder of later kan nog wel, maar niet bijvoorbeeld 5 dagen eerder of later.
4. Bereken het voorspelde uitbetalingsgewicht met behulp van modelformule (1) of uit de Tabellen XIV (SPAD) of XVI (LRED).
5. Zoek de sep op in een van de tabellen in Bijlage XV (SPAD) of XVII (LRED) (verderop wordt besproken hoe deze tabellen tot stand zijn gekomen).
6. Bereken $z_{\min} = (ubg - ubg_{\min}) / s\hat{e}p$ en $z_{str} = (ubg - ubg_{str}) / s\hat{e}p$.
7. Zoek in Bijlage III de overschrijdingskansen op van z_{\min} en van z_{str} .
8. Als deze kansen te laag zijn: dan bijmesten. Deze beslissing wordt genomen door
 - a. ofwel de gevonden waarden te vergelijken met de in stap 2 bepaalde gewenste waarden;
 - b. ofwel op basis van een subjectieve inschatting.

3. De data

De data bestaan uit SPAD-, cropscan- en opbrengstmetingen aan twee rassen, bij 3 verschillende stikstoftrappen en 2 beregeningstoestanden:

1. ras 0: KARAKTER
 2. ras 1: SERESTA;
- daarnaast
1. ntrap 0: geen bemesting;
 2. ntrap 1: alleen basisbemesting;
 3. ntrap 2: adviesgift;
- en
1. irrigatie 0: geen beregening;
 2. irrigatie 1: wel beregening.

Van de cropscanmetingen zijn de rededge index (rededge) en lambdarededge (lambdared) gebruikt. Afhankelijke variabele is het uitbetalingsgewicht in tonnen per ha.

De proeven zijn uitgevoerd op de proefboerderijen Kooijenburg te Rolde (KB; zandgrond) en 't Kompas te Valthermond (KP; dalgrond), in 1999 en 2000. In totaal zijn gegevens van 144 proefvelden geanalyseerd. Dit betrof 2 (proefboerderijen) \times 2 (jaren) \times 2 (ras) \times 3 (ntrap) \times 3 (herhalingen) \times 2 (beregeningstoestanden) = 144 proefvelden. De 4 combinaties van proefboerderij en jaar zullen verder worden aangeduid als proeven. De namen van de 4 proeven zijn KB9020, KB9036, KP9039 en KP9060.

Proefschemas KB9020 en KP9039 zijn beschreven in de publicaties *Velviset al* (2000); de schema's KP9060 en KB9036 zijn beschreven in Bijlage IV. In 3 van de 4 proeven is de ligging van de proefveldjes gelijk: 3 proefveldjes binnen 1 plot; 4 plots binnen 1 herhaling; 3 herhalingen binnen 1 proef. De 3 proefveldjes binnen 1 plot hebben hetzelfde ras en beregening, en variëren in stikstoftrap.

In de vierde proef (KB9036) is de ligging anders: daar liggen 3 proefveldjes binnen 1 herhaling; 3 herhalingen binnen 1 beregeningstoestand; en 2 beregeningen binnen 1 proef. De factoren herhaling en beregening zijn hier precies andersom als bij de andere 3 proeven. Dit zal consequenties hebben voor het onderzoek naar random variantie-componenten.

De SPAD- en cropscanmetingen zijn gedurende het groeiseizoen diverse malen herhaald; in dit onderzoek worden alleen de metingen tussen de 30^e en 80^e dag na opkomst van het gewas betrokken, omdat daarna niet meer kan worden bijgemest. Bijlage V bevat de data voor SPAD, Lambdared en de Rededge index.

Tabel 2 hieronder geeft gemiddelden en standaardafwijkingen voor het uitbetalingsgewicht per proef, alsmede de aangetroffen minimum- en maximumwaarde. In Proef KP9060 komen twee extreme waarden voor (117 en 122 ton), en in Proef KP9039 is een ubg van 120 ton. Deze drie plots zijn vóór het fitten van de modellen uit de data verwijderd.

Tabel 2. Gemiddelde en standaardafwijkingen van ubg (in ton/ha) per proef.

proefid	NOBS	MEAN	SD	MIN	MAX
KB9020	36	71.11	13.34	50.03	91.6
KB9036	36	80.79	9.45	58.81	99.0
KP9039	36	75.64	14.26	46.55	120.6
KP9060	36	88.94	13.72	64.49	122.1

4. Resultaten voor Methode A

In deze paragraaf wordt gezocht naar regressiemodellen die het uitbetalingsgewicht voorspellen uit kengetallen die het verloop van de stikstofmetingen in de tijd beschrijven. Er worden resultaten vermeld voor drie verschillende stikstof-indicatoren namelijk SPAD, LRED en de REI. Eerst worden de samenvattende kengetallen gezocht; daarna komt het verband met ubg aan de orde.

4.1 Stap 1: Bepalen van de kengetallen

In Stap 1 van het onderzoek wordt voor alle proefvelden het verloop onderzocht van de stikstofafname in de tijd. Als stikstofindicatoren fungeren SPAD, lambdared (LRED) en de rededge-index (REI). Omdat de bedoeling van het onderzoek is, te kijken of het nodig is bij te mesten, worden alleen de dagen 30-80 na opkomst van het gewas in de analyse betrokken. Bijlage VI bevat grafieken van de SPAD-curves, Bijlage VII bevat hetzelfde voor LRED en Bijlage VIII voor de REI. De grafieken zijn gegeven per proefboerderij, en per proefboerderij zijn de figuren uitgesplitst naar stikstoftrap (geen stikstofgift, alleen basisbemesting, en adviesgift). Bijlagen IX, X en XI bevatten dezelfde lijnen, maar nu uitgesplitst naar ras. In de figuren valt het volgende op:

1. Duidelijk is te zien dat in de meeste gevallen de lijnen voor onbemeste velden het laagst liggen
2. De verschillen tussen de beide rassen zijn veel minder duidelijk dan die tussen ntrap.
3. Bij de SPAD-metingen lijkt een lineair verloop in de tijd een redelijke aanname; bij enkele veldjes is het verloop onregelmatig.
4. Bij LRED lijkt het verloop in de tijd niet zo sterk. Voorzover het er is, is het ook niet helemaal duidelijk of het lineair dan wel kwadratisch is.
5. Bij de REI lijkt het verloop in de tijd kwadratisch.
6. Bij de REI is, met name op KB9020, het verschil tussen de stikstoftrappen erg groot.

Op basis van deze inspectie zal voor SPAD in Stap 1 een lineair verband worden aangenomen, voor de REI een kwadratisch verband, en voor LRED zullen beide verbanden worden onderzocht. De dan gevonden regressiecoëfficiënten worden verder 'kengetallen' genoemd: K0 is het intercept, K1 de coëfficiënt van dae (days after emergence), en K2 de eventuele coëfficiënt van dae^2 .

Omdat de geschatte regressiecoëfficiënten gecorreleerd zijn, soms tamelijk sterk, zijn ook alternatieve kengetallen onderzocht: een rechte lijn wordt bepaald door 2 punten op die lijn, een kwadratische lijn door 3. In plaats van intercept en 1 of 2 regressiecoëfficiënten kunnen dus ook 2 of 3 punten van de regressielijn als kengetal genomen worden.

De percentages verklaarde variantie voor de curves die het verloop van stikstof in de tijd samenvatten, zijn samengevat in Tabel 3. Voor het percentage verklaarde variantie wordt de zogenaamde 'adjusted R^2 ' gebruikt, dit is een variant van R^2 waarin een correctie is aangebracht voor het aantal termen in het model. Een model met meer termen, dat slechts weinig beter is dan een model met minder termen, kan een lagere R^2_{adj} krijgen.

Tabel 3. *Samenvatting resultaten van de regressies in Stap 1.*

Summary statistics for R^2_{adj}	SPAD	LRED-lin	REI-quad	LRED-kwad
Number of values	144	144	144	144
Number of observations	139	128	138	130
Number of missing values	5	16	6	14
Mean	0.760	0.620	0.781	0.736
Minimum	0.040	0.008	0.020	0.030
Maximum	1.000	0.988	1.000	1.000
Standard deviation	0.213	0.271	0.228	0.251

In deze tabel staat voor elk van de 4 onderzochte modellen een samenvatting van de aangetroffen waarden voor R^2_{adj} op alle 144 proefveldjes. Bij alle vier de modellen komen lage waarden van R^2_{adj} voor, soms is R^2_{adj} zelfs negatief (de ‘missing values’ in de tabel). Op deze veldjes wordt het verloop van stikstof in de tijd niet beschreven door een lineair of kwadratisch verband.

De vraag is of de veldjes met lage R^2 in de vervolganalyse mee moeten doen. Mocht het hier te ontwikkelen model ooit in de praktijk worden gebruikt, dan zal waarschijnlijk het aantal SPAD- of LRED-metingen lager zijn dan hier. Het ontdekken van uitbijters is dan moeilijker. Hierdoor bestaat een reële kans dat het model toegepast zal worden op velden met een gelijksoortig onregelmatig verloop. Weglaten van deze velden uit de analyse zou de op te stellen betrouwbaarheidsintervallen kunstmatig te laag houden. Besloten is daarom alle velden mee te laten doen, omdat dergelijke metingen ook later kunnen vóórkomen. Velden met een negatieve R^2_{adj} hebben in het algemeen een K0 die ongeveer gelijk is aan het gemiddelde van de SPAD-waarden, en een K1 rond de 0.

De REI met lineair verband geeft over het algemeen de laagste verklaarde varianties.

De gevonden regressiecoëfficiënten (intercept en 1 regressiecoëfficiënt voor de lineaire modellen; intercept en 2 coëfficiënten voor de kwadratische modellen) zijn samengevat in Tabel 4. Omdat de gemeten waarden van SPAD, LRED en REI in verschillende ranges liggen, zijn de geschatte coëfficiënten ook van verschillende grootteorde.

Tabel 4. *Samenvattende beschrijving van K0 en K1 voor SPAD, LRED en Lambdared.*

	SPAD		LRED quad			LRED lin		REI quad		
	K0	K1	K0	K1	K2	K0	K1	K0	K1	K2
Mean	58.76	-.26	726.2	.16	-.0020	732.0	-.064	-16.98	1.52	-.013
Sd	6.08	.12	8.8	.33	.0034	2.5	.083	20.11	.78	.008
Min	46.27	-.56	700.7	-.44	-.012	727.0	-.304	-82.7	.20	-.040
Max	72.63	.01	740.5	1.10	.0042	738.0	.078	22.23	4.16	0

4.2 Stap 2: Selectie van variabelen en modellen voor nader onderzoek

In deze paragraaf wordt met behulp van kleinste kwadraten regressie onderzocht of het mogelijk is een redelijke voorspelling voor het uitbetalingsgewicht te verkrijgen. In eerste instantie wordt hierbij nog geen rekening gehouden met het feit dat er wellicht gecorreleerde residuen zijn, waardoor in plaats van een kleinste kwadraten regressie een variantiecomponenten-analyse nodig zou kunnen zijn. De functie van deze eerste verkenning is vooral om een indruk te krijgen van de relevante variabelen. Het opstellen van definitieve verantwoorde modellen gebeurt dan daarna.

Als onafhankelijke variabelen zijn vele combinaties van ras, stikstoftrap, irrigatie en de kengetallen uit Stap 1 in ogenschouw genomen. In Tabel 5 wordt voor elke stikstof-indicator het 'beste' gevonden model gepresenteerd:

Tabel 5. Beste model voor elke stikstofindicator, kleinste kwadratenmethode.

	Stap 1	Model	R ² _{adj}
SPAD	Lineair	Ntrap + irrigat + K0	68.8
LRED	Lineair	Ras + ntrap + irrigat + K1	69.9
LRED	Quadratisch	Ras + ntrap + irrigat + K0 + K1	69.3
REI	Quadratisch	Ras + ntrap + irrigat + K0 + K1 + K2	50.5

De eerste kolom geeft aan welke soort stikstofmeting wordt gebruikt; kolom 2 noemt de aard van het verband waarin in Stap 1 het verloop van de meetwaarden in de tijd werd gemodelleerd (lineair of kwadratisch); kolom 3 geeft de namen van de variabelen die bij voorspellen van het uitbetalingsgewicht moeten worden betrokken; en kolom 4 geeft het percentage verklaarde variantie in ubg, dat met het genoemde model wordt bereikt. Voor het percentage verklaarde variantie wordt weer de 'adjusted R²' gebruikt. Het kengetal K0 duidt altijd het intercept van de regressielijn aan; K1 geeft de regressiecoëfficiënt van dae, en K2 is de regressiecoëfficiënt van dae²=dae*dae. Bij SPAD en LRED, waarvoor in Stap 1 een lineair model is gefit, is er geen K2. Toevoegen van de nog 'ontbrekende' kengetallen (K1 bij SPAD, K0 bij LRED lineair, K2 bij LRED kwadratisch) leidde niet tot meer verklaarde variantie in ubg. Ook toevoegen van Ras bij SPAD verbeterde het model niet. De modellen met alternatieve kengetallen leidden niet tot meer verklaarde variantie, terwijl dan wel alle kengetallen mee moesten doen. De hier gepresenteerde modellen zijn dus eenvoudiger.

De reden voor het achterblijven van de verklaarde variantie bij de REI is dat daar meer random variatie is op het niveau van het proefbedrijf. Toevoegen van proefbedrijf als verklarende variabele in het model verhoogde R²_{adj} nergens, behalve bij REI: daar werd die dan ook rond de 70%.

Omdat een lineair model in Stap 1 de procedure eenvoudiger houdt, en omdat het wenselijk is om zo weinig mogelijk variatie aan het proefbedrijf te moeten toeschrijven, is besloten alleen verder te gaan met SPAD en LRED-lineair.

4.3 Model voor SPAD: ntrap+irrigatie+K0

De analyses worden hier tamelijk uitvoerig beschreven; bij de presentatie van de resultaten voor LRED kan het dan minder uitgebreid.

4.3.1 Onderzoek naar variantiecomponenten

Zoals reeds in Tabel 5 is vermeld blijkt dat ntrap, irrigatie en K0 samen in staat zijn het uitbetalingsgewicht redelijk te voorspellen (merk op dat het ras niet in de vergelijking zit, en ook dat er geen interactietemen voorkomen):

$$u\hat{b}g = f(ntrap + irrig + K0).$$

Bij het uitvoeren van kleinste kwadraten regressie is een voorwaarde dat de residuen ongecorrleerd zijn. Daaraan is hier wellicht niet voldaan: het is heel goed mogelijk dat de residuen van proefveldjes binnen eenzelfde proefbedrijf meer op elkaar lijken dan residuen van proefveldjes van verschillende proefbedrijven. Daarom moet de variantiestructuur worden onderzocht op de aanwezigheid van random componenten op hogere niveaus.

Bij dit onderzoek konden, zoals reeds vermeld in Paragraaf 3, in eerste instantie slechts 3 van de 4 proeven worden meegenomen. De variantiestructuur in deze 3 proeven wordt om te beginnen gemodelleerd als PROEF/HERH/PLOT/VELD, dat wil zeggen:

1. het laagste niveau is het proefveldje;
2. 3 veldjes in een plot;
3. 4 plots (= 12 veldjes) in een herhaling;
4. 3 herhalingen (=12 plots; = 36 veldjes) in een proef;
5. 4 proeven (=144 veldjes) in het onderzoek.

De hierboven genoemde variabelen ntrap, irrigatie en K0 zijn als 'systematisch deel' in de analyse opgenomen. In het zo ontstane model worden voor de 4 variantiecomponenten van PROEF/HERH/PLOT/VELD de waarden .01, .01, 7.58 en 55.95 gevonden, dat wil zeggen dat de herhalingen keurig nette herhalingen zijn, hun random variantiecomponent is ongeveer 0. Ook de proeven (lokatie/jaar combinaties) vertonen, na verdisconteren van ntrap, irrigatie en K0, geen merkbare random variatie meer. Blijft dus over een structuur met variatie op alleen plot- en veldniveau. Deze random structuur kan wel op alle 4 de proeven worden gelegd; daarom is de analyse herhaald, nu met alle 4 de proeven, en random structuur PLOT/VELD. Ditmaal werd gevonden $\hat{\sigma}_{plot}^2 = 2.98$ en $\hat{\sigma}_e^2 = 51.08$, met standaardfouten van resp. 4.99 en 7.57. Omdat de variatie op plotniveau veel kleiner is dan die op veldniveau, en bovendien niet significant, is besloten deze te verwaarlozen. Derhalve kan uiteindelijk toch worden volstaan met een 'gewoon' regressiemodel, dat met kleinste kwadraten wordt geschat.

4.3.2 Parameterschattingen

De parameterschattingen voor het definitieve model staan met hun standaardfouten vermeld in Tabel 6. De coëfficiënten van ntrap zijn afwijkingen ten opzichte van het niveau 2, d.w.z. de opbrengst bij geen bemesting is ruim 19.5 ton/ha lager dan bij de adviesbemesting. Bij basisbemesting is de opbrengst bijna 3.5 ton/ha lager. Evenzo leidt irrigatie tot 5.5 ton meer opbrengst dan geen irrigatie.

Tabel 6. Parameterschattingen model voor SPAD, methode A.

	Estimate	St. error
Constant	153.60	6.18
Ntrap 0	-19.62	1.52
Ntrap 1	-3.38	1.54
Ntrap 2	0	--
Irrigatie 0	0	--
Irrigatie 1	5.52	1.24
K0	-1.20	.10
σ	7.35	Nog
R^2_{adj}	68.8	

Bijlage XII bevat een residuenplot van dit model. In deze grafiek zijn de voorspelde uitbetalingsgewichten afgezet tegen de bijbehorende residuen. Omdat de variabele Ras niet in het model zit, zijn de punten in deze grafiek weergegeven met de eerste letter van het ras dat op het betreffende proefveld geplant was. De residuen zijn mooi normaal verdeeld, en het is inderdaad duidelijk dat er geen systematisch verband met ras meer te ontdekken valt, dat wil zeggen dat toevoegen van Ras de fit niet meer noemenswaard zou verbeteren.

Een voorbeeld van de toepassing van het gevonden model: stel een nieuw veld wordt beplant, met het ras Seresta, het veld wordt beregend, er wordt alleen basisbemesting gegeven, er worden SPAD-metingen gedaan, en de gevonden kengetallen uit Stap 1 zijn K0 en K1. Bij het toepassen van de regressievergelijking moeten voor factoren (dat wil zeggen voor niet-continue variabelen) zogenaamde dummyvariabelen worden gemaakt, die het niveau van de factor representeren. Vanwege de volgorde waarin de variabelen in de tabel staan krijgt een veld met stikstofniveau 0 (geen bemesting) voor de 3 dummies van ntrap de waarden 1, 0, 0; een veld met ntrap 1 (basisbemesting) krijgt 0, 1, 0, en een veld met ntrap 2 (adviesgift) krijgt 0, 0, 1. In principe zijn voor een factor met 3 niveaus slechts 2 dummy variabelen nodig; daarom heeft één van deze dummies een coëfficiënt 0. Het voorspelde ubg voor dit veld wordt nu gegeven door

$$\begin{aligned} \hat{ubg} &= 153.60 - 19.62 * 0 - 3.38 * 1 + 0 * 0 + 0 * 0 + 5.52 * 1 - 1.20 * K0 \\ &= 153.60 - 3.38 + 5.52 - 1.20 * K0 \\ &= 155.74 - 1.2 * K0 \end{aligned}$$

Omdat het ras niet in het model voorkomt zou voor het ras Karakter dezelfde vergelijking gevonden worden. Vergelijkingen voor andere combinaties van de x-variabelen zijn op analoge wijze uit de coëfficiënten af te leiden. De vergelijkingen staan vermeld in Tabel 7.

Tabel 7. SPAD: uitgewerkte modellen voor combinaties van ntrap en irrigatie.

	Ntrap	0 (geen bemesting)	1 (basisgift)	2 (adviesgift)
Irrigatie				
0		133.98 - 1.20 * K0	150.20 - 1.20 * K0	153.60 - 1.20 * K0
1		139.50 - 1.20 * K0	155.74 - 1.20 * K0	159.12 - 1.20 * K0

Omdat er geen interactietermen in het model zitten, lopen al deze regressielijnen evenwijdig; ze verschillen alleen in intercept. De coëfficiënt van K0 is negatief. Aangezien K0 het intercept is van de regressie die het verloop van de SPADwaarden in de tijd beschrijft, lijkt dit te suggereren dat een hogere beginwaarde van SPAD in het algemeen tot lager uitbetalingsgewicht leidt. Inderdaad is de correlatie tussen ubg en K0 gelijk aan -0.48. Over een verklaring voor dit feit kan wellicht nog verder worden nagedacht.

4.3.3 Validatie van het gevonden model

Het opgestelde model is met behulp van kruisvalidatie gevalideerd. Kruisvalidatie werkt als volgt. Eén van de 4 proefbedrijven, zeg bedrijf K, wordt weggelaten. Het model wordt geschat op de gegevens van de andere 3 bedrijven. Met de gevonden coëfficiënten worden vervolgens voorspellingen gedaan voor het uitbetalingsgewicht van proefvelden van het weggelaten bedrijf:

$$\hat{ubg}_{iK} = \sum_{j=0}^J \hat{\beta}_j^{(K)} X_{ijK}, \quad i=1\dots 36, K=1\dots 4;$$

waarin i een veld is op proefbedrijf K, de regressiecoëfficiënt $\hat{\beta}_j^{(K)}$ geschat is op de drie andere proefbedrijven, dat wil zeggen op de bedrijven zonder bedrijf K; en de index j loopt over de variabelen in het model. Deze procedure wordt in totaal viermaal uitgevoerd, zodat uiteindelijk voor alle velden op elk proefbedrijf een voorspelling is gemaakt met behulp van parameters die waren geschat op gegevens van de andere drie bedrijven. De zo gevonden voorspellingen zijn op twee manieren onderzocht.

Ten eerste zijn deze voorspellingen vergeleken met de werkelijke uitbetalingsgewichten en het percentage verklaarde variantie R^2 is berekend. Gevonden werd $R^2 = 64\%$. Deze waarde is niet veel lager dan de 68.8 procent uit Tabel 6 hierboven. Dit betekent dat het model, wanneer het gefit wordt op alle 4 de bedrijven, wellicht tamelijk robuust zal zijn bij toepassing op een nieuw bedrijf. Een kanttekening hierbij is wel dat wat hier steeds als 4 bedrijven wordt aangemerkt, in feite 2 bedrijven zijn in twee verschillende jaren.

Ten tweede is de validiteit van het gefitte model nog op een andere manier onderzocht. Bij de kruisvalidatie is ook voor elk proefveld een schatting gemaakt van de bijbehorende standaard voorspelfout (de sep):

$$s\hat{e}p_{iK} = \hat{\sigma}_e^{(K)} \sqrt{1 + \mathbf{x}_{iK}^T (\mathbf{X}^{(K)T} \mathbf{X}^{(K)})^{-1} \mathbf{x}_{iK}}, \quad i=1\dots 36, K=1\dots 4$$

waarin $s\hat{e}p_{iK}$ de geschatte sep is voor proefveld i op proefbedrijf K, $\mathbf{X}^{(K)}$ de designmatrix is uit de betreffende kruisvalidatieset (de datamatrix van de drie proefbedrijven zonder K), T staat voor de getransponeerde, $\hat{\sigma}_e^{(K)}$ is de geschatte errorvariantie in kruisvalidatie K, en \mathbf{x}_{iK} zijn de x-waarden van het betreffende proefveld. Voor alle veldjes is zo dus naast de voorspelling ook een bijbehorende standaardfout berekend. Met behulp van deze geschatte sep's is voor elke voorspelling een 95 procent betrouwbaarheidsinterval opgesteld. Hierbij is aangenomen dat de verdeling van ubg rond de voorspelde waarde normaal is, zodat het 95% betrouwbaarheidsinterval gegeven wordt door

$[\hat{ubg}_{iK} - 1.96 * s\hat{e}p_{iK}, \hat{ubg}_{iK} + 1.96 * s\hat{e}p_{iK}]$. Vervolgens is voor elk daadwerkelijk gerealiseerd uitbetalingsgewicht gekeken of het al dan niet in het opgestelde betrouwbaarheidsinterval ligt. Idealiter is dat bij een 95% betrouwbaarheidsinterval in 95% van de gevallen het geval. In het onderzoek bleek dit niet in 95, maar in 89 procent van de gevallen (van de 141 velden) zo te zijn. Dit wordt met name veroorzaakt door KP9060, de proef waarvoor al in Tabel 2 duidelijk was dat de uitbetalingsgewichten hoger liggen dan bij de andere proeven, en waarvan reeds enkele velden wegens een extreem hoog uitbetalingsgewicht bij de analyses buiten beschouwing zijn gelaten. Het ubg ligt bij deze proef 9 maal boven de bovengrens van het betrouwbaarheidsinterval, en 5 maal eronder. De 2 velden met extreem

hoog uitbetalingsgewicht zijn hierbij nog niet eens meegerekend. De resultaten van de validatie zijn samengevat in Tabel 8.

Tabel 8. Resultaten kruisvalidatie SPAD.

	Alle data	Kruisvalidatie
Percentage verklaarde variantie	68.8%	64.0%
Percentage in 95% B.I.	n.v.t.	89%

Gezien de lichte onderschatting van de grootte van de voorspelfout, is het verstandig om in de toekomst, bij toepassing van het model, de grenzen van betrouwbaarheidsintervallen met enige voorzichtigheid te hanteren.

4.3.4 Overschrijdingskansen

In Paragraaf 2.3 is betoogd dat een 95% betrouwbaarheidsinterval niet geschikt is als criterium om over bijmesten te beslissen, maar dat daarvoor overschrijdingskansen beter bruikbaar zijn.

Zonder tabel wordt hier vermeld dat gebruik van het betrouwbaarheidsinterval-criterium op 140 van de 141 plots (99 procent van het totaal) tot de beslissing zou leiden dat er moet worden bijgemest om voldoende zekerheid te krijgen over het behalen van een streefgewicht van, zeg, 90 ton/ha. De methode is dus inderdaad weinig zinvol, want dat had ook zonder deze berekeningen wel bedacht kunnen worden. In 21 van deze 140 gevallen (15 procent van de 140) was bijmesten niet nodig geweest, omdat het uitbetalingsgewicht ook zonder bijmesten boven de 90 ton/ha gekomen was. Zie Tabel 9 hieronder.

Ook voor het minimumgewicht heeft deze methode niet de gewenste eigenschappen. Bij natellen blijkt dat op 83 plots (58 procent van het totaal) de beslissing genomen zou worden om bij te mesten, ten einde voldoende zekerheid te krijgen over het minimale uitbetalingsgewicht van 70 ton/ha. Maar in 58 procent van deze gevallen (48 van de 83 plots) was dat niet nodig geweest! Ook hier blijkt de methode van betrouwbaarheidsintervallen weinig geschikt.

De standaard error waarvan bij deze berekeningen gebruik is gemaakt is niet de sep, maar de seres (standard error of the residuals). De sep is de standard error of prediction. Dit is een maat voor de ruis in de voorspelling van een nieuw punt, dat wil zeggen een punt dat niet is gebruikt bij het opstellen van het model. De sep is dus van toepassing bij kruisvalidatie, en bij toepassen van het model op nieuwe data van bijvoorbeeld een volgend jaar. De seres is de standaard error van de residuen; dit is een maat voor de ruis bij de voorspelling van ubg voor een punt dat ook gebruikt is om de parameters te schatten.

Tabel 9. Betrouwbaarheidsinterval is geen goed besliscriterium.

	Bijmesten	Ten onrechte bijgemest
Streefgewicht: 90 ton/ha	140 plots (59% van 141)	21 plots (15% van 140)
Minimumgewicht: 70 ton/ha	83 plots (99% van 141)	48 plots (58% van 83)

Ook in deze paragraaf wordt gebruik gemaakt van het model dat is opgesteld op de 141 velden, om uitspraken te doen over overschrijdingskansen bij diezelfde 141 velden. Daarom is ook hier de seres van toepassing en niet de sep. De seres wordt berekend als

$$seres_i = \hat{\sigma}_e \sqrt{1 - [\mathbf{X}(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}]_{ii}},$$

waarin de index i het i^e element van de diagonaal van de betreffende matrix aanduidt. Bij deze berekeningen zijn alle velden betrokken. Wanneer later overschrijdingskansen moeten worden berekend voor nieuwe data, is weer de sep van toepassing. Dat zal dan worden vermeld. Tabel 10 bevat de berekende rechter overschrijdingskansen voor enkele van de 141 proefvelden.

Tabel 10. Overschrijdingskansen voor minimum- en streefgewicht, SPAD.

PB-veldnr	ntrap	ubg	fit	seres	bilo	biup	in	cp70	gt70	cp90	gt90
KB9020-003	0	55.3	53.3	7.09	39.4	67.2	1	1	0	0	0
KB9020-005	0	64.0	62.7	7.21	48.5	76.8	1	15	0	0	0
KB9020-009	0	53.8	57.2	7.21	43.1	71.4	1	4	0	0	0
KB9020-010	0	50.5	53.1	7.17	39.1	67.2	1	1	0	0	0
KB9020-002	2	85.4	79.7	7.20	65.6	93.8	1	91	1	8	0
KB9020-006	2	88.0	89.5	7.24	75.3	103.7	1	100	1	47	0
KB9020-007	2	81.5	80.9	7.24	66.8	95.1	1	93	1	11	0
KB9020-012	2	80.3	84.3	7.24	70.1	98.5	1	98	1	21	0
KB9020-001	1	76.2	71.8	7.17	57.7	85.9	1	60	1	1	0
KB9020-004	1	87.0	72.2	7.18	58.1	86.3	0	62	1	1	0
KB9020-008	1	74.2	74.6	7.23	60.4	88.8	1	74	1	2	0
KB9020-011	1	67.7	63.3	7.12	49.3	77.3	1	17	0	0	0
•											
•											
•											
KP9060-036	1	98.5	91.6	7.15	77.6	105.6	1	100	1	59	1
Totaal							133	-	105	-	22
Gemiddelde/Percentage							94	74	74	19	16

De kolommen van deze tabel hebben de volgende inhoud:

Kolom

1. PB: naam proefboerderij; en Veldnr: veldnummer binnen proefboerderij.
2. Ntrap: stikstoftrap: 0 = geen; 1 = basisgift; 2 = adviesgift.
3. Ubg: gerealiseerd uitbetalingsgewicht.
4. Fit: voorspeld uitbetalingsgewicht (ook *ubg* genoemd).
5. *seres*: schatting voor de standaard error van de residuen.
6. Bilo: Ondergrens van 95% betrouwbaarheidsinterval.
7. Biup: Bovengrens van dit interval.
8. In: Zit het gerealiseerde ubg in betrouwbaarheidsinterval: 0=nee, 1=ja.
9. Cp70: P(ubg > 70 ton/ha). Dit is de rechter overschrijdingskans (cumulatieve probability) van het minimaal gewenste uitbetalingsgewicht, aannemende dat dit minimumgewicht 70 ton/ha bedraagt.
10. Gt70: is het gerealiseerde uitbetalingsgewicht groter dan 70 ton/ha: 0=nee, 1=ja. In deze kolom staat een 1 als het gerealiseerde ubg groter is dan 70 ton/ha.
11. Cp90: P(ubg > 90 ton/ha). Rechter overschrijdingskans van het streefgewicht, aannemende dat het streefgewicht 90 ton/ha bedraagt.
12. Gt90: is het gerealiseerde uitbetalingsgewicht groter dan 90 ton/ha: 0=nee, 1=ja.

Onderaan in de tabel staan totalen en percentages.

De rechter overschrijdingskans van het minimumgewicht geeft de kans dat het te bereiken uitbetalingsgewicht groter zal zijn dan 70 ton/ha; de rechter overschrijdingskans van het streefgewicht geeft dezelfde kans maar dan voor het streefgewicht. Inspecteren van deze beide kansen kan leiden tot de beslissing om bij te mesten. Als voorbeeld wordt de kans voor KB9020-007 hier berekend als

$$z_{\min} = (ubg_{\min} - ubg) / se\hat{e}s = (70 - 80.9) / 7.24 = -10.9 / 7.24 = -1.51 \text{ met rechter overschrijdingskans } .93; \text{ en}$$

$$z_{str} = (ubg_{str} - \hat{u}bg) / se\hat{e}p = (90 - 80.9) / 7.24 = 9.1 / 7.24 = 1.26 \text{ met rechter overschrijdingskans } 1 - .89 = .11.$$

In de tabel staan weer betrouwbaarheidsintervallen, maar nu is gekeken naar de kans dat het gerealiseerde uitbetalingsgewicht in dit interval ligt, en niet het streef- of minimumgewicht. Bij 133 van de 141 velden ligt het gerealiseerde ubg in het 95% betrouwbaarheidsinterval; dit is bij 94%. De gemiddelde kans op een uitbetalingsgewicht boven de 70 ton/ha (d.w.z. het gemiddelde van kolom 10) gelijk aan .74; en het totale aantal werkelijk gerealiseerde uitbetalingsgewichten boven de 70 ton bedraagt 105, wat 74% van de 141 is. Bij het voorspellen van een ubg boven de 90 ton/ha is de overeenkomst tussen beide percentages iets kleiner: het gemiddelde van kolom 12 bedraagt 19%; en het werkelijke aantal velden met een uitbetalingsgewicht boven de 90 ton bedraagt 22, wat 16% van het totaal is. De verdeling is blijkbaar aan de bovenkant iets scheef in plaats van normaal.

Gemiddeld geven deze overschrijdingskansen dus vrij goed weer wat er zal gebeuren. De overschrijdingskansen van het minimum- en streefgewicht kunnen derhalve inderdaad worden geïnterpreteerd als de kans op een uitbetalingsgewicht groter dan resp. het minimum- en het streefgewicht. Voor de praktijk betekent dit het volgende: eerst wordt een minimum- en een streefgewicht vastgesteld; vervolgens worden de bij deze gewichten behorende overschrijdingskansen berekend. Stel deze kansen bedragen, zoals bij KB9020, veld 007, zijn resp. .93 en .11. Worden deze kansen acceptabel gevonden, dan hoeft niets te worden gedaan; worden ze te laag gevonden dan kan worden bijgemest.

Zoals reeds gezegd, indien gewenst kan een harde grens worden geïntroduceerd door tevoren minimumwaarden vast te stellen voor deze twee overschrijdingskansen. Bijvoorbeeld, minimaal 75 en 10% .

4.3.5 Tabel met predicties en met standaard voorspelfouten

De geschatte waarde van de sep voor een veldje bij een voorspeld uitbetalingsgewicht hangt, behalve van de geschatte modelparameter $\hat{\sigma}_e^2$ en de matrix $(\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}$, alleen af van de waarden van de geobserveerde x-variabelen. Bij gegeven data x is de berekening in principe een kwestie van vermenigvuldigen en optellen, maar omdat dit bewerkelijk is zijn de sep's berekend en in Bijlage XV op een rijtje gezet. Toen was het niet veel extra moeite om ook de predicties voor alle combinaties te berekenen en uit te printen.

Bijlage XIV bevat, voor K0 variërend tussen 40 en 80, de voorspelde uitbetalingsgewichten per beregning- en bemestingsconditie. In het onderzoek kwamen deze hoge en lage K0-waarden niet voor: de aangetroffen waarden varieerden tussen 46 en 73. De vetgedrukte waarden in de tabel zijn derhalve waarden die in dit onderzoek zijn aangetroffen; de normaal gedrukte waarden aan de boven- en onderkant van de tabel kwamen in dit onderzoek niet voor en behelzen dus in feite extrapolatie. Zoals reeds is opgemerkt in paragraaf 4.3.2 neemt het voorspelde uitbetalingsgewicht af met K0.

In Bijlage XV staan, voor dezelfde K0-waarden, de berekende sep's. Een deel van de tabel in deze bijlage is weergegeven in Tabel 11. Onderaan in de tabel staan het gemiddelde en de standaardafwijking van de waarden in elke kolom.

Tabel 11. *Standaard voorspelfonten als functie van K0, per berekening en ntrap. (deel van Bijlage XV).*

Berekening	Geen berekening			Wel berekening		
	geen	basis	advies	geen	basis	advies
K0						
40.00	7.67	7.74	7.69	7.68	7.75	7.70
....						
46.00	7.55	7.60	7.56	7.55	7.60	7.57
....						
61.00	7.46	7.45	7.46	7.46	7.45	7.46
....						
73.00	7.62	7.57	7.61	7.61	7.56	7.60
74.00	7.64	7.59	7.63	7.64	7.58	7.62
....					7.72	
80.00	7.81	7.73	7.79	7.80	7.55	7.78
Meansep	7.55	7.55	7.56	7.55	0.09	7.55
sdsep	0.10	0.09	0.10	0.10		0.09

Wat onmiddellijk opvalt is dat de waarden in deze tabel elkaar niet veel ontlopen. Het valt daarom zeker te overwegen om 1 gemiddelde waarde voor de sep te hanteren, bijvoorbeeld 7.55.

Bij het in Paragraaf 4.3.1 gegeven voorbeeld van een nieuw veld met berekening en met stikstoftrap 1, zou bij K0=61 een uitbetalingsgewicht worden voorspeld van $155.74 - 1.2 \cdot 61 = 82.54$; en daarbij hoort volgens de tabel in Bijlage XV (en de tabel hierboven) een sep van 7.45. Het verschil met de 82.75 uit Bijlage XIV wordt veroorzaakt door afronding: de coëfficiënt van K0 is niet precies 1.20 maar 1.197. Aannemende dat de residuen bij benadering normaal verdeeld zijn rond de voorspelde waarde kunnen standaardcores worden berekend voor de minimaal gewenste opbrengst (70 ton/ha) en het streefgewicht (90 ton/ha):

$$z_{\min} = (ubg_{\min} - \hat{ubg}) / \hat{sêp} = (70 - 82.54) / 7.45 = -1.68 \text{ met overschrijdingskans } P_{\min} = .95$$

en

$$z_{str} = (ubg_{str} - \hat{ubg}) / \hat{sêp} = (90 - 82.54) / 7.45 = 1.00 \text{ met overschrijdingskans } P_{str} = .16.$$

Met deze overschrijdingskansen lijkt bijmesten niet nodig. De overschrijdingskansen kunnen, zoals reeds eerder vermeld, worden opgezocht in de tabel in Bijlage 0.

4.4 Model voor LRED: ras+ntrap+irrigatie+K1

Bij het onderzoeken van het model voor LRED zijn dezelfde procedures gevolgd als bij SPAD; de beschrijving is daarom tamelijk summier en alleen de resultaten worden gegeven.

4.4.1 Opstellen model

Bij LRED zijn de resultaten vergelijkbaar met die van SPAD, dat wil zeggen ook hier zijn de variantiecomponenten op de twee hoogste niveaus 0, en wat overblijft op niveau 1 is te verwaarlozen: de variantiecomponenten voor PLOT/VELD zijn 7.02/45.34 met standaardfouten 5.31/6.72. Hoewel de PLOT-component hier iets groter is dan bij SPAD, is hij niet significant verschillend van 0. Ook hier kan dus een gewoon kleinste kwadraten model gefit worden. De geschatte modelparameters zijn

	Estimate	St. error
Constant	81.06	1.35
Ras Seresta	10.52	1.29
Ras Karakter	0	--
Ntrap 0	-12.40	1.60
Ntrap 1	-2.12	1.53
Ntrap 2	0	--
Irrigatie 0	0	--
Irrigatie 1	5.46	1.22
K1	90.40	8.28
σ	7.22	
R^2_{adj}	69.9	

Een residuenplot is te vinden in Bijlage XIII. Deze plot is evenmin verontrustend als die voor SPAD. In tegenstelling tot bij het model voor SPAD is hier de coëfficiënt van K1 positief. Echter, de waarden van K1 zijn in het algemeen negatief: het zijn de coëfficiënten die de snelheid van de afname van LRED in de tijd beschrijven. De positieve correlatie tussen ubg en K1 betekent dat een snellere afname van LRED correspondeert met een lagere opbrengst. De negatieve correlatie van ubg met de K0 van SPAD kan nu wellicht toch worden begrepen: K0 en K1 zijn, als geschatte regressiecoëfficiënten, meestal vrij hoog met elkaar gecorreleerd. Een hogere K0 correspondeert in het algemeen met lagere K1, d.w.z. met minder snelle afname.

De uit deze tabel af te leiden regressievergelijkingen voor de afzonderlijke gevallen zijn te vinden in Tabel 12.

Tabel 12. LRED: uitgewerkte modellen voor combinaties van ras, ntrap en irrigatie.

	Seresta		Karakter	
	Irrigatie 0	Irrigatie 1	Irrigatie 0	Irrigatie 1
Ntrap0	$79.18 + 90.40 * K1$	$84.64 + 90.40 * K1$	$68.66 + 90.40 * K1$	$74.12 + 90.40 * K1$
Ntrap1	$89.46 + 90.40 * K1$	$94.92 + 90.40 * K1$	$78.94 + 90.40 * K1$	$84.40 + 90.40 * K1$
Ntrap2	$91.58 + 90.40 * K1$	$97.04 + 90.40 * K1$	$81.06 + 90.40 * K1$	$86.52 + 90.40 * K1$

4.4.2 Validatie

Dit model is op dezelfde wijze gekruisvalideerd als het model voor SPAD. Hier is bij kruisvalidatie R^2 gelijk aan 66.8%; en het percentage uitbetalingsgewichten dat in het 95% betrouwbaarheidsinterval ligt is gelijk aan 94. Dit zijn hele mooie resultaten.

Tabel 13. Resultaten kruisvalidatie LRED.

	Hele model	Kruisvalidatie
Percentage verklaarde variantie	69.9%	66.8%
Percentage in 95% B.I.	n.v.t.	94%

4.4.3 Overschrijdingskansen

In Paragraaf 4.3.4 is uitgelegd hoe de overschrijdingskansen kunnen worden berekend; opnemen van een tabel met enkele voorbeelden is daarom hier niet nodig, Tabel 14 kan meteen een samenvatting van de resultaten geven.

Tabel 14. Samenvatting overschrijdingskansen voor minimum- en streefgewicht, LRED.

	In 95% BI	cp70	gt70	cp90	gt90
Totaal	135	-	105	-	22
Gemiddelde/Percentage	96	75	74	18	16

Bij LRED ligt het gerealiseerde ubg bij 135 van de 141 velden in het 95% betrouwbaarheidsinterval; dit is bij 96%. De gemiddelde kans op een uitbetalingsgewicht boven de 70 ton/ha is hier gelijk aan .75; en het totale aantal werkelijk gerealiseerde uitbetalingsgewichten boven de 70 ton bedraagt uiteraard weer 105, ofwel 74% van de 141. Ook bij het voorspellen van een ubg boven de 90 ton/ha zijn de resultaten vrijwel gelijk aan die bij de SPADmetingen. Ook hier geven de overschrijdingskansen dus, gemiddeld genomen, een vrij goed beeld van wat er zal gaan gebeuren.

4.4.4 Standaard voorspelfouten

Bijlagen XVI en XVII bevatten de tabellen met predicties en voorspelfouten, uitgesplitst naar ras, irrigatietoestand en stikstoftrap, voor diverse waarden van de coëfficiënt K1. Het voorspelde uitbetalingsgewicht neemt toe met de waarde van K1. Toepassen van de tabel in het middelste gebied is waarschijnlijk tamelijk veilig; aan de boven- en onderrand is sprake van extrapolatie. De sep varieert, voor de K1-waarden die in het onderzoek werden aangetroffen, tussen 7.3 en 7.8. Voor lagere waarden van K1 (bij extrapolatie dus) kan de sep oplopen tot maximaal 8.4. In het gebied van 0.3 tot .08 lijkt het toepassen van een gemiddelde waarde van 7.4 of 7.5 wel verantwoord.

5. Methode B: gebruik van ruwe metingen

Bij het gebruik van alleen enkele ruwe metingen bleek dat de random variatie op hogere niveaus niet kon worden verwaarloosd. Uitbetalingsgewichten kunnen wel worden voorspeld, maar het schatten van de overschrijdingskansen wordt hiermee problematisch. Deze methode wordt daarom hier niet verder uitgewerkt.

6. Samenvatting, conclusie en discussie

In dit rapport is een methode beschreven waarmee tijdens het groeiseizoen op basis van veldmetingen een voorspelling gedaan kan worden omtrent het uitbetalingsgewicht van zetmeelaardappelen (Karakter/Seresta). Als de voorspelling te laag uitvalt, kan besloten worden tot bijmesten.

Het gebruik van de methode in de praktijk is als volgt (zie hiervoor ook het schema in paragraaf 2.5). Tijdens het groeiseizoen (dae 30 – 80) wordt een aantal malen de SPAD- of lambdared- waarde gemeten. Om het verloop van deze ‘spadcurve’ of ‘lambdaredcurve’ in de tijd te beschrijven wordt dan een regressie-analyse uitgevoerd met dae als verklarende variabele, en de gemeten spad- of lambdared waarden als afhankelijke variabele. Bijlage II vermeldt hoe deze berekeningen kunnen worden uitgevoerd. Het geschatte intercept wordt hier K_0 genoemd, de geschatte regressie-coëfficiënt K_1 . Vervolgens worden de voor K_0 en/of K_1 gevonden waarden ingevuld in een modelvergelijking, om daarmee een voorspelling van het uitbetalingsgewicht te verkrijgen. Het opstellen van deze modelvergelijking behelst in feite het grootste deel van het onderzoek waarover hier is gerapporteerd. De modelvergelijkingen (er zijn er twee: een voor SPAD en een voor LRED; zie de paragrafen 4.3.2 en 4.4.1) kunnen dus in feite worden gezien als het belangrijkste resultaat van dit onderzoek.

In beide modelvergelijkingen komen zowel de stikstoftrap voor (geen, basis- of adviesgift) als de gegeven irrigatie (wel/niet). Daarnaast speelt bij lambdared ook het ras (SERESTA/KARAKTER) een rol; in de vergelijking voor SPAD leidde toevoegen van het ras niet tot verdere verbetering. Als rekening wordt gehouden met ntrap, ras en irrigatie, hangt het voorspelde uitbetalingsgewicht alleen nog maar af van de waarden van K_0 en/of K_1 (zie ook hiervoor de paragrafen 4.3.2 en 4.4.1). Voor de eenvoud is daarom in Bijlagen XIV en XVI het voorspelde uitbetalingsgewicht als functie van K_0 en/of K_1 getabelleerd voor de verschillende combinaties van ntrap, ras en irrigatie.

Bij het gevonden voorspelde uitbetalingsgewicht behoort een standaard voorspelfout. Ook deze fouten zijn getabelleerd, in Bijlagen XV en XVII. Met behulp van deze standaardfouten kan voor elk gewenst minimum- of streefgewicht worden bepaald hoe groot, gegeven het voorspelde uitbetalingsgewicht, de kans is dat dat streef- of minimumgewicht zal worden gerealiseerd (zie hiervoor paragraaf 2.4). Om deze kansen te bepalen is het gebruik van een tabel van de standaard normale verdeling nodig; deze is opgenomen als Bijlage III.

De methode lijkt zeker mogelijkheden te hebben. Het in dit onderzoek gerealiseerde percentage verklaarde variantie in het uitbetalingsgewicht bedraagt zo’n 68 à 70 procent. Dit is zeer redelijk, zeker ook gezien het feit dat bij kruisvalidatie dit percentage nauwelijks afneemt.

Een aantal praktische problemen verdient echter nog nadere aandacht:

- de gebruiker dient zelf een streef- en/of minimumgewicht vast te stellen, en dient voor het gevonden voorspelde uitbetalingsgewicht de bij deze minimum- en streefgewichten behorende overschrijdingskansen te berekenen c.q. op te zoeken in een tabel. Daarna dient beslist te worden of deze kansen acceptabel zijn. Hoewel dit alles zeker te doen is, is dit toch omslachtiger dan een methode waarbij de gebruiker één resultaatgetal berekent en dit getal vergelijkt met een 1 vaste onveranderlijke altijd geldige kritieke waarde om op deze vergelijking de beslissing tot bijmesten te baseren;
- de noodzaak voor deze wat omslachtige werkwijze ligt in de hoogte van de zg. fout van de tweede soort (bijmesten terwijl het ook daarzonder goed gekomen was) (zie paragraaf 2.4);
- de grootte van de fout van de 2^e soort is erg hoog gebleken. Deze fout wordt zo hoog omdat de fout van de 1^e soort (niet halen van het uitbetalingsgewicht) laag moet blijven. In verder onderzoek zou gekeken kunnen worden of invoeren van een weegfactor voor het relatieve belang van

kunstmestgebruik versus extra opbrengst hierin verbetering kan brengen. Ook zou de mogelijkheid van het gebruik van ROC-curves kunnen worden overwogen.

- een alternatief zou ook nog kunnen zijn om niet persé per individueel veld een uitspraak omtrent de nauwkeurigheid van de voorspelling te willen doen, maar om zo'n uitspraak op een of andere manier te aggregeren op bijvoorbeeld boerderijniveau.
- de SPAD- dan wel LRED curves vertonen soms een onregelmatig verloop in de tijd. Verder onderzoek naar oorzaken hiervan zou wellicht tot betere schattingen van de parameters K_0 en K_1 kunnen leiden, en daarmee tot nauwkeuriger voorspellingen van het uitbetalingsgewicht;

7. Literatuur

Velvis, H., R.J.F. van Haren & J.R. Begeman, 2000.

Ontwikkeling van niet-destructieve methoden ten behoeve van oogstvoorspelling en teeltbegeleiding in de fabrieksaardappelteelt. Plant Research International B.V., Nota nr. 41.

Bijlage I.

Berekening standaard voorspelfouten

Met een eenmaal opgesteld regressiemodel kan voor een nieuw veld, waarvan de x-variabelen bekend zijn en voorspelling worden gedaan voor het uitbetalingsgewicht. Bij het opstellen van een betrouwbaarheidsinterval rond deze voorspelling speelt de standaard voorspelfout (sep) een cruciale rol. De waarde van de sep, en dus de lengte van het betrouwbaarheidsinterval, is afhankelijk van de waarden van de voorspellende variabelen $x_1 \dots x_k$. Elk veld heeft dus in principe een andere sep. In de sep wordt de modelparameter σ_e^2 gecombineerd met de afstand van het 'nieuwe' punt tot het centrum van de 'oude' puntenwolk. De formule voor de standaard voorspelfout hangt voorts af van het gebruikte regressiemodel: is er alleen random variatie op het laagste niveau, dat wil zeggen, kan er met gewone kleinste kwadraten regressie kan worden gewerkt, of is er ook random variatie op hogere niveaus. In de volgende twee sub-paragrafen worden de twee formules voor de sep afgeleid.

Geen random variatie op hogere niveaus: kleinste kwadraten.

Als de random variantiecomponenten op hogere niveaus verwaarloosbaar zijn, luidt de voorspelformule voor het uitbetalingsgewicht, zoals gemeld in paragraaf **Error! Reference source not found.**:

$$\hat{u} = \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j x_j, \text{ met geschatte residuele variantie } \hat{\sigma}_e^2. \quad (1)$$

Hier is u het uitbetalingsgewicht, de variabelen x_j zijn de variabelen die het uitbetalingsgewicht zouden kunnen voorspellen, de coëfficiënten β_j zijn regressiecoëfficiënten, en ε is het residu. De parameter β_0 is het intercept, en x_0 is een vector van louter éenen. Kwalitatieve variabelen, zoals bijvoorbeeld aardappelparas, zijn in de vergelijking opgenomen als dichotome indikatorvariabelen. De modelparameter σ_e^2 representeert de residuele variantie. De grootheden $\hat{\beta}$ en $\hat{\sigma}_e^2$ zijn schattingen voor de respectievelijke parameterwaarden.

De lengte van het betrouwbaarheidsinterval rond een voorspeld uitbetalingsgewicht hangt, behalve van de geschatte residuele variantie $\hat{\sigma}_e^2$, ook af van het feit dat bij herhaling van het gehele experiment hoogstwaarschijnlijk andere regressiecoëfficiënten $\hat{\beta}$ zouden worden gevonden, met andere woorden van de onzekerheid van de gevonden regressielijn. De standard error of prediction (sep), gegeven door

$$sep_{OLS} = \hat{\sigma}_e \sqrt{1 + \mathbf{x}_0^T (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}_0} \quad (2)$$

houdt rekening met de genoemde onzekerheid en kan worden beschouwd als een maat voor de spreiding (standaardafwijking) van het uitbetalingsgewicht van een nieuw veld, zeg veld P_0 , waarvan de waarden op de onafhankelijke variabelen worden aangegeven met de vector \mathbf{x}_0 . De T staat voor getransponeerde, en de matrix \mathbf{X} is de oorspronkelijke designmatrix, dat wil zeggen de matrix met waarden van alle proefvelden in het oorspronkelijke onderzoek. Het subscript OLS onder aan de sep verwijst naar het feit dat het hier gaat om een 'ordinary least squares' regressiemodel.

De sep voor het nieuwe veld P_0 hangt dus van de x-waarden van dit veld af: voor punten die ver weg liggen van het centrum van de puntenwolk \mathbf{X} waarmee het model is opgesteld, zal de sep groter zijn, want daar is de voorspelling minder zeker.

Random variatie op hogere niveaus niet verwaarloosbaar

Wanneer de random variatie ten gevolge van de proefveldligging niet kan worden verwaarloosd, zullen ten eerste de geschatte regressiecoëfficiënten een andere waarde hebben. Maar bovendien verandert de formule voor de sep:

$$s\hat{e}p_{RC} = \sqrt{\hat{\sigma}_e^2 + \hat{\sigma}_1^2 + \dots + \hat{\sigma}_L^2 + \mathbf{x}_0^T (\mathbf{X}^T \mathbf{V}^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}_0} \quad (3)$$

Het subscript RC duidt aan dat het hier gaat om de sep in een 'random componenten' model. De residuele variantie $\hat{\sigma}_e^2$ is de variantie op het laagste niveau, en de varianties $\hat{\sigma}_1^2$ tot en met $\hat{\sigma}_L^2$ zijn alle variantie-componenten op hogere niveaus. De matrix \mathbf{V} is de variantie-covariantiematrix van de residuen.

Ook hier hangt de sep van de x-waarden van het nieuwe veld P_0 af, dat wil zeggen van de waarden van de variabelen op dit nieuwe veld ten opzichte van de waarden waarmee het model berekend is.

Bijlage II.

Formules berekenen regressiecoëfficiënten in Stap 1

In de vergelijking $\hat{y}_i = a + bx_i$ kunnen de parameters a en b geschat worden middels:

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i y_i - N \bar{x} \bar{y}}{\sum_{i=1}^N x_i^2 - N(\bar{x})^2} \quad \text{en} \quad \hat{a} = \bar{y} - \hat{b} \bar{x},$$

waarin $\bar{x} = \sum_{i=1}^N x_i / N$ en $\bar{y} = \sum_{i=1}^N y_i / N$. Hierbij geeft de index i de meting aan en N het totaal aantal observaties.

Een voorbeeld met N=5 metingen:

Meting no:	X=Dae	Y=SPAD	X ²	XY
1	30	100	900	3000
2	40	80	1600	3200
3	50	60	2500	3000
4	60	40	3600	2400
5	70	20	4900	1400
Totaal	250	300	13500	13000
Gemiddelde	50 (=250/5)	60 (=300/5)		

Dit geeft:

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i y_i - N \bar{x} \bar{y}}{\sum_{i=1}^N x_i^2 - N(\bar{x})^2} = \frac{13000 - 5 * 50 * 60}{13500 - 5 * 50 * 50} = \frac{13000 - 15000}{13500 - 12500} = \frac{-2000}{1000} = -2,$$

en

$$\hat{a} = \bar{y} - \hat{b} \bar{x} = 60 - (-2) * 50 = 60 + 100 = 160.$$

De regressievergelijking luidt dus: $SPAD = 160 - 2 * DAE$.

II - 2

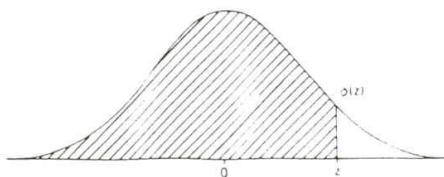
De punten in dit voorbeeld liggen perfect op een rechte lijn, zodat inderdaad voor bijvoorbeeld de eerste observatie geldt dat $160 - 2 \cdot 30 = 100$. Bij realistische datasets zal de voorspelde waarde in het algemeen niet gelijk zijn aan de geobserveerde waarde.

Bijlage III.

Normale verdeling

TABEL C – STANDAARDNORMALE VERDELING

De verdelingsfunctie Φ van de standaard-normale verdeling, vermenigvuldigd met 10 000



z	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0.0	5000	5040	5080	5120	5160	5199	5239	5279	5319	5359
0.1	5398	5438	5478	5517	5557	5596	5636	5675	5714	5753
0.2	5793	5832	5871	5910	5948	5987	6026	6064	6103	6141
0.3	6179	6217	6255	6293	6331	6368	6406	6443	6480	6517
0.4	6554	6591	6628	6664	6700	6736	6772	6808	6844	6879
0.5	6915	6950	6985	7019	7054	7088	7123	7157	7190	7224
0.6	7257	7291	7324	7357	7389	7422	7454	7486	7517	7549
0.7	7580	7611	7642	7673	7704	7734	7764	7794	7823	7852
0.8	7881	7910	7939	7967	7995	8023	8051	8078	8106	8133
0.9	8159	8186	8212	8238	8264	8289	8315	8340	8365	8389
1.0	8413	8438	8461	8485	8508	8531	8554	8577	8599	8621
1.1	8643	8665	8686	8708	8729	8749	8770	8790	8810	8830
1.2	8849	8869	8888	8907	8925	8944	8962	8980	8997	9015
1.3	9032	9049	9066	9082	9099	9115	9131	9147	9162	9177
1.4	9192	9207	9222	9236	9251	9265	9279	9292	9306	9319
1.5	9332	9345	9357	9370	9382	9394	9406	9418	9429	9441
1.6	9452	9463	9474	9484	9495	9505	9515	9525	9535	9545
1.7	9554	9564	9573	9582	9591	9599	9608	9616	9625	9633
1.8	9641	9649	9656	9664	9671	9678	9686	9693	9699	9706
1.9	9713	9719	9726	9732	9738	9744	9750	9756	9761	9767
2.0	9772	9778	9783	9788	9793	9798	9803	9808	9812	9817
2.1	9821	9826	9830	9834	9838	9842	9846	9850	9854	9857
2.2	9861	9864	9868	9871	9875	9878	9881	9884	9887	9890
2.3	9893	9896	9898	9901	9904	9906	9909	9911	9913	9916
2.4	9918	9920	9922	9925	9927	9929	9931	9932	9934	9936
2.5	9938	9940	9941	9943	9945	9946	9948	9949	9951	9952
2.6	9953	9955	9956	9957	9959	9960	9961	9962	9963	9964
2.7	9965	9966	9967	9968	9969	9970	9971	9972	9973	9974
2.8	9974	9975	9976	9977	9977	9978	9979	9979	9980	9981
2.9	9981	9982	9982	9983	9984	9984	9985	9985	9986	9986
3.0	9987	9987	9987	9988	9988	9989	9989	9989	9990	9990
3.1	9990	9991	9991	9991	9992	9992	9992	9992	9993	9993
3.2	9993	9993	9994	9994	9994	9994	9994	9995	9995	9995
3.3	9995	9995	9995	9996	9996	9996	9996	9996	9996	9997
3.4	9997	9997	9997	9997	9997	9997	9997	9997	9997	9998
3.5	9998	9998	9998	9998	9998	9998	9998	9998	9998	9998
3.6	9998	9998	9999	9999	9999	9999	9999	9999	9999	9999

Voorbeeld: $P(z < 0,68) = 0,7517$

Bijlage IV.

Proefschema's

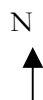
Proefschema KP 9039, kwaliteitsaspecten in het rassenbeproevingsonderzoek

Lokatie: Proefboerderij 't Kompas' te Valthermond

Perceel: 70V

Proef jaar: 1999

Grondsoort: dalgrond



0101	2201	1211	2111
3	6	9	12
1101	0201	2211	1111
2	5	8	11
2101	1201	0211	0111
1	4	7	10

0212	2112	0102	1202
15	18	21	24
2212	1112	2102	0202
14	17	20	23
1212	0112	1102	2202
13	16	19	22

2213	1113	0203	1103
27	30	33	36
0213	2113	1203	2103
26	29	32	35
1213	0113	2203	0103
25	28	31	34

Code:

- 1^e cijfer: Stikstofbemesting
 0 = 0 kg N/ha
 1 = 90 kg N/ha (Karakter), 100 kg N/ha (Seresta)
 2 = 175 kg N/ha (Karakter), 250 kg N/ha (Seresta)
- 2^e cijfer: Ras
 1 = Seresta
 2 = Karakter
- 3^e cijfer: Beregening
 0 = geen beregening
 1 = wel beregening
- 4^e cijfer: Herhaling
 1 = herhaling1
 2 = herhaling2
 3 = herhaling3

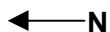
Proefschem KB 9020, kwaliteitsaspecten in het rassenbeproevingsonderzoek

Lokatie: Proefboerderij "Kooijenburg" te Rolde

Perceel: 19-20

Proef jaar: 1999

Grondsoort: zandgrond



31	0103	1103	2103	32	33	34	1203	0203	2203	35	36
25	1213	0213	2213	26	27	28	2113	1113	0113	29	30
19	1212	0212	2212	20	21	22	2112	1112	0112	23	24
13	2102	1102	0102	14	15	16	0202	1202	2202	17	18
7	2101	1101	0101	8	9	10	0201	1201	2201	11	12
1	1211	2211	0211	2	3	4	1111	0111	2111	5	6

Code:

- 1^e cijfer: Stikstofbemesting
 0 = 0 kg N/ha
 1 = 88 kg N/ha (Karakter), 113 kg N/ha (Seresta)
 2 = 175 kg N/ha (Karakter), 225 kg N/ha (Seresta)
- 2^e cijfer: Ras
 1 = Seresta
 2 = Karakter
- 3^e cijfer: Beregening
 0 = geen beregening
 1 = wel beregening
- 4^e cijfer: Herhaling
 1 = herhaling1
 2 = herhaling2
 3 = herhaling3

Proefschema KP 9060, kwaliteitsaspecten in het rassenbeproevingsonderzoek

Lokatie: Proefboerderij "t Kompas" te Valthermond

Perceel: 69V

Proef jaar: 2000

Grondsoort: dalgrond



0101	2201	1211	2111
3	6	9	12
1101	0201	2211	1111
2	5	8	11
2101	1201	0211	0111
1	4	7	10

0202	2102	0112	1212
15	18	21	24
2202	1102	2112	0212
14	17	20	23
1202	0102	1112	2212
13	16	19	22

2213	1113	0203	1103
27	30	33	36
0213	2113	1203	2103
26	29	32	35
1213	0113	2203	0103
25	28	31	34

Code:

- 1^e cijfer: Stikstofbemesting
 0 = 0 kg N/ha
 1 = 90 kg N/ha (Karakter), 110 kg N/ha (Seresta)
 2 = 165 kg N/ha (Karakter), 210 kg N/ha (Seresta)
- 2^e cijfer: Ras
 1 = Seresta
 2 = Karakter
- 3^e cijfer: Beregening
 0 = geen beregening
 1 = wel beregening
- 4^e cijfer: Herhaling
 1 = herhaling1
 2 = herhaling2
 3 = herhaling3

Proefschema KB 9036, kwaliteitsaspecten in het rassenbeproevingsonderzoek

Lokatie: Proefboerderij "Kooijenburg" te Rolde

Perceel: HO2

Proef jaar: 2000

Grondsoort: zandgrond

N ←

31	0103	32	1103	33	2103	34	1203	35	0203	36	2203
25	1202	26	0202	27	2202	28	2102	29	1102	30	0102
19	1201	20	0201	21	2201	22	2101	23	1101	24	0101
13	2113	14	1113	15	0113	16	0213	17	1213	18	2213
7	2112	8	1112	9	0112	10	0212	11	1212	12	2212
1	1211	2	2211	3	0211	4	1111	5	0111	6	2111

Code:

- 1^e cijfer: Stikstofbemesting
 0 = 0 kg N/ha
 1 = 80 kg N/ha (Karakter), 60 kg N/ha (Seresta)
 2 = 200 kg N/ha (Karakter), 250 kg N/ha (Seresta)
- 2^e cijfer: Ras
 1 = Seresta
 2 = Karakter
- 3^e cijfer: Berekening
 0 = geen berekening
 1 = wel berekening
- 4^e cijfer: Herhaling
 1 = herhaling1
 2 = herhaling2
 3 = herhaling3

Bijlage V.
De data

KB9020 LAMBDA-RED/DAE

1	728.5	724.5	28	33	34	42	50	55	63	72	75	78	79	91	93	98	110	117	125	126	135
	*	727.3	*	727.3	*	728.0	*	727.7	727.0	725.4	723.6	721.3	721.1	*	718.2	714.0	712.2	723.2	701.4	*	686.8
2	726.6	724.2	*	727.9	*	729.5	*	728.9	729.5	727.9	727.6	726.6	726.4	*	725.4	723.4	721.2	726.9	715.1	*	702.8
3	725.9	721.2	*	725.8	*	726.3	*	725.8	725.3	723.9	719.2	717.5	716.1	*	715.6	712.9	710.9	726.8	704.5	*	691.0
4	726.0	726.2	*	728.3	*	729.5	*	727.7	727.3	724.7	723.9	722.8	722.2	*	717.4	715.3	709.3	729.8	682.8	*	672.1
5	726.5	726.0	*	725.8	*	724.9	*	723.5	721.7	718.5	715.2	713.1	710.4	*	*	704.8	700.2	729.2	689.5	*	685.3
6	727.8	727.6	*	729.9	*	730.4	*	728.9	728.8	727.5	727.3	726.5	726.0	*	*	720.3	715.6	729.8	698.8	*	677.2
7	728.9	727.3	*	728.6	*	729.1	*	728.5	727.4	727.0	726.1	724.5	724.4	*	717.0	711.4	702.8	728.0	686.1	*	653.7
8	727.0	726.6	*	728.6	*	728.6	*	727.6	726.5	725.4	724.1	722.0	720.8	*	713.9	706.3	694.7	727.6	674.9	*	644.0
9	727.2	725.0	*	725.2	*	724.5	*	724.0	720.7	719.4	714.4	712.4	710.6	*	702.4	695.6	692.1	727.9	671.1	*	671.8
10	720.4	721.5	*	725.4	*	726.9	*	726.1	725.4	722.8	720.0	718.4	717.8	*	713.7	710.3	703.6	724.8	695.6	*	681.8
11	725.5	722.0	*	727.0	*	728.4	*	727.5	727.7	725.5	724.6	723.2	722.0	*	*	714.8	709.7	727.2	689.9	*	682.8
12	725.1	724.5	*	728.3	*	729.7	*	729.3	730.0	728.6	728.6	726.9	727.3	*	*	724.3	722.2	724.3	709.5	*	695.5
13	728.6	727.2	*	728.4	*	728.4	*	728.2	727.4	726.7	725.8	724.6	724.1	*	718.7	714.0	707.5	725.7	689.5	*	647.7
14	728.1	726.7	*	729.0	*	728.4	*	727.2	727.8	725.3	723.9	722.7	721.6	*	714.6	707.0	698.1	727.5	674.1	*	658.5
15	726.2	724.3	*	724.9	*	724.3	*	723.6	720.4	719.3	714.5	712.2	709.8	*	707.0	697.0	694.8	727.2	675.1	*	678.2
16	721.8	722.5	*	725.3	*	727.3	*	726.6	725.9	722.9	719.7	718.7	716.9	*	714.0	710.0	706.4	726.8	697.2	*	690.4
17	724.5	721.5	*	725.8	*	728.2	*	727.8	727.2	726.0	724.7	723.8	722.7	*	*	716.4	707.1	728.0	695.8	*	683.5
18	725.6	723.5	*	728.2	*	729.9	*	729.1	729.7	728.7	728.5	727.9	727.3	*	*	725.0	721.1	730.8	710.0	*	699.3
19	727.9	723.2	*	726.2	*	727.4	*	727.2	726.3	725.0	723.3	721.1	720.9	*	717.9	714.8	710.2	720.7	700.5	*	683.8
20	728.4	721.9	*	725.8	*	726.8	*	725.4	724.2	723.5	719.4	718.3	716.7	*	716.6	715.2	713.5	723.4	706.4	*	686.7
21	724.7	723.9	*	728.2	*	729.4	*	729.0	730.1	728.2	727.9	727.1	726.8	*	724.4	723.9	721.5	728.0	714.6	*	697.4
22	726.7	727.4	*	729.4	*	730.2	*	729.1	729.0	727.5	727.0	726.2	726.2	*	723.1	721.5	717.8	730.5	703.0	*	670.6
23	726.5	726.4	*	728.1	*	728.9	*	727.6	727.0	724.7	723.7	722.0	722.0	*	*	714.9	702.4	729.4	677.3	*	675.2
24	725.9	725.3	*	725.4	*	725.0	*	722.6	721.7	717.4	713.8	713.9	710.6	*	*	703.5	696.1	727.8	688.2	*	690.9
25	727.8	722.7	*	726.3	*	727.8	*	727.6	726.6	725.5	723.7	721.7	720.8	*	717.6	715.6	713.1	721.9	702.6	*	684.3
26	727.9	721.5	*	725.6	*	726.1	*	725.5	724.4	723.4	720.4	719.7	718.3	*	717.2	714.8	713.5	723.9	706.5	*	686.9
27	722.6	723.1	*	727.8	*	729.8	*	728.7	730.1	728.2	727.7	726.7	725.8	*	725.0	723.7	721.1	727.7	712.0	*	698.9
28	725.9	727.0	*	729.6	*	730.2	*	728.6	729.2	727.4	727.0	726.8	725.9	*	723.6	722.3	719.1	729.8	698.4	*	667.0
29	726.0	725.4	*	728.5	*	729.2	*	727.6	727.0	724.7	724.3	722.2	722.0	*	*	715.2	703.0	729.6	677.8	*	668.7
30	726.2	725.4	*	725.0	*	724.2	*	723.6	720.3	718.3	715.9	713.4	712.9	*	*	705.7	701.2	727.9	681.3	*	687.4
31	728.1	725.0	*	724.6	*	724.1	*	723.5	721.6	719.6	714.8	711.4	710.3	*	705.7	693.4	696.8	724.4	682.7	*	674.5
32	728.4	726.0	*	728.6	*	728.5	*	727.7	726.8	725.8	725.0	721.9	721.9	*	715.7	707.1	695.1	725.7	671.9	*	646.0
33	725.8	726.5	*	729.4	*	729.7	*	728.5	728.5	727.7	726.9	726.5	725.1	*	722.1	719.8	714.5	730.1	693.2	*	677.5
34	720.6	723.0	*	727.1	*	729.6	*	728.0	728.1	725.5	724.7	722.5	721.1	*	719.8	716.7	706.7	726.6	688.9	*	687.1
35	721.7	720.3	*	724.7	*	725.7	*	726.3	725.0	723.4	718.7	717.4	717.2	*	*	710.2	701.5	726.8	691.8	*	690.8
36	723.5	722.2	*	727.8	*	729.7	*	729.0	730.1	728.6	728.4	727.9	727.3	*	*	724.7	721.9	726.2	710.4	*	699.4

1	16	21	28	33	34	42	50	55	63	72	75	78	79	91	93	98	110	117	125	126	135
	9.6	10.7	*	15.6	*	15.4	*	26.2	23.7	23.4	23.4	18.9	18.8	*	18.9	17.0	15.3	12.1	14.0	*	6.3
2	10.1	10.8	*	15.8	*	20.1	*	29.2	28.1	30.4	26.4	25.4	25.4	*	22.4	23.5	19.1	11.7	20.7	*	10.7
3	10.0	10.7	*	14.0	*	12.6	*	18.4	15.9	16.6	15.9	13.4	12.5	*	14.8	14.0	13.2	10.4	12.2	*	5.5
4	11.4	12.1	*	16.4	*	23.6	*	26.1	23.6	23.8	26.2	22.6	21.7	*	18.8	15.3	14.6	14.0	9.9	*	6.0
5	11.3	11.9	*	14.2	*	13.7	*	18.7	16.0	16.8	16.8	13.6	13.6	*	*	12.4	10.6	12.0	9.9	*	5.0
6	11.7	13.1	*	19.8	*	26.7	*	29.4	29.0	28.5	25.8	22.5	23.1	*	*	18.6	18.3	16.2	13.4	*	5.7
7	10.7	12.4	*	18.1	*	23.9	*	26.5	25.2	25.8	25.2	24.0	21.4	*	15.9	15.7	12.5	15.7	9.2	*	6.3
8	11.1	12.6	*	18.2	*	23.5	*	24.6	25.3	26.1	25.5	21.2	21.3	*	17.2	16.2	11.4	13.8	10.8	*	6.9
9	10.7	11.6	*	13.2	*	15.5	*	17.0	14.5	16.6	16.0	15.3	14.7	*	14.4	11.2	10.6	10.8	11.0	*	5.7
10	10.7	11.2	*	14.6	*	16.4	*	18.9	16.9	16.0	18.9	17.2	15.6	*	15.0	14.1	13.3	11.6	13.0	*	8.4
11	11.2	11.7	*	15.4	*	17.4	*	24.8	24.6	22.4	24.3	18.8	18.3	*	*	17.0	15.6	12.1	11.6	*	8.5
12	10.6	11.5	*	16.7	*	22.2	*	28.5	30.2	29.0	27.4	24.1	24.4	*	*	24.2	17.7	13.3	12.0	*	8.9
13	11.0	12.5	*	18.1	*	22.0	*	24.9	26.8	26.2	25.7	24.3	22.1	*	18.6	16.9	13.5	14.0	10.3	*	6.4
14	11.8	12.9	*	18.0	*	21.1	*	24.4	26.2	24.5	24.0	22.2	21.3	*	16.4	13.6	10.9	13.5	10.6	*	6.4
15	11.2	11.9	*	13.3	*	15.1	*	18.7	14.4	15.9	17.0	14.9	14.2	*	13.8	11.7	11.3	10.9	11.1	*	5.7
16	11.1	11.4	*	14.6	*	16.3	*	18.0	18.0	17.3	18.2	16.9	15.0	*	15.8	14.3	14.0	11.3	13.3	*	8.6
17	11.4	11.9	*	15.0	*	17.7	*	23.7	23.6	23.9	23.7	20.3	20.0	*	*	17.5	14.9	12.2	11.2	*	8.9
18	11.2	11.7	*	16.2	*	21.9	*	27.6	29.5	28.5	28.6	23.4	24.8	*	*	21.7	18.3	12.7	11.9	*	10.3
19	10.8	11.9	*	16.4	*	16.9	*	24.2	24.1	23.6	22.8	18.9	16.8	*	21.6	18.3	15.6	11.6	11.9	*	5.5
20	11.1	11.8	*	15.1	*	12.8	*	16.5	15.3	15.3	15.8	11.6	11.6	*	12.9	12.2	12.6	10.2	13.1	*	6.4
21	11.0	12.0	*	16.6	*	20.3	*	29.0	29.7	28.5	28.5	25.8	24.6	*	24.0	21.7	18.3	12.8	17.7	*	10.5
22	12.2	12.8	*	17.3	*	24.6	*	26.7	26.5	28.2	28.0	23.0	22.7	*	22.7	22.7	18.8	15.2	16.0	*	6.4
23	12.6	13.2	*	15.8	*	21.2	*	27.9	25.9	25.1	25.6	21.8	22.5	*	*	17.6	12.4	14.7	9.2	*	6.0
24	11.7	12.3	*	13.8	*	14.3	*	17.7	14.4	14.2	15.6	12.5	13.7	*	*	10.9	10.0	11.6	9.1	*	5.0
25	10.9	12.0	*	16.0	*	17.5	*	24.8	24.6	24.1	24.3	20.4	19.1	*	20.9	18.3	16.0	12.5	12.3	*	7.3
26	11.3	11.9	*	15.8	*	12.7	*	16.5	16.8	16.8	17.0	15.2	13.1	*	15.5	14.7	13.7	10.3	13.5	*	7.5
27	11.2	11.9	*	16.0	*	22.7	*	27.7	30.9	29.4	28.0	23.9	24.1	*	24.8	22.2	19.2	12.5	16.8	*	9.2
28	12.0	13.2	*	18.6	*	26.0	*	27.2	26.6	28.3	27.1	23.8	23.2	*	21.5	19.9	19.8	16.4	14.8	*	6.3
29	12.4	13.0	*	16.8	*	22.7	*	25.8	23.9	25.0	24.8	20.4	21.3	*	*	16.2	13.6	14.1	9.2	*	6.0
30	11.7	12.1	*	13.8	*	14.0	*	19.3	15.8	17.2	16.9	14.6	13.9	*	*	13.5	11.6	11.3	9.0	*	4.9
31	11.7	12.4	*	15.0	*	15.1	*	16.8	15.3	16.5	17.5	15.2	15.0	*	13.4	10.0	10.8	11.1	9.6	*	6.0
32	12.5	13.4	*	19.1	*	22.3	*	25.8	24.7	25.3	25.2	22.4	22.3	*	16.9	15.1	11.2	14.1	11.0	*	7.3
33	12.3	13.3	*	17.8	*	25.0	*	27.0	27.2	28.5	26.6	24.3	24.1	*	20.5	18.9	15.9	15.6	12.0	*	7.5
34	11.1	11.8	*	15.5	*	18.9	*	22.8	22.5	22.5	25.2	19.7	18.9	*	18.8	17.5	14.5	12.0	12.0	*	7.6
35	11.8	12.1	*	14.4	*	15.9	*	17.2	15.2	16.2	17.3	16.6	16.1	*	*	12.6	13.2	11.4	11.7	*	7.2
36	11.7	12.0	*	16.2	*	20.9	*	25.2	26.3	27.7	28.7	23.6	23.5	*	*	22.3	20.9	12.1	13.2	*	10.3

KB9020 SPAD/DAE

1	16	21	28	33	34	42	50	55	63	72	75	78	79	91	93	98	110	117	125	126	135
	54.9	56.9	49.8	*	51.7	53.0	49.1	44.3	39.4	*	35.2	*	*	30.7	*	29.2	23.9	*	*	21.9	*
2	57.7	60.3	51.7	*	56.4	55.7	55.1	50.1	49.3	*	46.4	*	*	41.7	*	40.2	35.9	*	*	25.0	*
3	54.7	56.4	51.0	*	53.6	48.6	44.3	38.8	36.6	*	30.8	*	*	29.9	*	28.3	24.8	*	*	22.3	*
4	53.7	50.2	46.1	*	53.6	49.3	48.7	46.0	42.3	*	34.0	*	*	26.7	*	24.4	18.0	*	*	*	*
5	51.6	49.2	45.2	*	47.5	42.1	39.7	35.4	30.0	*	27.2	*	*	21.6	*	21.1	17.3	*	*	16.2	*
6	52.8	53.7	48.9	*	54.1	50.6	50.4	48.8	49.0	*	46.9	*	*	40.2	*	34.9	36.0	*	*	18.8	*
7	50.4	51.2	46.3	*	54.6	48.7	46.8	45.0	45.0	*	43.0	*	*	34.5	*	29.1	24.6	*	*	*	*
8	54.2	53.2	46.3	*	53.0	47.2	46.6	43.9	43.8	*	37.4	*	*	27.6	*	24.0	18.1	*	*	*	*
9	51.1	50.6	44.8	*	48.1	41.9	39.6	35.9	31.9	*	27.2	*	*	22.4	*	20.9	15.1	*	*	9.5	*
10	54.7	54.1	50.9	*	53.7	46.6	45.0	40.9	39.7	*	33.6	*	*	30.5	*	25.3	20.5	*	*	18.5	*
11	59.1	58.0	50.1	*	56.3	52.7	51.4	48.7	43.8	*	37.5	*	*	33.5	*	29.4	23.2	*	*	20.5	*
12	60.2	57.8	53.2	*	54.9	53.8	55.6	52.2	53.5	*	51.2	*	*	48.7	*	46.4	41.8	*	*	28.1	*
13	52.9	51.1	47.3	*	53.8	49.5	47.5	45.2	46.4	*	43.4	*	*	34.5	*	34.2	23.9	*	*	*	*
14	54.9	52.0	45.3	*	53.0	47.6	46.7	44.4	43.0	*	37.8	*	*	27.0	*	23.7	17.5	*	*	*	*
15	50.5	50.3	43.5	*	47.4	42.0	38.7	36.8	33.4	*	27.3	*	*	21.1	*	20.6	15.4	*	*	10.1	*
16	57.4	56.8	51.4	*	53.5	48.9	45.0	43.8	40.2	*	31.2	*	*	28.3	*	27.6	18.6	*	*	21.6	*
17	57.2	51.4	52.6	*	54.9	49.8	48.9	48.0	44.8	*	39.5	*	*	34.4	*	29.0	22.9	*	*	20.1	*
18	63.2	56.8	53.8	*	55.7	56.3	52.4	53.0	51.4	*	51.9	*	*	49.0	*	46.2	39.8	*	*	27.8	*
19	57.7	55.3	49.1	*	54.7	50.7	45.9	43.4	39.6	*	34.4	*	*	30.8	*	27.6	24.6	*	*	21.6	*
20	54.0	56.6	50.8	*	53.7	47.8	43.5	40.7	36.9	*	31.9	*	*	30.9	*	30.9	21.9	*	*	22.6	*
21	58.7	56.6	54.2	*	56.4	54.2	54.6	53.5	47.9	*	50.4	*	*	42.3	*	42.1	35.5	*	*	26.6	*
22	54.8	52.4	49.3	*	57.0	49.8	50.1	50.6	47.5	*	46.5	*	*	37.4	*	36.3	30.7	*	*	23.8	*
23	53.7	49.4	46.3	*	52.3	45.9	47.9	44.6	41.3	*	35.5	*	*	25.8	*	24.4	19.7	*	*	*	*
24	50.4	48.1	45.5	*	47.6	42.1	38.5	35.6	30.5	*	28.1	*	*	20.9	*	20.5	18.7	*	*	*	*
25	55.7	53.7	51.3	*	53.0	52.8	49.2	43.8	40.0	*	34.3	*	*	31.3	*	27.4	23.9	*	*	22.3	*
26	55.1	53.1	49.9	*	52.2	47.6	42.4	40.1	37.3	*	31.9	*	*	31.7	*	30.0	23.2	*	*	23.7	*
27	59.3	56.9	53.0	*	56.9	55.9	54.3	51.8	49.5	*	48.1	*	*	42.4	*	41.1	36.5	*	*	29.4	*
28	53.9	54.8	49.8	*	55.7	50.4	51.4	47.9	46.9	*	48.1	*	*	38.7	*	34.5	31.0	*	*	20.4	*
29	54.6	52.7	46.4	*	53.4	46.5	47.7	44.6	40.5	*	36.2	*	*	25.8	*	24.6	18.3	*	*	*	*
30	52.4	50.3	45.6	*	46.4	41.4	37.8	36.2	31.8	*	28.3	*	*	21.8	*	20.1	17.4	*	*	18.7	*
31	49.3	48.6	43.4	*	47.2	40.8	38.2	35.1	33.0	*	27.7	*	*	20.6	*	18.9	15.8	*	*	*	*
32	51.6	52.7	47.4	*	52.2	45.8	46.1	43.7	43.4	*	36.3	*	*	27.4	*	23.4	12.0	*	*	*	*
33	53.2	55.5	49.1	*	53.7	48.7	48.6	45.9	46.9	*	45.4	*	*	39.9	*	39.3	33.1	*	*	31.9	*
34	57.5	54.8	52.6	*	53.7	51.2	49.5	47.6	45.0	*	39.0	*	*	33.2	*	27.9	21.7	*	*	21.6	*
35	53.9	56.0	52.8	*	51.5	47.2	42.9	41.5	37.9	*	30.4	*	*	30.5	*	27.1	16.5	*	*	22.8	*
36	59.8	56.4	50.5	*	55.4	55.7	55.9	51.8	49.9	*	54.0	*	*	46.9	*	46.3	39.8	*	*	30.6	*

KB9036 L-AMBD-ARED/DAE

1	726.0	730.2	728.9	*	728.3	732.1	731.1	731.6	731.8	730.9	75	84	92	98	99	104	117	121	125	135
2	727.2	731.1	729.6	*	729.0	733.0	732.6	732.5	733.0	732.3	731.7	731.6	730.7	728.1	*	726.1	722.3	*	720.2	717.5
3	727.1	729.9	729.3	*	726.9	730.1	729.3	728.2	728.3	727.7	726.8	727.3	725.9	724.9	*	722.3	721.5	*	722.2	719.7
4	726.6	729.3	729.2	*	727.8	731.2	730.7	728.6	729.2	729.3	726.6	726.1	721.9	718.3	*	714.0	718.0	*	723.9	723.8
5	727.2	730.0	728.3	*	726.3	728.9	728.9	727.6	727.6	728.0	725.4	724.5	721.9	719.5	*	714.9	714.7	*	718.5	717.6
6	727.5	729.0	729.0	*	728.8	732.6	732.0	731.0	732.1	732.0	731.4	730.9	729.9	729.4	*	727.9	722.3	*	717.1	708.6
7	726.4	729.9	729.9	*	728.5	732.6	732.7	732.8	732.9	732.1	730.5	730.0	728.8	727.5	*	725.7	718.5	*	715.7	720.5
8	726.5	730.1	729.3	*	727.8	731.3	731.4	730.3	729.7	729.5	728.7	726.3	723.6	720.3	*	715.2	715.0	*	724.6	720.7
9	726.3	730.9	728.9	*	725.1	728.4	727.8	728.2	725.6	726.6	725.5	724.6	722.8	720.6	*	716.7	714.5	*	718.7	721.8
10	727.0	730.2	728.6	*	726.5	730.3	729.7	728.2	728.8	728.3	727.1	727.7	726.7	725.7	*	724.2	721.9	*	723.5	720.8
11	726.6	728.6	729.0	*	729.0	731.7	731.3	730.4	730.9	731.5	729.6	729.1	727.5	726.9	*	723.0	721.3	*	720.5	717.8
12	728.3	730.3	728.7	*	729.2	733.3	732.0	731.9	732.7	732.8	732.4	732.1	730.6	731.0	*	729.3	726.0	*	723.7	718.7
13	726.5	730.4	729.4	*	728.5	732.9	732.5	732.5	733.3	731.7	730.4	729.9	728.8	727.6	*	725.5	714.2	*	716.3	722.0
14	726.5	730.8	729.5	*	727.9	731.3	730.9	730.9	729.7	729.4	728.6	726.6	724.7	720.7	*	719.4	717.7	*	724.7	722.5
15	726.5	731.3	728.6	*	725.0	728.8	728.4	728.4	728.2	727.1	725.3	725.2	723.0	720.4	*	716.5	716.0	*	719.4	718.2
16	729.7	730.1	729.7	*	727.3	730.5	729.6	728.6	728.8	728.7	727.4	728.2	726.7	726.1	*	723.0	721.8	*	723.4	721.1
17	727.3	729.1	728.8	*	729.1	731.9	731.4	730.3	731.8	731.2	729.5	729.4	727.3	725.7	*	722.2	719.8	*	720.2	716.7
18	728.3	729.8	728.5	*	728.9	732.9	732.2	732.2	732.5	732.7	732.4	732.0	729.9	729.0	*	729.1	724.9	*	724.6	721.1
19	727.6	730.0	728.7	*	728.5	732.2	731.1	731.8	732.1	731.1	729.7	728.7	727.2	724.9	*	719.0	715.0	*	717.9	716.3
20	727.7	732.2	729.6	*	726.7	730.7	729.4	729.3	728.7	728.2	727.4	727.2	726.7	723.8	*	720.7	718.3	*	721.8	719.6
21	728.6	731.3	730.0	*	728.1	732.8	732.6	733.1	732.8	732.9	732.0	731.4	731.5	728.7	*	724.9	719.3	*	717.7	717.1
22	726.5	729.8	729.3	*	728.7	732.8	732.6	731.9	733.0	732.3	731.1	731.4	730.2	728.8	*	726.1	718.9	*	718.4	716.8
23	727.3	729.4	729.2	*	728.4	731.1	731.0	729.7	730.3	730.0	728.4	726.2	722.6	717.0	*	711.2	721.5	*	726.1	723.2
24	727.7	730.1	728.2	*	726.0	729.1	727.9	727.2	728.0	727.8	726.0	724.7	720.4	714.7	*	712.9	717.1	*	721.7	720.1
25	727.4	730.0	729.6	*	729.1	732.0	731.5	731.9	732.3	731.0	730.2	729.7	728.9	727.1	*	724.1	719.3	*	718.6	717.4
26	728.4	731.3	729.4	*	726.5	730.4	729.4	729.9	728.9	728.3	728.4	727.9	727.8	726.0	*	723.0	719.9	*	721.9	721.8
27	728.0	729.6	729.8	*	728.9	732.8	732.7	733.1	732.9	732.9	732.0	732.3	731.1	728.7	*	725.1	720.7	*	716.2	710.4
28	727.0	729.8	729.5	*	729.0	732.7	732.9	731.8	732.6	732.6	730.6	730.8	729.3	728.5	*	725.9	720.1	*	718.3	715.7
29	727.2	728.8	728.9	*	728.5	731.4	731.1	730.4	731.1	730.8	729.3	728.3	727.1	725.1	*	715.5	712.3	*	723.6	720.3
30	727.6	729.9	728.1	*	726.8	729.2	729.1	729.0	729.5	729.2	727.6	726.5	724.0	721.3	*	716.5	715.8	*	721.2	720.0
31	729.6	731.1	729.3	*	726.4	729.6	729.3	730.1	729.6	728.3	727.1	725.4	723.7	718.8	*	713.8	716.7	*	726.5	725.4
32	728.8	731.5	729.8	*	727.8	731.0	730.9	731.1	730.4	729.8	728.7	726.5	724.0	719.5	*	713.0	718.1	*	730.0	727.1
33	729.5	730.6	730.3	*	728.1	732.4	732.7	732.8	733.4	732.2	731.5	731.4	730.3	729.8	*	728.3	723.9	*	719.4	715.7
34	731.5	729.8	729.8	*	728.1	731.8	731.8	732.1	731.5	731.5	730.1	729.9	727.7	726.7	*	722.3	717.1	*	718.0	716.3
35	732.2	731.8	728.5	*	727.9	730.7	729.4	728.2	729.0	729.6	728.1	728.4	726.4	724.6	*	720.2	719.7	*	721.8	721.5
36	731.0	730.8	729.0	*	729.1	732.6	732.3	732.0	733.5	733.0	732.6	732.2	729.9	729.6	*	727.6	724.5	*	722.9	719.4

KB9036 REDEEDGE/DAE

1	10.0	12.9	16.5	27	28	33	47	57	63	64	75	84	92	98	99	104	117	121	125	135
2	9.8	13.2	16.6	*	21.4	23.4	29.0	33.2	33.8	32.9	31.8	31.4	28.1	25.2	*	25.0	18.5	*	17.1	13.7
3	9.1	12.3	15.4	*	24.1	26.2	34.5	38.1	35.7	36.5	33.8	32.6	27.8	25.4	*	27.2	20.4	*	15.0	13.0
4	10.5	12.9	17.7	*	18.2	18.5	19.8	22.8	19.8	20.1	21.6	22.2	18.1	21.0	*	20.3	17.1	*	15.9	13.3
5	10.2	12.5	16.9	*	23.3	26.9	28.8	27.7	28.3	28.0	27.6	23.1	18.1	14.8	*	14.0	7.9	*	10.2	9.6
6	11.2	13.9	17.7	*	19.0	19.5	24.9	29.3	28.2	28.8	25.5	22.2	18.7	15.7	*	15.4	11.5	*	11.5	9.1
7	11.2	13.9	19.8	*	26.7	29.5	34.0	34.9	33.3	35.7	33.0	33.6	28.7	26.6	*	27.4	18.6	*	15.1	10.8
8	10.6	13.1	17.1	*	27.8	28.7	34.7	36.5	30.8	32.5	32.4	31.9	28.5	25.4	*	25.8	17.8	*	13.0	10.0
9	10.3	12.8	16.2	*	22.8	26.3	30.4	30.5	26.8	29.9	27.4	23.8	22.1	16.9	*	16.1	7.7	*	9.8	9.0
10	9.7	12.4	15.7	*	17.6	18.8	23.6	26.8	24.7	25.4	23.9	22.3	19.5	17.1	*	16.7	11.5	*	11.0	7.9
11	10.9	13.8	19.1	*	18.3	20.3	20.9	24.1	23.9	21.9	24.0	23.0	22.0	19.8	*	19.0	17.1	*	15.4	12.1
12	11.2	14.8	18.0	*	22.5	23.4	31.1	33.6	34.3	34.2	32.8	27.8	26.2	24.7	*	24.2	16.9	*	15.1	12.3
13	10.6	14.2	19.2	*	23.9	28.3	36.3	36.0	36.9	36.4	34.4	34.0	30.7	30.3	*	29.1	23.6	*	19.8	15.2
14	10.8	13.7	17.9	*	28.3	30.3	36.0	35.0	34.5	33.9	33.8	32.6	29.9	26.4	*	26.4	14.7	*	11.0	10.9
15	10.3	12.9	16.1	*	23.9	26.9	30.6	31.9	28.9	31.5	27.3	25.5	22.3	18.5	*	17.1	7.2	*	9.9	9.3
16	10.1	12.7	15.8	*	18.1	18.6	25.8	27.2	25.4	26.0	24.2	23.3	19.3	17.1	*	18.0	11.9	*	10.3	8.9
17	10.7	13.0	18.3	*	19.0	19.7	21.4	23.8	24.0	23.3	24.7	24.6	22.8	20.6	*	20.2	14.5	*	14.4	13.2
18	11.0	13.5	17.8	*	22.7	23.2	31.1	32.9	31.4	33.5	32.1	30.1	28.9	25.8	*	24.2	18.7	*	15.9	12.1
19	9.5	13.0	17.6	*	23.5	27.4	36.1	35.0	35.5	35.1	33.4	31.6	28.7	24.5	*	25.3	19.8	*	16.9	14.0
20	9.4	13.1	15.4	*	23.1	24.5	29.2	34.9	34.5	33.1	31.8	31.6	30.1	24.6	*	21.8	15.0	*	13.2	10.3
21	10.0	13.1	16.9	*	18.3	18.7	21.8	23.4	23.1	23.5	21.6	22.2	22.3	18.3	*	19.7	15.3	*	14.8	16.1
22	11.1	13.7	17.7	*	21.9	26.9	36.2	36.4	36.5	34.0	34.1	29.8	28.9	27.9	*	22.8	15.1	*	13.0	12.1
23	11.8	13.6	17.9	*	26.5	29.4	34.1	32.2	30.2	32.3	32.9	29.8	25.7	24.1	*	24.6	15.2	*	11.1	9.8
24	10.7	12.8	16.2	*	24.3	25.7	30.9	29.8	28.4	29.4	27.8	22.3	19.6	14.9	*	12.3	7.4	*	11.3	8.5
25	9.6	12.3	17.2	*	18.4	19.1	23.2	24.8	26.1	26.7	23.0	22.0	19.4	14.6	*	11.1	7.8	*	11.7	8.7
26	9.1	11.7	15.8	*	23.8	23.7	29.5	34.3	34.4	35.1	32.8	30.5	28.7	27.4	*	25.5	15.8	*	13.4	13.2
27	9.4	12.8	17.8	*	17.7	18.6	21.5	26.3	26.1	24.9	25.9	27.0	25.6	23.8	*	23.1	18.8	*	17.4	15.1
28	10.2	13.8	17.6	*	24.2	26.2	34.7	36.5	36.6	34.7	33.6	31.9	31.2	29.5	*	25.4	17.2	*	14.1	12.1
29	10.8	12.5	17.8	*	27.1	28.8	35.4	34.1	31.6	32.0	31.3	30.3	27.9	26.5	*	24.2	16.3	*	12.5	10.2
30	10.3	13.1	16.2	*	23.8	26.3	31.3	33.6	31.3	32.2	30.0	25.2	24.3	22.0	*	17.5	8.0	*	10.0	9.2
31	8.7	11.5	14.5	*	19.8	19.5	27.0	30.4	29.2	30.7	26.0	23.7	22.0	19.1	*	16.8	8.4	*	9.9	8.0
32	9.3	12.0	15.4	*	17.4	19.5	26.0	29.0	27.2	28.3	26.8	23.3	20.4	16.1	*	13.8	8.0	*	8.9	7.5
33	9.2	11.4	16.1	*	21.6	24.0	31.5	32.5	30.5	31.6	29.1	26.0	21.6	16.8	*	13.4	6.6	*	9.9	8.8
34	8.0	10.0	14.4	*	23.6	27.8	33.1	32.9	31.2	32.6	32.9	29.9	27.6	27.0	*	25.3	17.4	*	13.2	12.2
35	8.3	10.5	14.4	*	21.0	22.5	29.2	31.4	32.4	33.4	32.3	30.9	29.3	26.5	*	24.7	16.4	*	15.9	13.9
36	8.4	9.8	13.7	*	17.8	18.0	21.3	21.5	24.7	25.8	24.2	23.1	22.6	21.1	*	19.8	14.3	*	15.0	15.1
				*	21.7	24.7	34.0	35.5	34.8	36.0	34.9	29.7	28.0	28.3	*	26.6	20.4	*	17.4	14.0

KB9036 SPAD/DAE

1	*	7	14	19	27	28	33	47	57	63	64	75	84	92	98	99	104	117	121	125	135
2	*	*	48.8	52.3	54.2	*	53.4	50.6	48.6	46.6	*	45.4	41.4	34.5	*	33.7	30.1	*	24.9	*	*
3	*	*	50.0	51.3	46.6	*	44.3	41.2	39.2	35.6	*	32.1	30.1	25.9	*	23.1	23.8	*	24.2	*	*
4	*	*	49.3	51.1	43.8	*	44.3	42.5	38.1	36.6	*	31.5	28.2	21.6	*	16.3	18.5	*	*	*	*
5	*	*	47.4	48.2	41.3	*	41.0	41.2	38.1	35.2	*	31.8	26.4	22.6	*	21.2	21.9	*	18.4	*	*
6	*	*	48.6	50.1	47.5	*	49.9	49.7	47.2	45.9	*	42.1	37.9	34.1	*	32.0	28.5	*	23.9	*	*
7	*	*	52.2	49.8	48.8	*	50.4	51.0	47.8	45.4	*	40.9	36.7	36.9	*	28.0	25.4	*	17.8	*	*
8	*	*	49.2	50.0	44.7	*	44.4	44.6	40.2	39.0	*	33.5	28.1	30.3	*	19.1	18.0	*	*	*	*
9	*	*	51.2	48.4	41.2	*	40.9	39.9	37.6	34.5	*	31.1	25.6	28.6	*	19.6	16.2	*	19.8	*	*
10	*	*	51.8	53.3	46.8	*	45.4	43.1	40.5	37.2	*	31.1	31.5	23.2	*	26.1	24.2	*	23.5	*	*
11	*	*	51.4	53.3	48.7	*	50.5	45.4	42.8	39.5	*	34.1	32.8	23.8	*	29.6	24.1	*	21.0	*	*
12	*	*	54.0	53.4	52.9	*	54.4	52.1	47.8	43.6	*	43.8	42.5	32.7	*	37.3	33.0	*	24.9	*	*
13	*	*	49.5	49.1	47.6	*	50.1	49.9	48.6	45.1	*	41.1	36.1	33.5	*	28.6	24.8	*	19.6	*	*
14	*	*	46.8	49.1	45.0	*	44.9	44.1	41.4	40.0	*	33.9	28.3	24.0	*	18.2	17.7	*	*	*	*
15	*	*	50.9	48.2	41.9	*	41.9	40.7	37.0	36.0	*	30.8	27.9	24.2	*	19.8	20.1	*	17.4	*	*
16	*	*	50.8	53.0	45.2	*	45.6	43.7	40.1	37.8	*	33.0	31.0	26.2	*	23.5	23.1	*	22.8	*	*
17	*	*	49.3	50.9	52.3	*	48.8	45.7	41.9	42.3	*	36.1	32.3	26.8	*	27.0	23.9	*	22.1	*	*
18	*	*	51.6	53.2	55.2	*	56.3	51.5	49.1	47.4	*	43.7	44.2	37.1	*	37.5	32.8	*	33.6	*	*
19	*	*	52.9	49.5	52.9	*	47.0	44.2	42.4	39.3	*	35.6	33.1	22.4	*	27.4	25.9	*	22.0	*	*
20	*	*	52.7	52.5	48.2	*	45.1	40.2	39.3	38.2	*	33.6	31.1	21.3	*	24.4	21.2	*	19.7	*	*
21	*	*	51.1	56.2	53.5	*	55.6	52.1	47.0	46.5	*	44.9	41.0	35.0	*	35.4	32.6	*	24.6	*	*
22	*	*	50.4	50.2	49.0	*	50.0	51.7	47.2	48.3	*	44.5	41.3	37.8	*	30.6	27.6	*	20.6	*	*
23	*	*	49.8	49.5	44.9	*	45.7	43.9	42.3	38.5	*	34.0	30.2	27.8	*	18.4	11.1	*	*	*	*
24	*	*	49.4	48.3	42.3	*	41.5	40.5	39.1	37.4	*	30.8	27.3	29.4	*	19.1	19.3	*	*	*	*
25	*	*	52.3	53.3	52.8	*	49.0	43.2	43.3	41.2	*	35.6	35.1	32.9	*	30.4	26.3	*	22.1	*	*
26	*	*	53.1	51.1	47.8	*	45.7	44.0	39.3	37.8	*	35.3	33.1	29.4	*	28.7	24.5	*	26.1	*	*
27	*	*	51.8	52.7	55.3	*	53.6	52.6	48.9	47.2	*	44.6	43.5	39.8	*	38.0	30.8	*	33.8	*	*
28	*	*	48.3	49.1	48.9	*	49.6	51.3	48.9	47.6	*	44.2	41.3	36.0	*	30.6	29.0	*	25.1	*	*
29	*	*	51.0	50.1	45.6	*	45.4	45.2	43.2	41.9	*	36.6	31.8	25.7	*	23.1	17.4	*	*	*	*
30	*	*	47.5	48.6	43.4	*	43.6	41.8	41.0	39.7	*	34.1	28.1	25.4	*	19.8	19.1	*	*	*	*
31	*	*	50.9	46.8	42.8	*	43.4	42.1	39.6	38.1	*	31.9	28.1	37.7	*	20.0	19.3	*	*	*	*
32	*	*	48.4	50.2	46.9	*	45.5	45.0	44.1	41.1	*	34.8	28.5	29.5	*	19.0	18.4	*	*	*	*
33	*	*	51.9	49.7	47.5	*	50.5	52.5	51.2	47.7	*	46.1	43.3	33.1	*	33.6	32.7	*	26.2	*	*
34	*	*	52.1	52.4	52.0	*	51.7	47.1	43.8	41.1	*	36.8	35.0	41.0	*	27.7	23.9	*	20.1	*	*
35	*	*	52.9	52.0	48.4	*	46.3	43.4	40.2	37.6	*	32.8	31.9	22.4	*	27.2	23.8	*	24.9	*	*
36	*	*	52.0	54.9	55.5	*	54.0	52.6	47.6	48.6	*	46.6	45.8	22.5	*	35.5	36.1	*	31.3	*	*

KP9039 L₄AMBD₂ARED/D₄AE

1	15	21	28	33	39	46	54	55	61	67	83	102	111	120	127	132
	730.1	730.8	728.6	731.6	730.3	729.9	*	728.8	728.1	728.2	721.2	717.9	714.8	701.9	679.7	673.6
2	727.6	730.4	728.1	730.8	729.0	728.3	*	726.9	725.8	725.5	712.1	680.7	678.3	681.0	669.3	670.7
3	728.3	729.8	726.6	728.6	728.4	726.6	*	723.3	723.1	721.2	691.0	689.1	683.3	671.2	669.6	634.2
4	729.3	726.5	724.3	728.0	730.5	728.6	*	727.7	728.1	727.5	724.3	722.7	719.4	714.2	710.3	704.0
5	726.2	724.5	722.6	727.8	728.6	726.6	*	725.6	726.4	725.7	720.5	717.6	712.8	704.7	698.7	681.0
6	723.5	724.9	724.2	729.4	730.0	728.3	*	728.0	729.0	729.5	726.6	724.9	723.6	721.7	714.9	712.0
7	728.9	721.1	721.3	726.5	727.5	725.2	*	724.2	725.1	724.3	720.5	715.8	709.4	697.6	694.3	693.5
8	729.4	725.7	723.6	728.9	729.8	730.0	*	728.4	728.2	727.5	725.2	723.3	718.3	712.9	710.8	707.9
9	726.4	725.3	723.5	728.9	729.1	728.4	*	727.4	727.6	727.1	723.8	721.1	710.2	701.8	681.7	678.7
10	729.4	729.1	726.0	727.7	727.3	725.2	*	724.9	723.8	722.8	716.0	700.4	695.8	692.5	701.1	690.7
11	730.3	731.4	728.2	730.6	729.5	727.5	*	727.3	725.7	724.2	719.3	706.3	695.8	682.2	690.1	673.9
12	732.1	731.9	728.8	730.8	730.7	729.5	*	729.0	727.8	726.9	723.8	718.4	704.0	684.5	675.8	657.7
13	727.9	726.3	724.2	730.4	729.1	729.1	*	727.9	727.9	726.9	724.6	720.7	718.0	712.5	704.9	674.2
14	728.8	727.0	725.0	730.0	729.3	730.3	*	728.9	728.5	727.8	725.8	722.1	719.4	715.6	710.8	701.7
15	726.0	723.7	722.6	729.2	727.0	726.9	*	726.0	725.4	724.6	721.3	718.9	714.3	705.2	697.2	685.2
16	729.6	729.1	726.6	728.4	726.5	726.1	*	725.8	723.9	723.4	716.1	703.0	696.3	688.7	689.8	669.1
17	731.2	730.7	728.2	730.9	728.9	729.6	*	727.4	726.4	725.0	719.9	708.9	703.8	681.6	674.3	675.4
18	731.3	730.9	728.7	731.4	730.1	729.8	*	728.5	727.5	726.7	722.4	715.9	709.7	689.7	678.9	665.0
19	730.8	730.6	728.2	730.6	729.0	729.5	*	727.6	725.7	725.1	715.5	693.7	698.5	680.5	690.1	668.3
20	731.7	731.2	729.2	731.8	730.1	730.5	*	728.5	728.0	727.2	720.6	719.8	715.7	703.9	696.2	677.1
21	729.8	728.8	725.8	727.3	725.7	726.0	*	724.6	723.1	721.6	702.7	684.7	699.1	680.8	680.6	669.8
22	726.9	724.2	724.0	728.9	729.6	730.9	*	729.0	729.1	729.3	726.5	722.6	721.5	712.7	703.5	704.9
23	725.7	720.4	722.7	727.3	726.5	728.2	*	724.6	725.5	724.4	717.4	711.9	710.4	698.1	688.3	667.1
24	727.3	724.6	723.6	728.1	728.7	729.8	*	728.0	727.9	727.4	723.8	720.4	716.0	712.0	703.6	690.5
25	726.6	723.9	723.8	729.6	729.0	729.9	*	727.4	727.7	727.5	723.0	719.2	714.5	699.7	693.5	670.8
26	724.9	725.8	722.8	728.4	727.0	727.3	*	725.7	726.1	725.3	721.2	718.5	714.2	699.5	693.9	681.4
27	727.2	725.5	723.8	729.8	729.6	730.0	*	728.5	728.3	728.4	725.1	722.8	720.7	716.7	714.0	709.0
28	729.6	728.9	727.1	728.2	726.6	726.7	*	725.2	723.6	723.7	716.9	704.4	*	694.7	694.2	687.7
29	731.5	730.4	729.2	731.2	730.6	730.0	*	729.0	728.3	727.4	723.9	719.8	*	706.0	678.4	671.9
30	731.0	729.8	728.0	730.1	729.2	729.1	*	727.1	725.2	724.7	718.2	708.0	*	682.5	685.1	670.3
31	727.7	724.6	724.2	729.0	729.4	730.8	*	728.3	728.9	728.8	726.5	723.9	*	716.9	710.4	705.0
32	726.2	724.8	723.9	728.8	729.2	729.2	*	727.5	727.9	727.7	725.2	722.8	*	713.4	703.9	701.6
33	726.2	722.8	721.6	727.6	727.7	726.7	*	725.6	726.6	725.5	721.3	720.5	*	710.0	703.1	686.9
34	730.2	729.4	726.3	726.6	725.3	725.6	*	723.7	723.6	720.5	692.2	695.7	*	684.9	688.3	682.3
35	731.5	730.9	728.0	730.8	729.3	729.6	*	728.4	727.7	728.0	723.2	719.5	*	706.0	698.4	680.3
36	731.9	730.5	728.0	729.6	729.2	728.5	*	727.2	726.3	725.1	715.5	701.2	*	685.6	669.9	646.6

KP9039 REDEEDGE/DAE

1	15	21	28	33	39	46	54	55	61	67	83	102	111	120	127	132
2	13.8	17.1	20.2	25.1	28.1	29.2	*	29.6	28.9	26.6	20.2	19.9	17.9	12.3	10.0	8.2
3	13.4	16.4	19.4	21.7	23.3	28.4	*	30.3	25.9	24.9	17.8	11.5	11.8	11.1	7.5	9.0
4	14.7	15.1	14.3	15.8	17.2	18.2	*	21.0	19.7	18.2	13.0	8.3	11.0	9.5	6.1	8.3
5	11.5	12.8	15.6	11.4	20.9	23.6	*	28.1	28.6	26.3	21.7	20.5	22.0	16.7	15.5	13.7
6	11.9	13.2	14.3	11.4	17.2	20.2	*	23.4	25.0	20.1	17.0	20.5	16.5	13.8	10.7	9.6
7	13.3	13.8	14.4	11.6	18.5	22.3	*	29.0	27.8	26.5	22.6	22.6	21.6	19.8	16.8	13.4
8	10.4	11.1	11.3	8.9	11.4	14.2	*	17.9	19.4	19.6	18.4	18.5	17.3	13.9	4.9	6.3
9	11.0	12.3	14.5	13.8	22.0	27.7	*	31.5	30.0	28.6	25.0	24.1	20.4	13.5	12.7	10.5
10	12.2	13.2	13.7	13.6	17.1	19.6	*	25.7	24.4	22.7	23.8	23.0	15.5	10.7	7.0	5.9
11	12.0	14.1	12.3	12.4	13.3	15.7	*	22.1	21.1	19.8	18.2	15.7	12.4	9.1	4.5	6.0
12	14.6	19.3	18.9	20.0	23.6	27.5	*	27.5	26.9	26.4	21.0	15.6	11.9	7.6	5.0	6.8
13	16.1	18.0	18.8	22.0	25.7	30.2	*	29.8	28.4	28.0	21.9	20.0	13.8	8.1	5.8	6.3
14	11.2	13.5	16.0	13.8	21.0	26.8	*	30.0	28.3	29.0	26.2	22.3	20.2	17.3	10.6	7.7
15	11.4	13.4	16.1	15.3	23.0	28.9	*	30.8	28.5	29.6	28.8	23.5	20.3	15.7	11.6	8.6
16	11.9	13.2	14.5	13.8	15.2	17.8	*	24.6	24.1	23.4	22.3	23.1	18.1	10.6	5.9	4.9
17	13.0	17.0	16.1	16.5	19.1	23.2	*	26.6	22.8	23.7	22.0	14.6	11.3	7.4	5.0	6.3
18	15.2	19.9	19.7	22.8	26.6	29.7	*	28.4	26.8	28.2	24.6	16.9	14.7	8.7	6.4	6.8
19	15.3	19.2	21.1	25.2	28.6	29.8	*	27.0	29.2	27.9	24.0	18.8	16.8	9.9	6.1	6.7
20	13.9	19.2	19.6	22.6	27.0	29.1	*	29.2	26.6	24.3	20.3	12.2	12.7	10.8	8.3	8.7
21	14.8	19.7	20.7	24.9	28.1	30.3	*	27.1	28.1	26.4	21.0	18.4	17.7	12.8	10.1	8.4
22	12.3	15.0	13.9	16.7	17.2	21.0	*	21.7	21.4	20.6	15.4	9.9	9.9	8.0	6.1	7.4
23	11.3	13.3	16.6	13.5	21.9	28.6	*	31.9	30.7	26.3	25.9	20.8	20.8	14.9	11.8	11.2
24	12.8	13.0	13.7	11.2	14.8	19.3	*	18.9	18.6	16.0	14.7	15.6	16.1	11.0	8.2	7.5
25	10.5	12.6	15.5	12.5	21.2	24.3	*	30.3	27.7	27.3	23.0	21.1	19.5	16.3	11.6	10.9
26	10.9	12.2	16.1	14.4	21.2	26.2	*	30.5	29.2	26.0	25.0	17.8	18.4	11.5	7.8	6.3
27	11.5	12.6	14.2	12.5	14.8	18.3	*	25.4	24.7	24.4	22.5	21.1	18.5	12.7	7.4	7.2
28	9.8	12.7	15.9	15.6	23.1	29.7	*	30.5	31.0	27.8	27.3	23.9	23.9	18.1	17.3	11.9
29	14.0	17.4	14.6	15.0	18.0	22.0	*	25.9	22.4	24.8	20.5	14.0	*	7.0	4.8	6.7
30	15.6	20.9	18.5	20.9	25.2	30.4	*	29.1	30.2	31.5	24.3	20.0	*	14.5	7.7	7.6
31	15.0	20.9	16.9	19.9	23.9	29.3	*	29.8	29.5	25.4	21.7	16.1	*	9.4	5.7	6.4
32	11.1	13.5	17.0	16.4	23.6	27.8	*	32.4	29.9	26.4	23.4	22.4	*	17.5	16.3	11.9
33	11.5	13.9	16.4	13.7	21.9	25.4	*	31.4	28.7	27.2	24.7	21.9	*	14.4	12.6	8.8
34	10.3	12.7	13.6	11.2	16.8	18.6	*	24.7	23.3	22.5	19.8	17.5	*	14.4	11.9	7.2
35	14.1	17.2	13.8	13.7	15.0	21.1	*	25.0	21.8	19.0	13.6	9.1	*	9.0	6.7	8.4
36	15.1	20.8	17.4	19.9	24.8	30.7	*	31.8	28.3	27.0	23.3	19.9	*	15.2	13.4	10.5
	14.4	18.3	16.9	18.3	24.1	28.7	*	27.8	25.3	21.8	17.6	10.6	*	9.1	6.5	7.7

KP9039, 2000.SP.AD/DAE

1	15	21	28	33	39	46	54	55	61	67	83	102	111	120	127	132
2	55.0	51.9	50.5	54.3	51.3	47.9	51.0	*	47.9	48.7	42.9	41.6	39.7	27.6	24.2	*
3	52.4	50.1	46.8	52.2	46.2	43.5	44.2	*	39.7	36.3	25.4	21.6	25.0	*	*	*
4	50.6	47.2	46.3	48.2	45.4	41.4	39.9	*	36.1	35.7	20.6	13.6	13.1	*	*	*
5	56.8	53.1	49.2	54.7	54.3	50.1	51.2	*	46.6	46.1	43.7	38.4	37.8	28.2	25.1	*
6	56.6	51.1	47.3	53.2	48.9	45.7	45.1	*	41.2	42.3	38.9	31.0	29.8	27.4	19.7	*
7	60.1	54.8	54.2	59.4	55.7	54.6	54.1	*	50.5	52.3	51.4	50.2	45.1	41.3	34.1	*
8	55.8	51.0	46.4	53.4	49.3	47.0	45.9	*	43.0	44.5	36.9	28.1	24.9	21.6	*	*
9	59.0	54.1	52.1	57.7	52.2	52.0	51.0	*	47.1	49.2	45.4	43.2	43.5	35.6	35.7	*
10	60.5	52.8	51.9	56.9	50.4	49.0	49.7	*	45.6	44.0	41.8	34.4	31.2	19.9	*	*
11	50.9	48.7	45.1	48.2	44.5	41.3	43.3	*	39.3	36.0	28.0	17.2	16.3	*	*	*
12	53.2	51.5	48.1	51.7	46.1	44.4	43.6	*	40.9	40.3	32.8	24.2	16.4	*	*	*
13	56.8	52.6	51.4	55.9	49.6	48.7	51.1	*	48.5	45.8	46.0	39.1	32.8	*	*	*
14	56.9	52.7	51.8	58.1	52.3	49.4	47.7	*	44.2	46.0	43.5	36.9	33.6	31.4	32.7	*
15	57.6	54.6	50.8	55.8	51.2	51.9	53.5	*	47.7	49.6	44.5	41.6	42.7	36.4	34.0	*
16	58.0	50.2	50.0	53.8	47.1	44.5	43.8	*	41.8	40.2	34.9	32.6	29.7	25.2	*	*
17	51.2	48.4	46.6	47.7	38.7	40.2	40.9	*	37.9	34.1	24.8	15.7	18.4	*	*	*
18	53.9	50.1	47.9	51.4	43.9	43.3	44.3	*	42.3	39.3	33.0	24.8	21.8	18.8	*	*
19	54.5	51.0	51.5	55.3	47.7	48.7	49.2	*	46.8	45.1	42.9	29.7	24.7	23.3	*	*
20	51.8	51.3	48.7	52.5	46.8	43.3	44.7	*	41.6	38.6	27.5	26.3	30.5	28.9	*	*
21	57.1	54.2	51.7	55.8	52.1	49.9	53.4	*	51.3	46.9	43.7	45.2	42.8	34.0	31.4	*
22	48.8	48.0	44.4	47.9	42.6	40.2	38.8	*	35.9	31.7	18.1	14.1	17.9	*	*	*
23	58.9	53.0	51.3	58.0	54.9	54.9	56.7	*	51.5	50.6	50.7	46.0	45.5	36.9	35.5	*
24	58.0	54.1	47.3	54.4	48.5	45.1	46.5	*	42.9	40.2	34.0	29.8	26.5	28.0	24.8	*
25	56.4	54.9	48.9	56.1	50.0	50.2	51.7	*	46.3	46.9	43.5	37.0	33.1	26.1	23.5	*
26	57.5	51.9	52.2	57.0	51.9	49.2	50.7	*	44.4	46.7	43.8	33.3	29.9	27.2	26.7	*
27	57.2	50.7	50.3	52.7	47.2	45.8	45.3	*	40.4	40.6	35.9	31.6	26.8	24.1	*	*
28	62.7	56.3	52.9	58.5	53.0	50.2	51.7	*	47.8	49.5	46.5	42.5	44.5	35.6	30.2	*
29	51.9	47.7	44.1	46.7	42.0	38.7	39.7	*	36.5	34.0	27.3	17.6	14.9	*	*	*
30	56.1	52.2	50.9	56.0	48.5	48.2	51.6	*	49.4	47.7	41.6	35.8	34.5	29.4	*	*
31	53.1	51.1	47.0	50.5	44.1	42.0	44.2	*	40.3	38.9	26.3	20.9	17.7	*	*	*
32	60.6	54.4	53.2	57.6	51.9	53.1	52.6	*	48.6	49.4	51.1	46.0	50.8	41.1	36.1	*
33	61.0	55.9	50.9	56.0	52.2	51.0	49.3	*	45.7	43.7	44.2	40.0	37.1	32.2	26.0	*
34	57.0	52.2	50.0	53.9	47.3	46.8	44.7	*	43.7	39.8	40.3	35.5	33.4	25.3	22.0	*
35	51.5	48.5	45.6	47.1	42.6	39.2	38.9	*	34.5	31.3	18.4	15.9	18.1	*	*	*
36	53.9	50.9	48.9	54.6	48.1	47.6	50.3	*	48.7	46.6	43.1	42.5	37.9	32.5	26.5	*
	54.2	51.2	48.7	51.4	46.5	46.1	46.4	*	43.1	40.7	29.2	22.7	20.2	*	*	*

KP9060 L_{AMBDA}ARED/DAE

1	724.8	728.3	729.5	34	35	41	42	46	62	68	74	83	91	99	105	126	134	137
2	725.4	727.9	728.5	*	731.2	731.5	732.1	732.2	731.4	732.1	732.4	730.5	729.8	729.3	*	714.2	723.3	720.4
3	725.2	727.8	728.9	*	730.4	730.9	731.0	732.0	730.7	731.7	731.3	729.6	728.2	726.9	*	718.3	720.8	720.7
4	725.6	727.8	727.3	*	729.1	728.4	729.6	730.6	728.6	729.1	729.2	727.1	725.4	724.9	*	722.1	723.0	727.3
5	724.1	727.3	727.9	*	730.9	729.8	729.9	730.9	732.0	731.9	732.8	730.9	729.6	729.7	*	727.4	723.0	722.8
6	725.9	727.7	728.0	*	731.1	731.7	731.6	732.2	730.9	732.4	731.6	730.9	729.1	729.0	*	725.7	723.6	721.0
7	726.1	728.9	728.4	*	730.2	728.8	728.8	729.4	729.9	730.6	733.4	732.0	730.9	730.3	*	726.6	723.6	723.4
8	725.1	728.3	728.5	*	730.9	731.5	731.0	731.6	732.5	732.8	733.2	731.7	730.8	731.0	*	722.5	720.0	719.8
9	724.2	727.8	728.4	*	730.9	731.0	731.1	731.0	732.2	732.2	733.0	731.0	730.2	729.4	*	724.7	721.6	723.1
10	727.0	727.8	728.2	*	729.6	728.0	728.5	729.0	729.5	729.2	729.2	727.9	724.3	723.3	*	725.6	725.2	726.4
11	725.1	727.2	728.4	*	730.8	730.6	730.2	729.7	731.7	731.2	731.4	728.8	728.0	726.6	*	716.4	720.0	724.5
12	725.6	727.7	729.6	*	731.5	731.2	731.1	731.0	731.8	732.0	732.0	730.6	729.4	728.2	*	722.6	718.9	719.1
13	725.6	727.0	728.6	*	731.6	730.1	730.6	730.7	731.7	731.9	732.7	731.9	729.9	730.5	*	726.1	726.7	725.4
14	727.0	727.9	727.4	*	731.0	730.6	731.0	730.7	732.0	732.4	733.0	731.2	731.5	730.7	*	728.4	726.5	726.5
15	724.4	727.1	728.2	*	730.2	729.1	729.1	729.1	730.2	730.6	731.2	730.1	728.5	728.1	*	723.9	722.8	719.8
16	725.1	727.8	727.6	*	729.0	728.0	729.1	727.9	727.9	729.4	728.9	727.0	723.9	724.0	*	722.5	725.1	730.6
17	724.1	727.9	728.6	*	730.8	730.4	730.4	730.8	730.8	730.9	731.5	729.9	726.9	727.5	*	716.0	716.7	718.9
18	726.1	728.3	728.0	*	731.3	730.8	730.5	731.1	731.6	732.2	732.5	731.1	728.8	729.4	*	723.9	724.9	720.6
19	723.8	727.5	729.1	*	730.9	730.5	730.5	730.4	731.2	730.8	731.0	729.8	728.3	728.1	*	719.7	717.7	723.8
20	723.9	727.1	728.5	*	730.9	730.9	730.9	730.4	731.3	731.1	731.4	730.5	728.8	729.0	*	724.6	719.6	717.2
21	723.8	728.0	728.2	*	729.4	728.4	729.2	729.0	730.0	729.3	729.5	727.1	726.2	725.4	*	715.2	721.5	729.6
22	725.0	727.3	727.9	*	730.6	730.0	729.1	730.4	732.7	732.2	733.0	731.9	729.9	731.4	*	725.2	717.4	720.0
23	726.7	*	728.7	*	730.3	728.1	729.1	728.9	731.0	730.5	730.4	731.8	727.7	727.4	*	719.3	718.2	721.4
24	726.8	728.1	728.0	*	731.4	730.2	730.3	730.3	732.0	731.6	731.9	729.6	729.1	727.7	*	719.7	716.1	716.2
25	725.4	727.6	728.8	*	730.8	728.8	730.5	730.1	731.8	731.8	732.0	731.0	729.0	729.5	*	723.1	718.2	719.7
26	724.9	727.2	729.6	*	730.4	726.0	728.8	728.4	729.0	729.2	729.3	728.9	722.4	722.2	*	718.9	719.0	722.3
27	724.2	727.6	728.3	*	731.2	728.5	731.4	730.9	732.3	732.3	732.5	730.5	729.5	729.5	*	723.0	719.8	719.0
28	724.2	728.0	728.5	*	727.5	*	728.6	728.5	729.5	729.0	728.7	726.2	724.8	723.5	*	724.1	722.6	728.7
29	725.3	728.4	728.1	*	729.9	*	730.8	730.9	731.9	731.5	731.9	730.4	728.8	728.3	*	714.9	724.1	727.1
30	724.1	727.3	728.9	*	729.9	*	730.2	730.6	730.5	730.7	730.2	729.3	727.6	723.6	*	722.6	724.3	728.2
31	726.1	727.7	727.9	*	729.2	*	731.5	730.7	732.1	732.0	733.2	732.2	731.0	730.6	*	724.7	724.3	723.7
32	726.0	727.8	729.4	*	729.7	*	731.0	730.6	731.0	731.5	732.4	730.9	729.9	728.1	*	722.9	721.4	716.2
33	725.5	728.3	729.6	*	729.1	*	729.0	729.2	729.9	730.2	730.1	728.4	726.3	727.5	*	718.8	718.8	719.3
34	724.1	728.2	728.3	*	729.6	*	729.4	729.1	728.9	729.8	729.1	728.8	724.5	722.7	*	719.9	722.0	728.3
35	724.4	728.4	728.9	*	730.2	*	731.2	731.4	731.6	731.5	732.0	731.2	728.2	729.5	*	717.0	717.8	722.7
36	723.3	727.3	729.0	*	729.4	*	731.1	730.6	730.2	730.5	730.9	729.9	726.0	726.6	*	715.1	726.1	728.8

KP9060 REDEEDGE/DAE

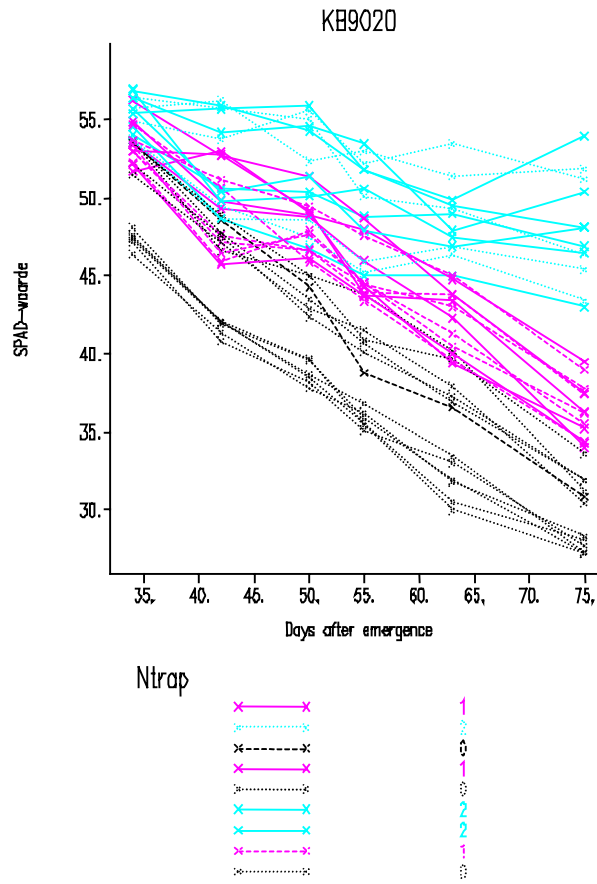
1	13	20	27	34	35	41	42	46	62	68	74	83	91	99	105	126	134	137
2	8.9	11.9	16.7	*	23.6	26.1	25.7	30.0	31.6	34.7	28.8	27.7	29.5	25.2	*	14.0	10.8	10.5
3	9.4	11.5	15.2	*	18.2	21.7	21.7	22.9	26.0	26.5	24.2	25.3	25.4	23.4	*	9.6	9.4	6.4
4	7.7	11.1	14.2	*	22.3	26.4	29.9	31.0	35.8	36.3	35.8	31.0	30.7	28.2	*	23.3	16.6	15.3
5	7.8	10.6	14.7	*	18.9	24.9	25.1	26.4	32.6	35.7	32.1	33.0	31.1	26.6	*	20.1	17.7	14.0
6	9.4	12.3	17.8	*	25.5	30.5	31.4	33.2	35.0	35.7	33.8	32.0	31.7	28.0	*	20.9	16.5	14.4
7	7.5	10.2	13.4	*	19.5	17.9	21.7	21.9	27.1	29.8	28.4	30.9	29.0	26.2	*	16.3	10.6	9.1
8	7.4	11.9	17.6	*	25.8	26.6	30.9	32.8	31.8	36.4	31.8	28.3	29.2	27.4	*	18.3	18.6	12.3
9	6.9	11.0	15.7	*	26.0	28.6	30.8	32.0	35.0	35.7	35.4	30.2	30.5	27.7	*	20.4	14.7	12.5
10	8.3	11.4	13.8	*	18.8	20.7	20.5	24.9	26.8	27.3	26.2	25.2	23.8	20.5	*	7.1	7.2	6.1
11	8.9	11.3	16.6	*	28.0	28.9	27.7	30.6	33.6	32.4	28.4	30.2	30.0	24.0	*	12.9	10.4	9.4
12	8.3	11.5	19.3	*	30.7	29.0	31.0	31.4	32.5	35.0	32.4	31.3	31.0	26.1	*	19.9	14.6	11.6
13	7.7	10.8	16.4	*	24.5	25.5	26.8	32.3	34.4	35.9	33.4	32.2	33.0	29.4	*	23.3	18.1	17.9
14	6.9	10.3	15.1	*	25.2	27.0	29.1	33.2	36.2	33.4	30.7	31.5	33.1	29.8	*	24.9	20.7	19.4
15	7.4	10.4	15.3	*	19.6	22.1	22.4	24.1	32.2	34.6	31.7	31.9	31.9	28.5	*	21.6	18.4	13.7
16	7.7	11.4	11.5	*	17.2	20.0	21.5	23.1	24.9	28.6	24.6	23.8	24.9	21.3	*	8.7	7.9	6.5
17	8.7	11.7	16.2	*	25.6	28.0	28.3	31.2	32.3	33.2	31.1	29.5	29.0	26.4	*	15.8	11.1	10.4
18	8.8	11.7	16.6	*	26.6	29.5	27.8	29.2	34.2	34.4	33.7	31.2	31.0	27.6	*	19.9	19.5	13.8
19	9.0	12.7	17.6	*	26.2	27.0	29.0	30.1	32.4	33.0	30.4	28.0	30.8	26.6	*	16.4	12.2	11.4
20	9.5	11.3	17.6	*	26.4	29.7	30.2	32.8	34.0	35.4	33.5	32.6	32.3	30.5	*	24.7	17.3	13.9
21	8.4	12.2	14.1	*	21.1	22.6	25.2	28.1	29.1	30.0	26.7	24.8	25.9	23.9	*	11.8	8.8	7.5
22	7.9	11.4	18.2	*	26.4	30.4	31.6	34.8	36.3	35.2	32.8	33.7	30.6	28.6	*	21.2	12.9	13.0
23	7.9	3.6	15.9	*	21.4	21.4	23.4	26.5	34.2	33.1	30.6	33.3	30.2	26.7	*	13.5	12.1	9.7
24	7.8	11.2	16.6	*	26.6	28.4	30.7	34.4	35.2	37.5	32.7	27.7	31.2	27.6	*	17.9	13.5	10.8
25	8.7	11.5	16.9	*	23.9	25.4	26.9	33.1	34.9	35.5	33.3	32.7	32.8	25.8	*	18.0	12.4	10.2
26	8.8	11.9	14.4	*	17.8	19.8	20.6	22.4	25.1	26.4	25.2	28.4	24.6	20.7	*	8.2	7.3	6.8
27	8.8	11.4	17.5	*	25.9	28.7	31.9	35.2	36.5	36.1	32.8	30.4	30.8	28.9	*	16.5	15.4	12.6
28	9.3	11.7	12.5	*	15.4	22.2	25.5	28.1	28.9	24.7	24.2	25.3	23.1	*	8.8	8.7	7.3	
29	10.7	12.2	15.4	*	23.6	28.9	31.2	32.5	33.9	32.6	30.4	29.6	25.4	*	11.4	9.3	8.9	
30	9.5	12.7	17.1	*	22.0	26.5	30.7	30.4	33.6	28.2	28.9	28.4	22.3	*	9.1	9.2	7.8	
31	8.8	12.2	17.2	*	26.5	29.8	33.6	35.6	36.8	33.2	31.7	32.4	30.6	*	20.3	15.5	16.3	
32	9.0	12.6	16.3	*	24.8	26.8	33.2	35.0	36.2	32.8	33.2	32.7	26.4	*	18.2	14.6	11.4	
33	8.3	11.6	15.9	*	21.9	22.6	25.0	28.9	32.3	28.0	29.1	27.9	27.2	*	14.4	11.8	11.5	
34	10.4	13.3	14.4	*	20.3	22.8	24.1	26.8	28.4	26.0	24.8	24.0	18.8	*	9.0	8.6	7.6	
35	11.2	14.1	18.7	*	30.0	28.8	31.4	33.2	33.4	30.3	29.8	29.1	26.9	*	12.0	9.8	9.3	
36	11.4	13.0	17.7	*	26.5	28.5	30.0	29.8	30.2	29.5	26.2	25.4	23.3	*	10.2	9.1	8.8	

KP9060, 2000 SP-AD/D-AE

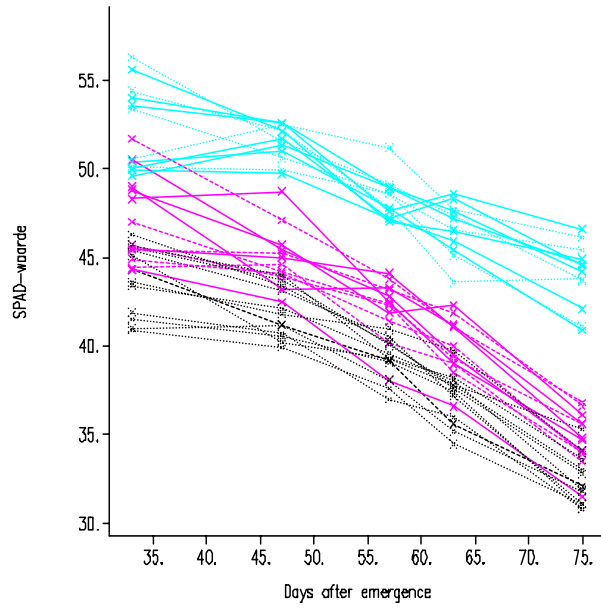
1	13	20	27	34	35	41	42	46	62	68	74	83	91	99	105	126	134	137
	*	46.7	44.6	50.1	*	*	46.2	45.2	45.7	45.8	47.7	43.1	40.4	38.1	36.2	26.7	*	*
2	*	46.7	45.1	50.2	*	*	46.1	44.9	45.3	44.0	46.1	41.4	35.9	30.8	28.3	27.4	*	*
3	*	47.4	44.2	45.7	*	*	40.8	41.0	39.6	38.4	37.1	32.8	28.4	24.1	19.1	*	*	*
4	*	48.9	47.1	54.0	*	*	48.5	46.4	44.2	43.4	46.0	43.1	41.9	38.0	38.0	30.7	*	*
5	*	48.3	45.2	50.2	*	*	45.3	43.2	42.1	41.9	40.4	39.9	37.6	35.6	34.5	28.5	*	*
6	*	47.9	48.9	51.0	*	*	50.5	47.5	47.2	48.4	48.1	44.3	45.3	41.2	38.4	37.5	*	*
7	*	52.3	48.0	50.3	*	*	43.5	41.2	41.1	40.5	40.4	37.1	34.9	34.1	29.5	25.7	*	*
8	*	47.9	48.2	52.5	*	*	50.2	48.1	47.5	48.0	49.5	44.8	47.2	44.1	39.6	39.2	*	*
9	*	47.9	47.2	50.7	*	*	47.9	45.1	45.2	44.9	48.2	45.9	41.8	37.8	37.7	32.9	*	*
10	*	48.7	43.8	47.3	*	*	41.7	39.3	39.0	39.0	38.7	31.4	27.8	23.2	20.1	*	*	*
11	*	47.3	44.7	48.9	*	*	44.6	44.8	42.7	44.1	42.7	39.4	33.2	28.1	26.4	22.6	*	*
12	*	46.5	46.3	48.5	*	*	44.1	45.0	44.9	46.4	45.3	41.6	37.3	35.0	32.1	25.8	*	*
13	*	48.3	47.3	53.0	*	*	48.5	46.8	44.4	45.5	45.9	43.7	43.1	39.3	41.0	33.2	*	*
14	*	47.9	50.3	53.3	*	*	49.8	46.6	46.7	47.4	48.2	43.1	47.1	43.3	45.4	42.7	*	*
15	*	48.6	47.3	48.5	*	*	43.0	41.4	40.3	39.7	40.5	37.3	35.3	32.0	27.9	25.7	*	*
16	*	46.9	44.8	44.3	*	*	42.8	41.0	38.1	36.7	34.3	32.4	26.5	25.8	22.1	*	*	*
17	*	45.8	44.7	46.6	*	*	46.2	43.0	42.5	42.3	39.7	36.7	31.8	29.7	25.7	19.1	*	*
18	*	46.1	45.6	49.2	*	*	46.0	44.1	45.6	46.0	47.1	43.0	41.0	36.5	35.9	28.6	*	*
19	*	46.9	44.7	48.1	*	*	44.4	43.1	43.4	42.2	41.0	37.3	32.2	31.0	30.8	22.7	*	*
20	*	47.6	44.1	47.7	*	*	45.4	43.2	43.8	42.9	42.8	40.2	37.7	33.2	32.7	24.9	*	*
21	*	45.4	43.6	44.7	*	*	41.6	39.5	40.8	37.6	37.8	33.5	29.8	26.7	22.4	16.9	*	*
22	*	48.8	48.6	54.1	*	*	49.2	46.9	45.9	45.6	46.9	43.4	45.0	42.3	42.5	32.7	*	*
23	*	49.5	48.7	49.8	*	*	43.4	40.1	38.5	38.7	36.9	35.6	33.5	30.5	29.2	21.3	*	*
24	*	51.4	46.1	52.1	*	*	47.5	44.9	41.7	41.8	42.4	37.2	37.6	33.6	33.7	26.0	*	*
25	*	52.5	50.5	53.0	*	*	47.6	46.2	43.5	44.7	43.5	42.6	38.3	35.8	29.3	27.3	*	*
26	*	50.7	48.0	45.7	*	*	40.0	41.5	38.4	36.8	37.2	35.1	29.9	25.4	21.3	*	*	*
27	*	51.0	48.1	53.1	*	*	49.1	45.1	46.3	44.3	45.0	44.4	42.8	36.5	35.2	31.8	*	*
28	*	48.2	44.2	43.5	*	*	41.2	40.4	38.5	37.8	37.4	34.3	26.4	21.9	19.1	*	*	*
29	*	47.0	44.3	48.8	*	*	46.2	44.1	46.4	46.6	45.4	40.1	36.9	34.6	31.6	*	*	*
30	*	48.9	46.0	47.1	*	*	46.8	43.1	43.7	42.1	42.1	37.0	32.1	26.2	19.9	*	*	*
31	*	49.8	50.0	53.8	*	*	47.3	47.3	47.0	48.1	47.3	43.6	44.4	45.8	41.2	36.1	*	*
32	*	49.0	48.6	50.6	*	*	45.4	44.9	43.8	43.3	43.2	41.3	39.5	37.8	34.3	29.2	*	*
33	*	48.8	47.8	47.7	*	*	41.0	40.3	39.2	39.1	36.9	36.5	33.0	31.5	29.1	25.6	*	*
34	*	48.7	44.0	44.6	*	*	40.6	41.8	40.2	39.4	38.7	33.9	29.7	25.2	21.0	*	*	*
35	*	49.3	47.0	48.1	*	*	43.6	44.8	45.1	45.1	46.2	42.3	37.8	34.8	32.5	27.3	*	*
36	*	47.7	44.8	46.7	*	*	43.1	42.5	42.7	41.4	40.6	38.1	29.9	28.7	24.8	*	*	*

Bijlage VI.

SPAD: grafieken per ntrap Bijlage



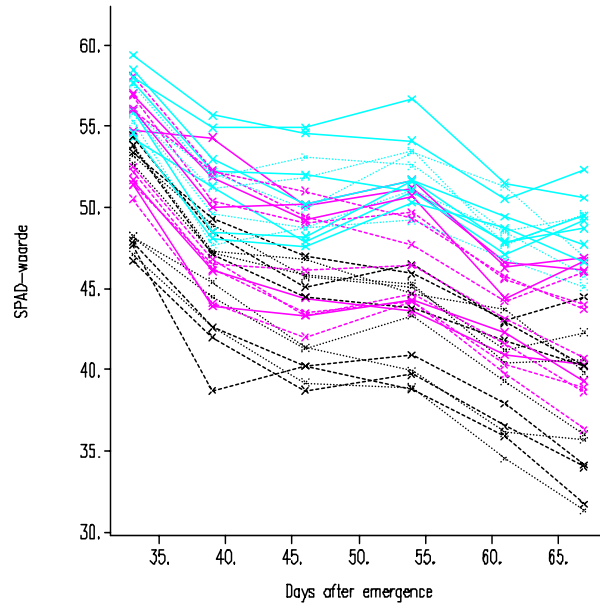
KB9036



Ntrap

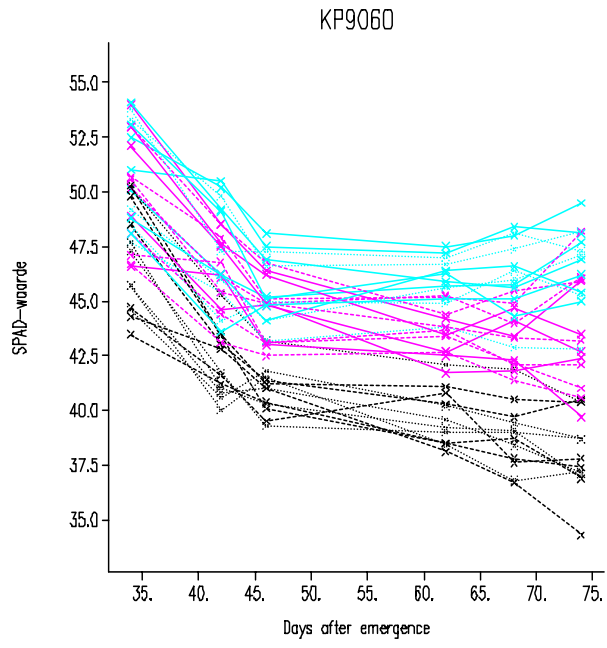


KP9039



Ntrap



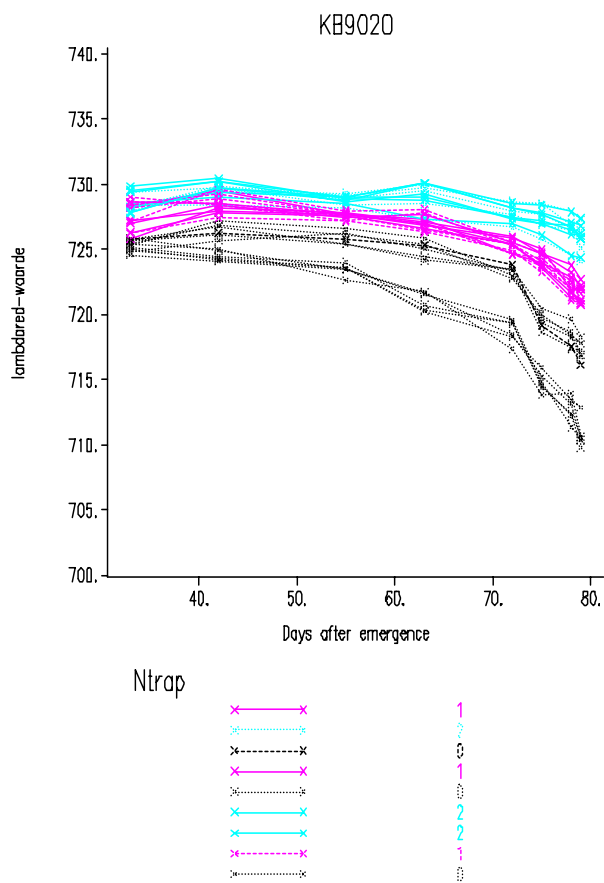


Ntrap

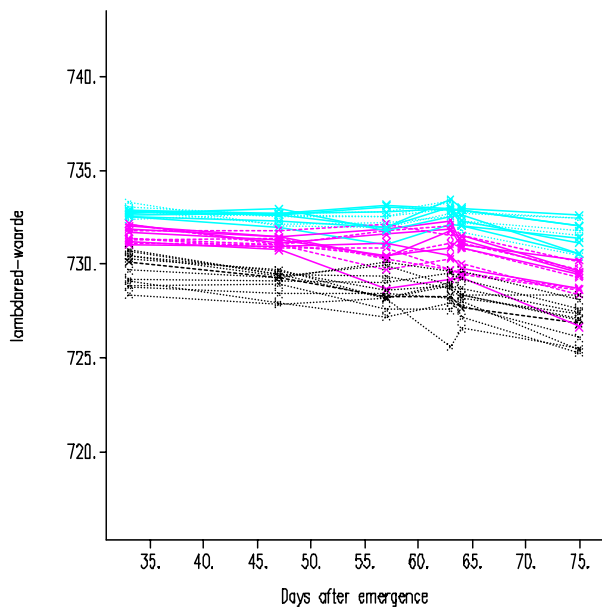


Bijlage VII.

LRED: grafieken per ntrap



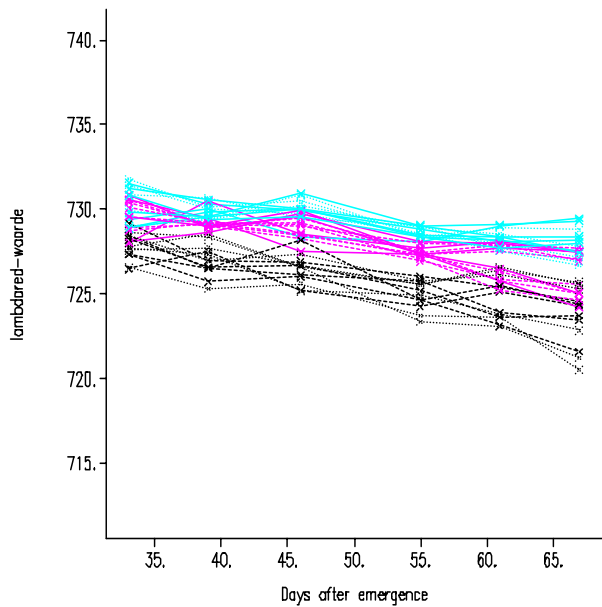
KB9036



Ntrap

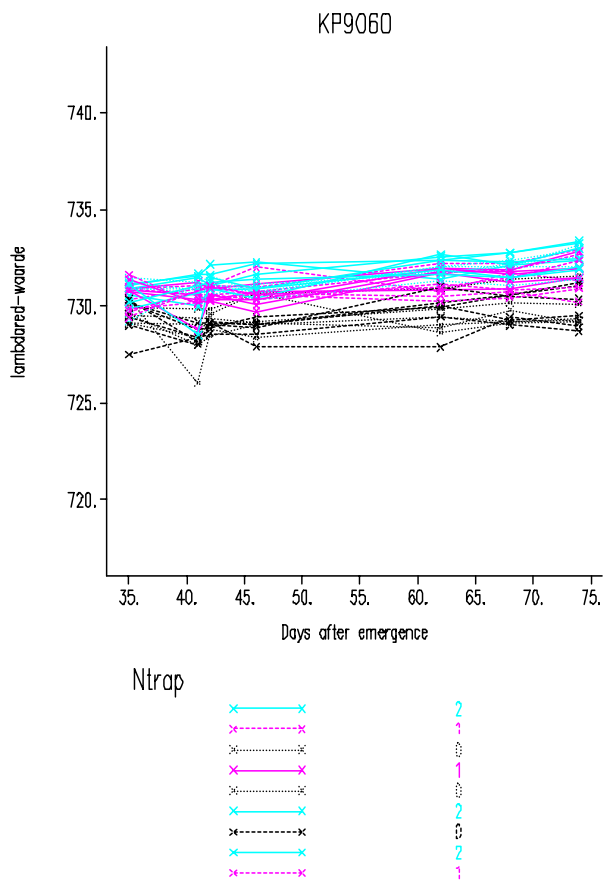


KP9039



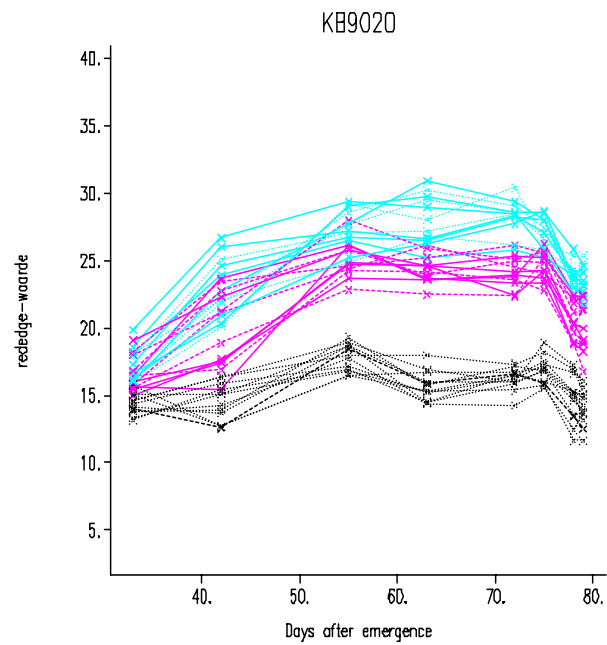
Ntrap



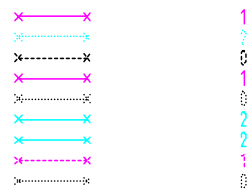


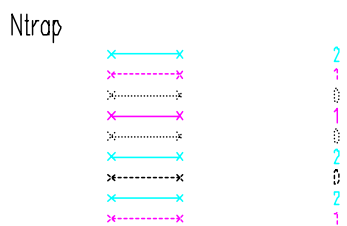
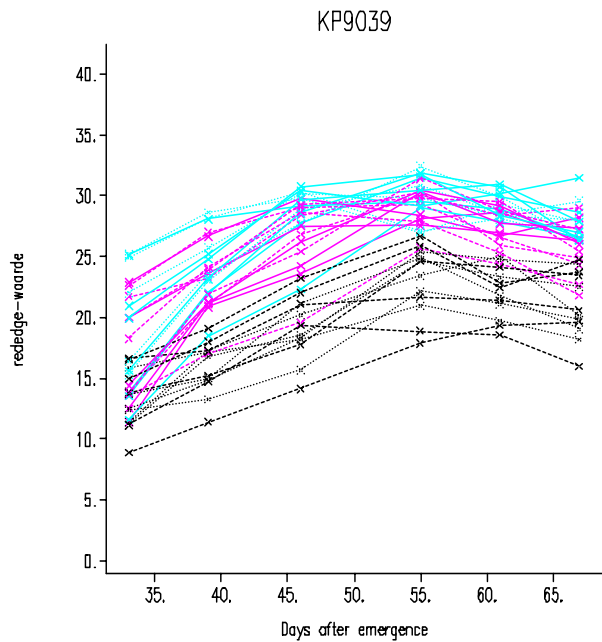
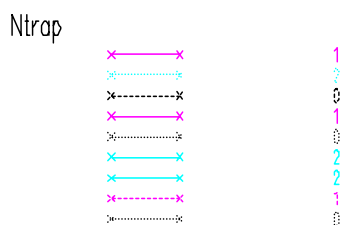
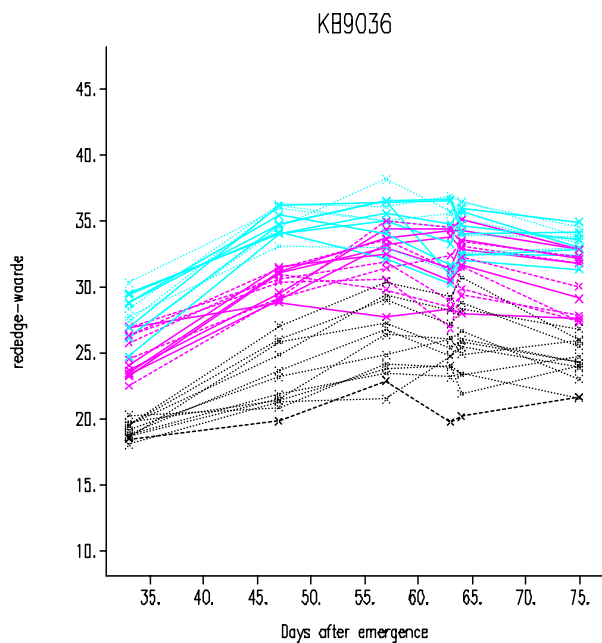
Bijlage VIII.

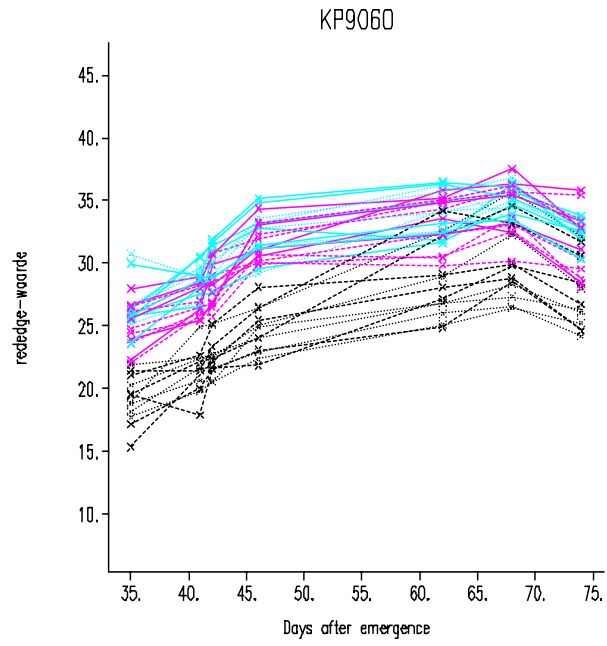
REDEGE: grafieken per Ntrap



Ntrap





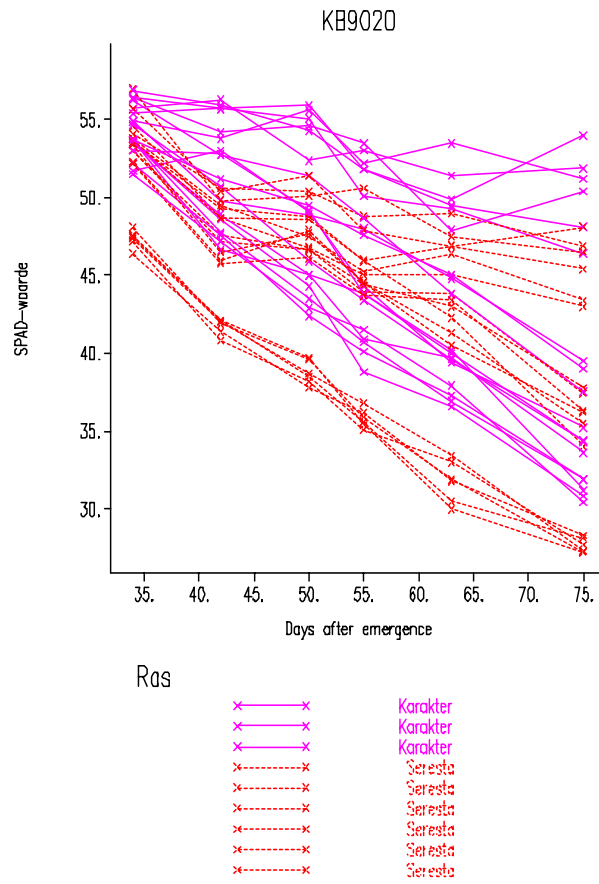


Ntrap

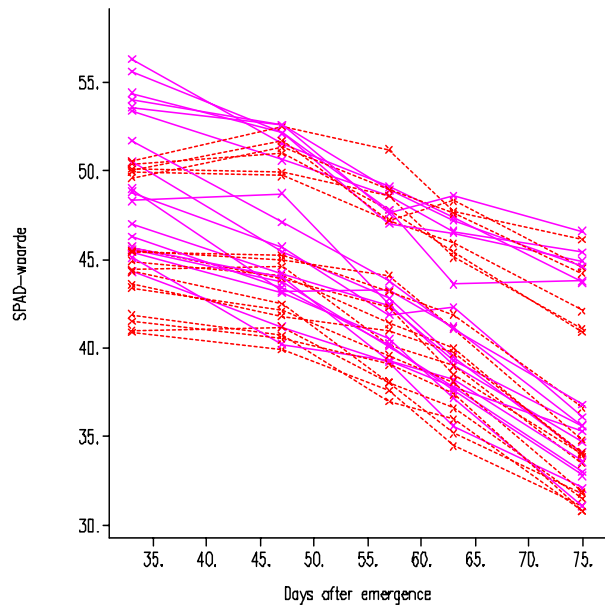


Bijlage IX.

SPAD: grafieken per ras



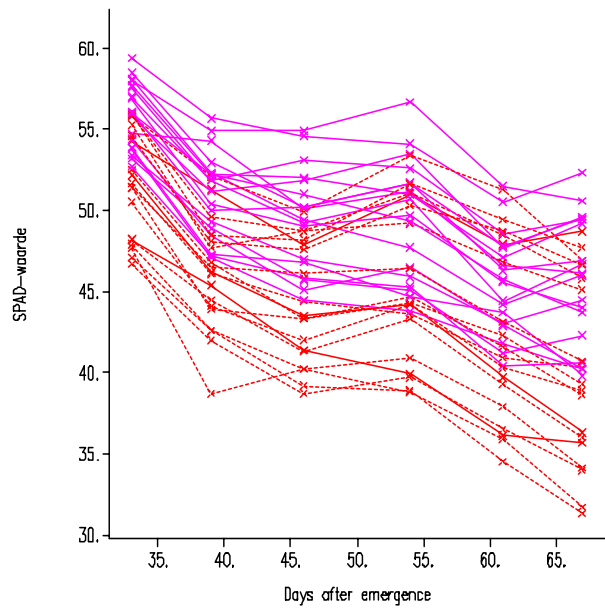
KB9036



Ras

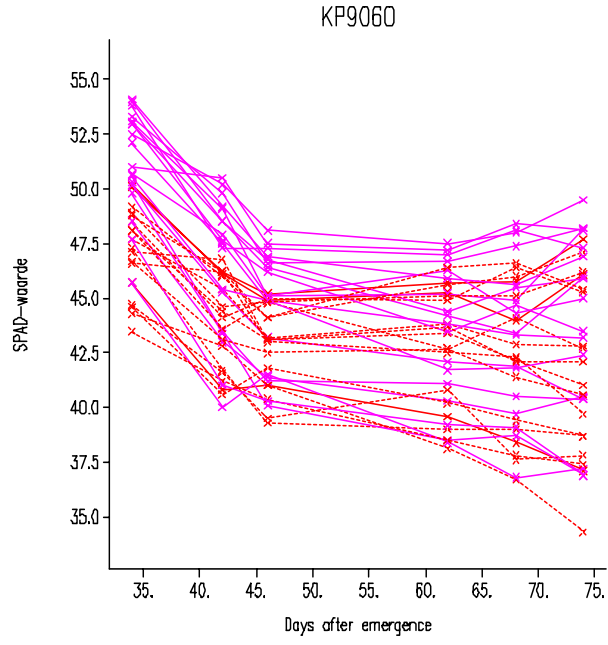
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta

KP9039



Ras

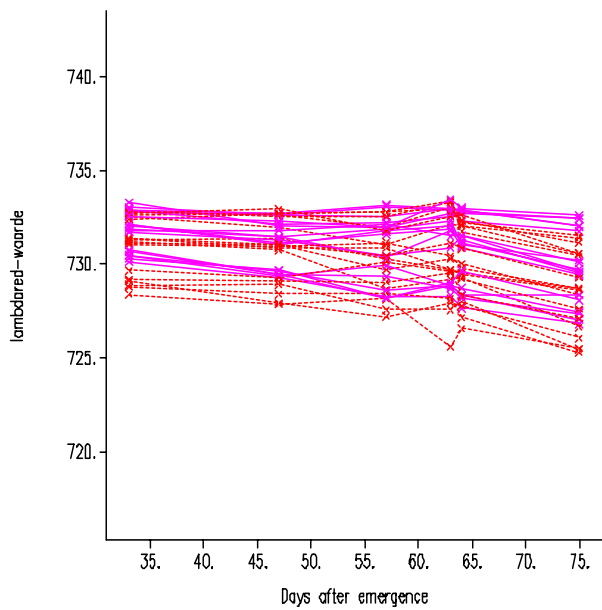
- x— Seresta
- x— Seresta
- x— Seresta
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter



Ras

- × — × Seresta
- × — × Seresta
- × — × Seresta
- × — × Karakter
- × — × Karakter
- × — × Karakter
- × — × Karakter
- × — × Karakter
- × — × Karakter

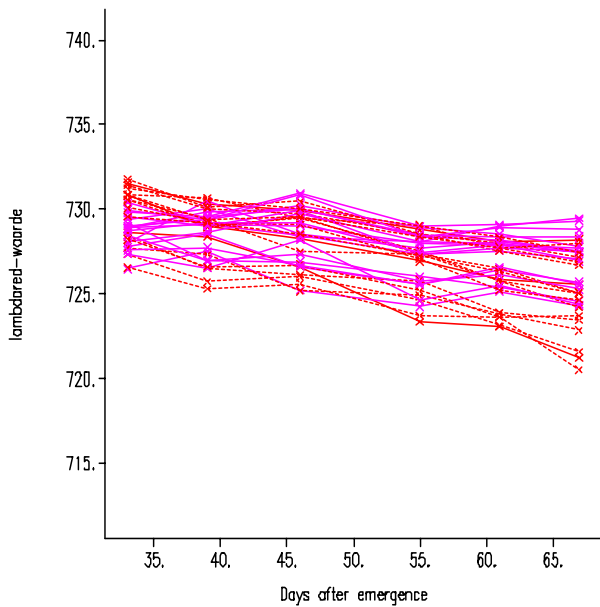
KB9036



Ras

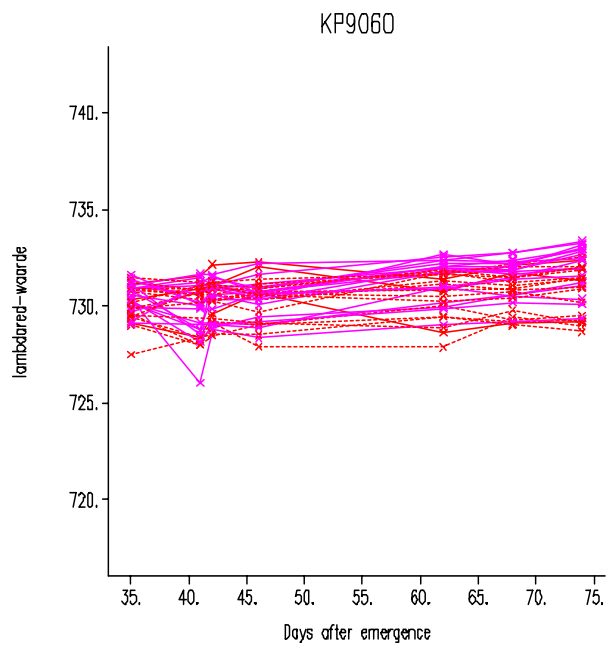
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x---x Seresta
- x---x Seresta
- x---x Seresta
- x---x Seresta
- x---x Seresta
- x---x Seresta

KP9039



Ras

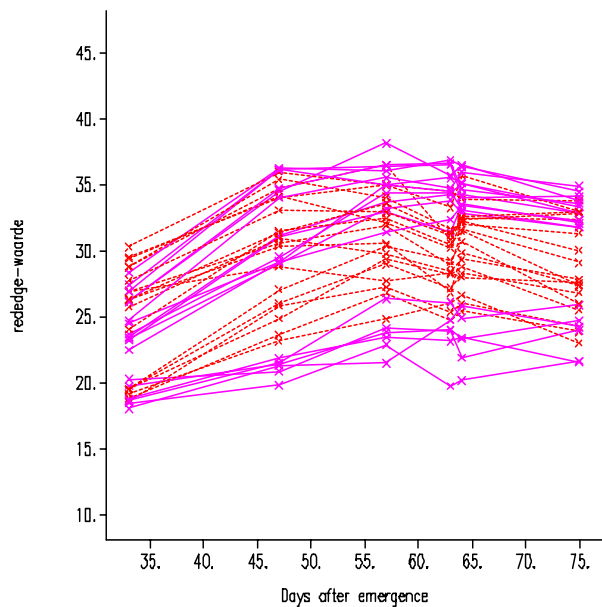
- x—x Seresta
- x—x Seresta
- x—x Seresta
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter



Ras

- x—x Seresta
- x—x Seresta
- x—x Seresta
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter

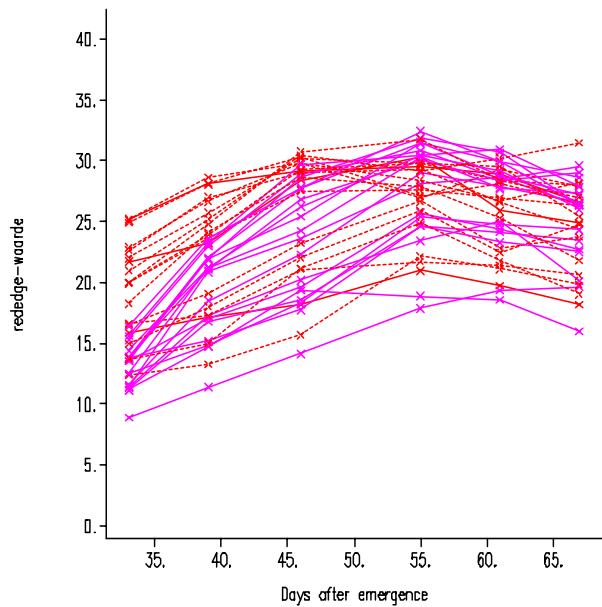
KB9036



Ras

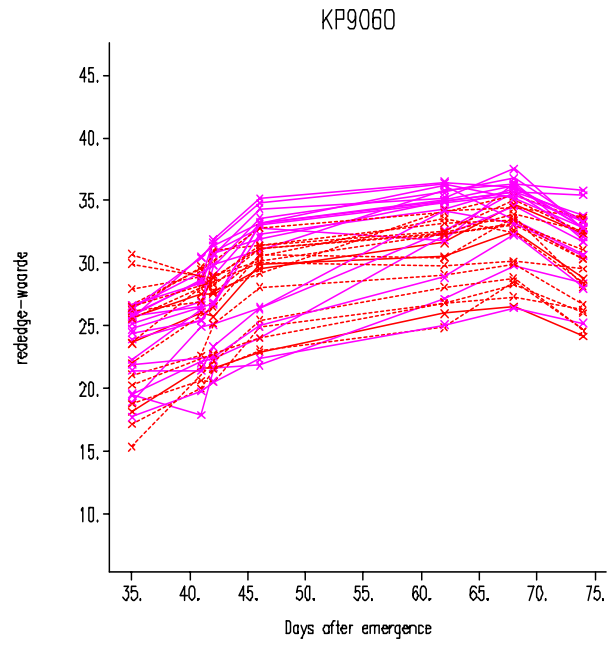
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta

KP9039



Ras

- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- - -x- Seresta
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter
- x— Karakter

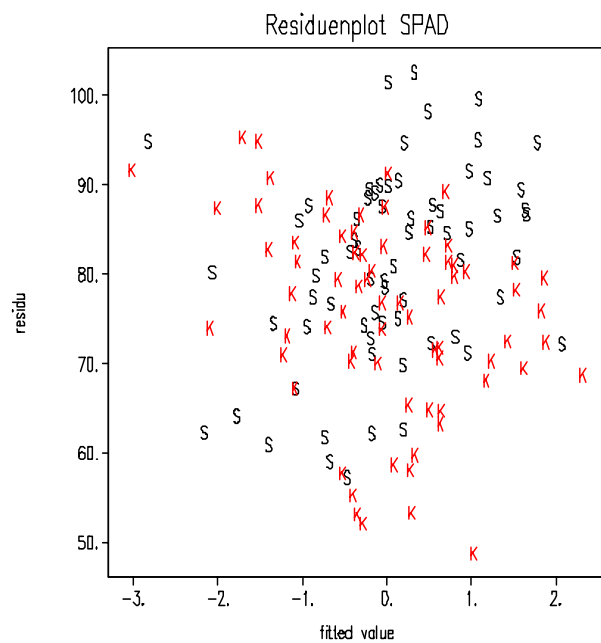


Ras

- x—x Seresta
- x—x Seresta
- x—x Seresta
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter
- x—x Karakter

Bijlage XII.

Residuenplot SPAD

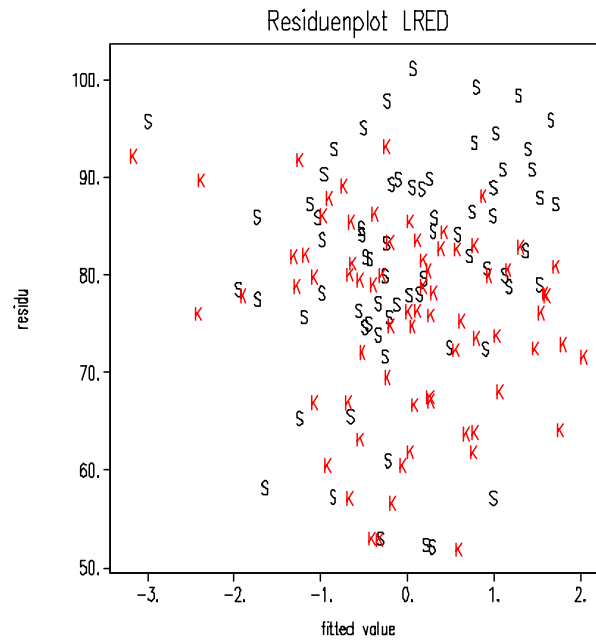


spad_fit v spad_res (SERESTA)
 spad_fit v spad_res (Karakter)

S S S S
 K K K K

Bijlage XIII.

Residuenplot LRED



lred_fit v lred_res (SERESTA)
lred_fit v lred_res (Karakter)

S S S S
K K K K

Bijlage XIV.

Predictor SPAD: Voorspelde uitbetalingsgewichten als functie van K_0 , per berekening en ntrap.

De vetgedrukte waarden in de tabel zijn waarden die in dit onderzoek zijn aangetroffen; de normaal gedrukte waarden aan de boven- en onderkant van de tabel kwamen in dit onderzoek niet voor en behelzen dus in feite extrapolatie.

Berekening:	Geen berekening			Wel berekening		
	geen	basis	advies	geen	basis	advies
K0						
40.00	86.11	102.35	105.73	91.63	107.87	111.25
41.00	84.91	101.15	104.53	90.43	106.67	110.05
42.00	83.72	99.96	103.34	89.23	105.48	108.86
43.00	82.52	98.76	102.14	88.04	104.28	107.66
44.00	81.32	97.56	100.94	86.84	103.08	106.46
45.00	80.13	96.37	99.75	85.64	101.89	105.27
46.00	78.93	95.17	98.55	84.45	100.69	104.07
47.00	77.73	93.97	97.36	83.25	99.49	102.87
48.00	76.54	92.78	96.16	82.05	98.30	101.68
49.00	75.34	91.58	94.96	80.86	97.10	100.48
50.00	74.14	90.38	93.77	79.66	95.90	99.28
51.00	72.95	89.19	92.57	78.46	94.71	98.09
52.00	71.75	87.99	91.37	77.27	93.51	96.89
53.00	70.55	86.79	90.18	76.07	92.31	95.69
54.00	69.36	85.60	88.98	74.87	91.12	94.50
55.00	68.16	84.40	87.78	73.68	89.92	93.30
56.00	66.96	83.20	86.59	72.48	88.72	92.10
57.00	65.77	82.01	85.39	71.28	87.53	90.91
58.00	64.57	80.81	84.19	70.09	86.33	89.71
59.00	63.37	79.62	83.00	68.89	85.13	88.51
60.00	62.18	78.42	81.80	67.69	83.94	87.32
61.00	60.98	77.22	80.60	66.50	82.74	86.12
62.00	59.78	76.03	79.41	65.30	81.54	84.92
63.00	58.59	74.83	78.21	64.10	80.35	83.73
64.00	57.39	73.63	77.01	62.91	79.15	82.53
65.00	56.19	72.44	75.82	61.71	77.95	81.33
66.00	55.00	71.24	74.62	60.51	76.76	80.14
67.00	53.80	70.04	73.42	59.32	75.56	78.94
68.00	52.60	68.85	72.23	58.12	74.36	77.74
69.00	51.41	67.65	71.03	56.92	73.17	76.55
70.00	50.21	66.45	69.83	55.73	71.97	75.35
71.00	49.01	65.26	68.64	54.53	70.77	74.15
72.00	47.82	64.06	67.44	53.33	69.58	72.96
73.00	46.62	62.86	66.24	52.14	68.38	71.76
74.00	45.42	61.67	65.05	50.94	67.18	70.56
75.00	44.23	60.47	63.85	49.74	65.99	69.37
76.00	43.03	59.27	62.65	48.55	64.79	68.17
77.00	41.83	58.08	61.46	47.35	63.59	
78.00	40.64	56.88	60.26	46.15	62.40	65.78
79.00	39.44	55.68	59.06	44.96	61.20	64.58
80.00	38.24	54.49	57.87	43.76	60.00	63.38

Bijlage XV.

Predictor SPAD: Standaard voorspelfouten (sep's) als functie van K0, per berekening en ntrap

De vetgedrukte waarden in de tabel zijn waarden die in dit onderzoek zijn aangetroffen; de normaal gedrukte waarden aan de boven- en onderkant van de tabel kwamen in dit onderzoek niet voor en behelzen dus in feite extrapolatie.

Berekening:	Geen berekening			Wel berekening		
Bemesting:	geen	basis	advies	geen	basis	advies
K0						
40.00	7.67	7.74	7.69	7.68	7.75	7.70
41.00	7.64	7.71	7.66	7.65	7.72	7.67
42.00	7.62	7.69	7.64	7.63	7.69	7.65
43.00	7.60	7.66	7.62	7.61	7.67	7.63
44.00	7.58	7.64	7.60	7.59	7.64	7.60
45.00	7.56	7.62	7.58	7.57	7.62	7.58
46.00	7.55	7.60	7.56	7.55	7.60	7.57
47.00	7.53	7.58	7.54	7.53	7.58	7.55
48.00	7.52	7.56	7.53	7.52	7.56	7.53
49.00	7.50	7.54	7.51	7.51	7.54	7.52
50.00	7.49	7.53	7.50	7.49	7.53	7.51
51.00	7.48	7.51	7.49	7.48	7.51	7.49
52.00	7.47	7.50	7.48	7.47	7.50	7.48
53.00	7.46	7.49	7.47	7.47	7.49	7.47
54.00	7.46	7.48	7.47	7.46	7.48	7.47
55.00	7.45	7.47	7.46	7.46	7.47	7.46
56.00	7.45	7.46	7.46	7.45	7.46	7.46
57.00	7.45	7.46	7.45	7.45	7.46	7.45
58.00	7.45	7.46	7.45	7.45	7.45	7.45
59.00	7.45	7.45	7.45	7.45	7.45	7.45
60.00	7.45	7.45	7.46	7.45	7.45	7.45
61.00	7.46	7.45	7.46	7.46	7.45	7.46
62.00	7.46	7.45	7.46	7.46	7.45	7.46
63.00	7.47	7.46	7.47	7.47	7.45	7.47
64.00	7.48	7.46	7.48	7.48	7.46	7.47
65.00	7.49	7.47	7.49	7.49	7.47	7.48
66.00	7.50	7.48	7.50	7.50	7.47	7.49
67.00	7.51	7.49	7.51	7.51	7.48	7.50
68.00	7.53	7.50	7.52	7.52	7.49	7.52
69.00	7.54	7.51	7.54	7.54	7.50	7.53
70.00	7.56	7.52	7.55	7.56	7.52	7.55
71.00	7.58	7.54	7.57	7.57	7.53	7.56
72.00	7.60	7.55	7.59	7.59	7.55	7.58
73.00	7.62	7.57	7.61	7.61	7.56	7.60
74.00	7.64	7.59	7.63	7.64	7.58	7.62
75.00	7.67	7.61	7.65	7.66	7.60	7.65
76.00	7.69	7.63	7.68	7.69	7.62	7.67
77.00	7.72	7.66	7.70	7.71	7.65	7.70
78.00	7.75	7.68	7.73	7.74	7.67	7.72
79.00	7.78	7.71	7.76	7.77	7.70	7.75
80.00	7.81	7.73	7.79	7.80	7.72	7.78
Meansep	7.55	7.55	7.56	7.55	7.55	7.55
sdsep		0.10	0.09	0.10	0.10	0.09

Bijlage XVI.

Predictor LRED: Voorspelde uitbetalingsgewichten als functie van K1, per berekening, ntrap en ras

De vetgedrukte waarden in de tabel zijn waarden die in dit onderzoek zijn aangetroffen; de normaal gedrukte waarden aan de boven- en onderkant van de tabel kwamen in dit onderzoek niet voor en behelzen dus in feite extrapolatie.

Ras Berekening Bemesting	Seresta						Karakter					
	geen			wel			geen			wel		
	0	1	2	0	1	2	0	1	2	0	1	2
K1												
-0.5000	34.0	44.2	46.4	39.4	49.7	51.8	23.5	33.7	35.9	28.9	39.2	41.3
-0.4900	34.9	45.2	47.3	40.3	50.6	52.7	24.4	34.6	36.8	29.8	40.1	42.2
-0.4800	35.8	46.1	48.2	41.2	51.5	53.6	25.3	35.5	37.7	30.7	41.0	43.1
-0.4700	36.7	47.0	49.1	42.1	52.4	54.6	26.2	36.4	38.6	31.6	41.9	44.0
-0.4600	37.6	47.9	50.0	43.1	53.3	55.5	27.1	37.4	39.5	32.5	42.8	44.9
-0.4500	38.5	48.8	50.9	44.0	54.2	56.4	28.0	38.3	40.4	33.4	43.7	45.8
-0.4400	39.4	49.7	51.8	44.9	55.1	57.3	28.9	39.2	41.3	34.3	44.6	46.7
-0.4300	40.3	50.6	52.7	45.8	56.0	58.2	29.8	40.1	42.2	35.2	45.5	47.7
-0.4200	41.2	51.5	53.6	46.7	56.9	59.1	30.7	41.0	43.1	36.2	46.4	48.6
-0.4100	42.1	52.4	54.5	47.6	57.8	60.0	31.6	41.9	44.0	37.1	47.3	49.5
-0.4000	43.0	53.3	55.4	48.5	58.8	60.9	32.5	42.8	44.9	38.0	48.2	50.4
-0.3900	43.9	54.2	56.3	49.4	59.7	61.8	33.4	43.7	45.8	38.9	49.1	51.3
-0.3800	44.8	55.1	57.2	50.3	60.6	62.7	34.3	44.6	46.7	39.8	50.0	52.2
-0.3700	45.7	56.0	58.1	51.2	61.5	63.6	35.2	45.5	47.6	40.7	50.9	53.1
-0.3600	46.6	56.9	59.0	52.1	62.4	64.5	36.1	46.4	48.5	41.6	51.9	54.0
-0.3500	47.5	57.8	59.9	53.0	63.3	65.4	37.0	47.3	49.4	42.5	52.8	54.9
-0.3400	48.4	58.7	60.8	53.9	64.2	66.3	37.9	48.2	50.3	43.4	53.7	55.8
-0.3300	49.3	59.6	61.7	54.8	65.1	67.2	38.8	49.1	51.2	44.3	54.6	56.7
-0.3200	50.2	60.5	62.6	55.7	66.0	68.1	39.7	50.0	52.1	45.2	55.5	57.6
-0.3100	51.1	61.4	63.6	56.6	66.9	69.0	40.6	50.9	53.0	46.1	56.4	58.5
-0.3000	52.1	62.3	64.5	57.5	67.8	69.9	41.5	51.8	53.9	47.0	57.3	59.4
-0.2900	53.0	63.2	65.4	58.4	68.7	70.8	42.4	52.7	54.8	47.9	58.2	60.3
-0.2800	53.9	64.1	66.3	59.3	69.6	71.7	43.3	53.6	55.7	48.8	59.1	61.2
-0.2700	54.8	65.0	67.2	60.2	70.5	72.6	44.2	54.5	56.7	49.7	60.0	62.1
-0.2600	55.7	65.9	68.1	61.1	71.4	73.5	45.2	55.4	57.6	50.6	60.9	63.0
-0.2500	56.6	66.8	69.0	62.0	72.3	74.4	46.1	56.3	58.5	51.5	61.8	63.9
-0.2400	57.5	67.8	69.9	62.9	73.2	75.3	47.0	57.2	59.4	52.4	62.7	64.8
-0.2300	58.4	68.7	70.8	63.8	74.1	76.2	47.9	58.1	60.3	53.3	63.6	65.7
-0.2200	59.3	69.6	71.7	64.7	75.0	77.1	48.8	59.0	61.2	54.2	64.5	66.6
-0.2100	60.2	70.5	72.6	65.7	75.9	78.1	49.7	59.9	62.1	55.1	65.4	67.5
-0.2000	61.1	71.4	73.5	66.6	76.8	79.0	50.6	60.9	63.0	56.0	66.3	68.4
-0.1900	62.0	72.3	74.4	67.5	77.7	79.9	51.5	61.8	63.9	56.9	67.2	69.3
-0.1800	62.9	73.2	75.3	68.4	78.6	80.8	52.4	62.7	64.8	57.8	68.1	70.3
-0.1700	63.8	74.1	76.2	69.3	79.5	81.7	53.3	63.6	65.7	58.8	69.0	71.2
-0.1600	64.7	75.0	77.1	70.2	80.4	82.6	54.2	64.5	66.6	59.7	69.9	72.1
-0.1500	65.6	75.9	78.0	71.1	81.4	83.5	55.1	65.4	67.5	60.6	70.8	73.0
-0.1400	66.5	76.8	78.9	72.0	82.3	84.4	56.0	66.3	68.4	61.5	71.7	73.9
-0.1300	67.4	77.7	79.8	72.9	83.2	85.3	56.9	67.2	69.3	62.4	72.6	74.8
-0.1200	68.3	78.6	80.7	73.8	84.1	86.2	57.8	68.1	70.2	63.3	73.5	75.7
-0.1100	69.2	79.5	81.6	74.7	85.0	87.1	58.7	69.0	71.1	64.2	74.5	76.6
-0.1000	70.1	80.4	82.5	75.6	85.9	88.0	59.6	69.9	72.0	65.1	75.4	77.5
-0.0900	71.0	81.3	83.4	76.5	86.8	88.9	60.5	70.8	72.9	66.0	76.3	78.4
-0.0800	71.9	82.2	84.3	77.4	87.7	89.8	61.4	71.7	73.8	66.9	77.2	79.3
-0.0700	72.8	83.1	85.2	78.3	88.6	90.7	62.3	72.6	74.7	67.8	78.1	80.2
-0.0600	73.7	84.0	86.1	79.2	89.5	91.6	63.2	73.5	75.6	68.7	79.0	81.1
-0.0500	74.6	84.9	87.1	80.1	90.4	92.5	64.1	74.4	76.5	69.6	79.9	82.0
-0.0400	75.6	85.8	88.0	81.0	91.3	93.4	65.0	75.3	77.4	70.5	80.8	82.9

Ras Berekening Bemesting	Seresta						Karakter					
	geen			wel			geen			wel		
	0	1	2	0	1	2	0	1	2	0	1	2
-0.0300	76.5	86.7	88.9	81.9	92.2	94.3	65.9	76.2	78.3	71.4	81.7	83.8
-0.0200	77.4	87.6	89.8	82.8	93.1	95.2	66.8	77.1	79.3	72.3	82.6	84.7
-0.0100	78.3	88.5	90.7	83.7	94.0	96.1	67.8	78.0	80.2	73.2	83.5	85.6
0.0000	79.2	89.4	91.6	84.6	94.9	97.0	68.7	78.9	81.1	74.1	84.4	86.5
0.0100	80.1	90.4	92.5	85.5	95.8	97.9	69.9	79.8	82.0	75.0	85.3	87.4
0.0200	81.0	91.3	93.4	86.4	96.7	98.8	70.5	80.7	82.9	75.9	86.2	88.3
0.0300	81.9	92.2	94.3	87.3	97.6	99.7	71.4	81.6	83.8	76.8	87.1	89.2
0.0400	82.8	93.1	95.2	88.2	98.5	100.7	72.3	82.5	84.7	77.7	88.0	90.1
0.0500	83.7	94.0	96.1	89.2	99.4	101.6	73.2	83.5	85.6	78.6	88.9	91.0
0.0600	84.6	94.9	97.0	90.1	100.3	102.5	74.1	84.4	86.5	79.5	89.8	91.9
0.0700	85.5	95.8	97.9	91.0	101.2	103.4	75.0	85.3	87.4	80.4	90.7	92.8
0.0800	86.4	96.7	98.8	91.9	102.1	104.3	75.9	86.2	88.3	81.3	91.6	93.8
0.0900	87.3	97.6	99.7	92.8	103.0	105.2	76.8	87.1	89.2	82.3	92.5	94.7
0.1000	88.2	98.5	100.6	93.7	104.0	106.1	77.7	88.0	90.1	83.2	93.4	95.6
0.1100	89.1	99.4	101.5	94.6	104.9	107.0	78.6	88.9	91.0	84.1	94.3	96.5
0.1200	90.0	100.3	102.4	95.5	105.8	107.9	79.5	89.8	91.9	85.0	95.2	97.4
0.1300	90.9	101.2	103.3	96.4	106.7	108.8	80.4	90.7	92.8	85.9	96.1	98.3
0.1400	91.8	102.1	104.2	97.3	107.6	109.7	81.3	91.6	93.7	86.8	97.1	99.2
0.1500	92.7	103.0	105.1	98.2	108.5	110.6	82.2	92.5	94.6	87.7	98.0	100.1

Bijlage XVII.

Predictor LRED: Standaard voorspelfouten (sep's) als functie van K1, per berekening, ntrap en ras

De vetgedrukte waarden in de tabel zijn waarden die in dit onderzoek zijn aangetroffen; de normaal gedrukte waarden aan de boven- en onderkant van de tabel kwamen in dit onderzoek niet voor en behelzen dus in feite extrapolatie.

Ras	Karakter						Seresta					
	geen			wel			geen			wel		
Berekening	0	1	2	0	1	2	0	1	2	0	1	2
Bemesting	0	1	2	0	1	2	0	1	2	0	1	2
K1												
-0.5000	8.0	8.1	8.2	8.0	8.1	8.2	8.2	8.3	8.4	8.1	8.3	8.4
-0.4900	8.0	8.1	8.2	7.9	8.0	8.2	8.1	8.2	8.4	8.1	8.2	8.4
-0.4800	7.9	8.0	8.2	7.9	8.0	8.2	8.1	8.2	8.4	8.1	8.2	8.3
-0.4700	7.9	8.0	8.1	7.9	8.0	8.1	8.0	8.2	8.3	8.0	8.2	8.3
-0.4600	7.9	8.0	8.1	7.8	7.9	8.1	8.0	8.1	8.3	8.0	8.1	8.3
-0.4500	7.8	7.9	8.1	7.8	7.9	8.0	8.0	8.1	8.2	8.0	8.1	8.2
-0.4400	7.8	7.9	8.0	7.8	7.9	8.0	8.0	8.1	8.2	7.9	8.0	8.2
-0.4300	7.8	7.9	8.0	7.8	7.9	8.0	7.9	8.0	8.2	7.9	8.0	8.2
-0.4200	7.7	7.8	8.0	7.7	7.8	8.0	7.9	8.0	8.1	7.9	8.0	8.1
-0.4100	7.7	7.8	7.9	7.7	7.8	7.9	7.9	8.0	8.1	7.8	7.9	8.1
-0.4000	7.7	7.8	7.9	7.7	7.8	7.9	7.8	7.9	8.1	7.8	7.9	8.0
-0.3900	7.7	7.8	7.9	7.7	7.7	7.9	7.8	7.9	8.0	7.8	7.9	8.0
-0.3800	7.6	7.7	7.8	7.6	7.7	7.8	7.8	7.9	8.0	7.8	7.9	8.0
-0.3700	7.6	7.7	7.8	7.6	7.7	7.8	7.7	7.8	8.0	7.7	7.8	7.9
-0.3600	7.6	7.7	7.8	7.6	7.7	7.8	7.7	7.8	7.9	7.7	7.8	7.9
-0.3500	7.6	7.7	7.8	7.6	7.6	7.7	7.7	7.8	7.9	7.7	7.8	7.9
-0.3400	7.6	7.6	7.7	7.6	7.6	7.7	7.7	7.8	7.9	7.7	7.7	7.9
-0.3300	7.5	7.6	7.7	7.5	7.6	7.7	7.6	7.7	7.8	7.6	7.7	7.8
-0.3200	7.5	7.6	7.7	7.5	7.6	7.7	7.6	7.7	7.8	7.6	7.7	7.8
-0.3100	7.5	7.6	7.7	7.5	7.6	7.6	7.6	7.7	7.8	7.6	7.7	7.8
-0.3000	7.5	7.6	7.6	7.5	7.5	7.6	7.6	7.7	7.8	7.6	7.6	7.7
-0.2900	7.5	7.5	7.6	7.5	7.5	7.6	7.6	7.6	7.7	7.6	7.6	7.7
-0.2800	7.5	7.5	7.6	7.5	7.5	7.6	7.5	7.6	7.7	7.5	7.6	7.7
-0.2700	7.4	7.5	7.6	7.4	7.5	7.6	7.5	7.6	7.7	7.5	7.6	7.7
-0.2600	7.4	7.5	7.6	7.4	7.5	7.5	7.5	7.6	7.7	7.5	7.6	7.6
-0.2500	7.4	7.5	7.5	7.4	7.5	7.5	7.5	7.5	7.6	7.5	7.5	7.6
-0.2400	7.4	7.5	7.5	7.4	7.4	7.5	7.5	7.5	7.6	7.5	7.5	7.6
-0.2300	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5	7.5	7.5	7.6	7.5	7.5	7.6
-0.2200	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5	7.4	7.5	7.6	7.4	7.5	7.6
-0.2100	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5	7.4	7.5	7.5	7.4	7.5	7.5
-0.2000	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.4	7.4	7.5	7.5	7.4	7.5	7.5
-0.1900	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5
-0.1800	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5
-0.1700	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5
-0.1600	7.4	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5
-0.1500	7.3	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4
-0.1400	7.3	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4
-0.1300	7.3	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4
-0.1200	7.3	7.4	7.4	7.3	7.3	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4
-0.1100	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4
-0.1000	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4
-0.0900	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4
-0.0800	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3	7.3	7.4
-0.0700	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3	7.3	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3	7.4
-0.0600	7.4	7.4	7.3	7.4	7.3	7.3	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3	7.4
-0.0500	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3	7.4
-0.0400	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3	7.4

Ras	Karakter						Seresta					
	geen			wel			geen			wel		
Berekening	0	1	2	0	1	2	0	1	2	0	1	2
K1												
-0.0300	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3
-0.0200	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3
-0.0100	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.3	7.3	7.4	7.3	7.3
0.0000	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3
0.0100	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3
0.0200	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.3
0.0300	7.5	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.4	7.4	7.3	7.4	7.4	7.4
0.0400	7.5	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4
0.0500	7.5	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4
0.0600	7.5	7.5	7.4	7.5	7.5	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4
0.0700	7.5	7.5	7.4	7.5	7.5	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4	7.4
0.0800	7.5	7.5	7.4	7.5	7.5	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4
0.0900	7.6	7.5	7.4	7.6	7.5	7.4	7.5	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4
0.1000	7.6	7.5	7.5	7.6	7.5	7.5	7.5	7.4	7.4	7.5	7.4	7.4
0.1100	7.6	7.5	7.5	7.6	7.5	7.5	7.5	7.4	7.4	7.5	7.5	7.4
0.1200	7.6	7.5	7.5	7.6	7.6	7.5	7.5	7.5	7.4	7.5	7.5	7.4
0.1300	7.6	7.6	7.5	7.6	7.6	7.5	7.5	7.5	7.4	7.5	7.5	7.4
0.1400	7.7	7.6	7.5	7.7	7.6	7.5	7.5	7.5	7.4	7.6	7.5	7.4
0.1500	7.7	7.6	7.5	7.7	7.6	7.5	7.6	7.5	7.4	7.6	7.5	7.5
meansep	7.5	7.5	7.6	7.5	7.5	7.6	7.6	7.6	7.6	7.6	7.6	7.6
sdsep	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.3	0.2	0.3	0.3	0.2	0.3	0.3

