stichting
mathematisch
centrum

AFDELING MATHEMATISCHE STATISTIEK SD 109/75 OKTOBER

J. HEMELRIJK, R.T.J.M. PISCAER & M.C.A. VAN ZUYLEN

# METINGEN AAN BETONELEMENTEN

2e boerhaavestraat 49 amsterdam

*Printed at the Mathematical Centre, 49, 2e Boerhaavestraat, Amsterdam.*

*The Mathematical Centre, founded the 11-th of February 1946, is a non-profit institution aiming at the promotion of pure mathematics and its applications. It is sponsored by the Netherlands Government through the Netherlands Organization for the Advancement of Pure Research (Z.W.O), by the Municipality of Amsterdam, by the University of Amsterdam, by the Free University at Amsterdam, and by industries.*

AMS(MOS) Subject classification scheme (1970): 62P99

Inhoud                                                                    Blz.

# METINGEN AAN BETONELEMENTEN (derde rapport)

door

J. Hemelrijk, R.T.J.M. Piscaer en M.C.A. van Zuylen.

## 1. Inleiding

Dit rapport is een vervolg op de eerste twee rapporten over Metingen aan Betonelementen, SD 107/74 en SD 107a/74. Het sluit aan op het eerstgenoemde rapport waarnaar ook herhaaldelijk verwezen wordt. De in het huidige rapport behandelde afmetingen zijn: toog*), kromming, scheluwte en haaksheid, de gegevens die in bijlage 2 van SD 107/74 op de onderste helft van het formulier zijn weergegeven.

Voor gegevens over het tot stand komen van de opdracht en de gebruikte apparatuur verwijzen wij naar de inleiding van SD 107/74. De bijlagen bij het huidige rapport sluiten in nummer aan op die van de vorige rapporten. Daar SD 107a/74 bijlage 5 bevat begint de nummering in het huidige rapport bij bijlage 6. In de volgende paragrafen worden eerst de bijlagen van het rapport beschreven en vervolgens de resultaten voor de toog, kromming, scheluwte en haaksheid achtereenvolgens behandeld. De inhoud van het eerste rapport wordt daarbij bekend verondersteld.

*) "Toog" is de in dit rapport gebruikte afkorting voor "toog/opbuiging/doorbuiging".

## 2. Beschrijving van de bijlagen

Bijlagen 6A en 6B (Overzicht gegevens VI A en B).

Hierin treft men het analogon aan van de bijlagen 3A en 3B (Overzicht gegevens III), die in §2 van het eerste rapport zijn beschreven: de aantallen verrichte metingen in de verschillende vakken. De structuur van de gegevens over toog, kromming, scheluwte en haaksheid verschilde zozeer van die van de vroeger behandelde gegevens, dat de vervaardiging van een nieuw overzicht nodig was.

De codering van de linker kolommen in de bijlagen is dezelfde als die in het eerste rapport; men raadplege zonodig bijlage 1. De daarop volgende acht kolommen dragen in de kop afkortingen met de volgende betekenis.

| | |
|---|---|
| TOOG 1 resp. 2: | eerste resp. tweede metingen van de toog |
| KROM 1 resp. 2: | eerste resp. tweede metingen van de kromming |
| SCHEL 1 resp. 2: | eerste resp. tweede metingen van de scheluwte |
| OPLEG: | metingen van haaksheid aan opleg- en stelvlakken |
| KOPEIND: | metingen van de haaksheid aan kopeinden I en II. |

De metingen van de haaksheid vallen dus in twee afzonderlijke groepen uiteen: die aan opleg- en stelvlakken enerzijds en die aan de kopeinden I en II anderzijds. Binnen ieder van deze groepen wordt geen onderscheid gemaakt tussen eerste en tweede meting, zoals bij de andere afmetingen, doch als er meerdere metingen zijn verricht kunnen deze, daar zij op verschillende plaatsen van het element zijn verricht, als onafhankelijke waarnemingen worden beschouwd. Ook bij de kromming kwamen, maar dan bij eerste en tweede meting afzonderlijk, soms dubbele metingen voor die dan als onafhankelijke waarnemingen zijn behandeld.

In bijlage 6A is de hoofdrangschikking geschied naar type element, in bijlage 6B naar bedrijf. Tevens zijn per type resp. per bedrijf totaalregels ingevoegd, terwijl de laatste kolom een totaalkolom is. Beide tabellen besluiten met dezelfde totaalregel voor alle 17.412 metingen tezamen. Uit deze overzichten is te zien (vgl. ook §2 van het eerste rapport) dat zeer veel meetvakken geen of weinig waarnemingen bevatten.

Bijlagen 7A en 7B (Overzicht gegevens VII A en B).

Deze bevatten de resultaten van de *variantie-analyses*. De voor deze variantie-analyses nodige klasse-indelingen naar normale waarde, enz., zijn vervaardigd op grond van *frequentietabellen*, die voor dat doel werden samengesteld. Zij zijn, daar zij verder geen rol spelen, niet als bijlage aan dit rapport toegevoegd, maar desgewenst zijn zij beschikbaar als "Overzicht gegevens VI C", een boek van ± 10 cm dik.

Een meer gedetailleerde beschrijving van de variantie-analyses en de daaruit te trekken conclusies volgt bij de bespreking van toog etc. afzonderlijk. Hier merken wij slechts op, dat oorspronkelijk voor kromming, scheluwte en haaksheid de quotiënten meetresultaat/relatiemaat werden gebruikt (resultaten in bijlage 7A), terwijl later dezelfde variantie-analyses uitgevoerd werden voor de teller, het meetresultaat, zelf.

Bijlage 8 (Overzicht gegevens VIII).

Deze bijlage bevat de *regressie-analyses* en de puntenwolken met betrekking tot de *toog*, vervaardigd met behulp van een programma, beschreven in het rapport SW 35/75, *A user's program for multiple linear regression analysis*, vervaardigd door M. van Gelderen. Behalve bijlage 8 in de, reeds uitvoerige, vorm waarin deze aan dit rapport is toegevoegd, is tevens een (veel dikkere) versie vervaardigd waarin ook alle residuen zijn vermeld. Met behulp daarvan konden een aantal storende uitschieters uit het materiaal worden verwijderd. Dit zelfde geldt voor:

Bijlage 9 (Overzicht gegevens IX),

waarin de *regressie-analyses* en de puntwolken van de *scheluwte* zijn samengevat.

Bijlage 10. Grafieken vervaardigd door de begeleidingscommissie.

Deze bijlage is achterin dit rapport te vinden. Hij bestaat uit grafieken met betrekking tot gemiddelden en standaardafwijkingen van de kromming en de haaksheid (beide in quotiënt-vorm) uitgezet tegen de relatiemaat.

3. Toog

Voor de toog beschikken wij over variantie-analyses, in het eerste deel van bijlage 7A, en over regressie-analyses (bijlage 8). Beide analysemethoden zijn toegepast op de *afwijking*:

meetuitkomst - normale waarden

en afzonderlijk voor 1$^e$ en 2$^e$ meting, indien een 2$^e$ meting was verricht.

De *variantie-analyses* zijn verricht voor alle typen afzonderlijk. De volgorde van de variantie-analyses is:

1$^e$ meting, type B7,..., traditioneel
" " B1,..., voorgespannen.
Vervolgens analoog voor 2$^e$ meting.

Iedere blokvariantie-analyse bevindt zich tussen twee sterretjes-lijnen en heeft betrekking op de bedrijven, die metingen hebben geleverd voor het betrokken type in het betrokken vak. Binnen ieder blok is eerst gesplitst naar de normale waarde en daarna is het geheel nogeens uitgevoerd met splitsing naar normale lengte.

De variantie-analyses zijn in de eerste plaats geschikt voor het *vergelijken van de bedrijven*. Beschouwt men de kolom GEM., die de gemiddelde afwijking t.o.v. de normale waarde bevat, dan valt bedrijf 12 op door hier en daar grote tot zeer grote afwijkingen. Bedrijf 19 vertoont dit verschijnsel in mindere mate, maar niettemin nog duidelijk. Bedrijf 12 heeft slechts weinig 2$^e$ metingen verricht, 19 daarentegen vertoont nogal wat grote positieve afwijkingen in de 2$^e$ metingen en dat vooral bij negatieve normale waarden.

Beschouwt men vervolgens de standaard-afwijkingen, dan heeft bedrijf 12 daarbij de grootste waarden, maar bedrijf 19 valt nu niet meer uit de toon en is bijv. zeer goed vergelijkbaar met bedrijf 14, dat gemiddelden dichter bij 0 heeft maar soms een grotere en soms een kleinere standaardafwijking heeft dan bedrijf 19.

De invloed van gemiddelde en standaard-afwijking tezamen kan men aflezen uit de 5%- en 95%-kolommen. Deze bevatten de onder- en bovengrens waar telkens grofweg 90% van de afwijkingen van de in de betrokken regel beschouwde elementen tussen liggen. In de eerste plaats is het interessant na te gaan hoe vaak de waarde 0 niet en wel in het bedoelde 90%-interval ligt. Is dit nl. niet het geval, dan wijst dat erop dat de afwijkingen systematisch (dus niet alleen toevallig) van 0 verschillen, vrijwel alle naar dezelfde kant. Voor de bedrijven, waarbij dit vaak voorkomt, kan dit een aanwijzing inhouden dat de fabricage mogelijkerwijze verbetering behoeft. In tabel 3.1 zijn deze tellingen samengevat. Daarbij zijn alle regels van bijlage 7A (variantie-analyses) die betrekking hebben op de toog 1$^e$ en 2$^e$ meting met splitsing naar normale waarde, afzonderlijk beschouwd. Regels met standaardafwijking 0 zijn buiten beschouwing gelaten; meestal hadden deze betrekking op slechts één enkele waarneming, een enkele keer op twee gelijke waarnemingen. De bedrijven met slechts weinig waarnemingen zijn in tabel 3.1 bij elkaar genomen.

Tabel 3.1 Ligt 0 in 90%-interval?
(Toog-afwijking; splitsing naar normale waarde)

| Bedrijf | 12 | 14 | 15 | 19 | rest | totaal |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ja | 23 | 28 | 21 | 23 | 32 | 127 |
| neen | 8 | 5 | 5 | 7 | 6 | 31 |
| totaal | 31 | 33 | 26 | 30 | 38 | 158 |
| % neen | 26% | 15% | 19% | 23% | 16% | 20% |

In totaal valt dus in 20% van de regels de 0 niet in het interval, hetgeen er geen twijfel aan laat bestaan dat systematische afwijkingen van 0 in ruime mate voorkomen, soms voor (vrijwel) alle elementen in positieve, soms in negatieve richting. De tabel laat tevens zien dat bedrijf 12 en daarna 19 de kroon spannen.

Vervolgens kan men trachten na te gaan hoe sterk de bedrijven onderling verschillen en of er vaak moeilijkheden te verwachten zouden zijn, bij de huidige stand van zaken, als men normen zou vaststellen op grond van de residuele standaardafwijkingen of op grond van de gevonden 90%-intervallen. Daartoe kan men voor alle variantie-analyses die betrekking hebben op meer dan één bedrijf (te herkennen aan het voorkomen van een totaal-regel) voor ieder der gemiddelden nagaan of het wel of niet valt in ieder der 90%-intervallen van de andere bedrijven. Dit is uitgevoerd voor toog 1$^e$ en 2$^e$ meting met splitsing naar normale waarde, dus voor dezelfde regels van bijlage 7A, waarop ook tabel 3.1 betrekking had. Alleen vervallen nu alle regels, die slechts op één bedrijf betrekking hebben, daar dit dan niet met een ander bedrijf te vergelijken valt. Zo vervallen bijv. de eerste twee regels van bijlage 7A, type B7 en B9 traditioneel, daar hier telkens maar één bedrijf aanwezig is (voor tabel 3.1 telde de eerste regels als een - , de tweede als een +). Voor type D3 daarentegen zijn er metingen van vier bedrijven (12,13,17 en 22). Van de bijbehorende 90%-intervallen worden telkens alleen die genomen, die 0 bevatten. De intervallen, die 0 niet bevatten, kunnen niet gelden als een eerlijke toets voor de gemiddelde afwijking van de metingen van een ander bedrijf, daar zij zelf op systematische afwijkingen berusten. Wij kijken nu of het gemiddelde van bedrijf 12 (-2,000) ligt in de intervallen van bedrijf 13 (neen, dus een - voor 12), 17 (neen, weer een -) en 22 (ja, dus een +). Vervolgens of het gemiddelde van 13 (0,5088) ligt in de intervallen van 17 (ja, dus een + voor 13) en 22 (ja, weer een +), maar niet of het in het interval van 12 ligt, omdat dit interval 0 niet bevat. Analoog voor 17 (0,2326 ligt zowel in het interval van 13 als van 22, twee maal een + voor 17), 22 krijgt ook 2 maal een + en dan is dat blok waarnemingen bekeken. De resultaten zijn samengevat in tabel 3.2.

Tabel 3.2 Ligt GEM in 90%-interval van andere bedrijven?
(Toog-afwijking; splitsing naar normale waarde)

| Bedrijf | 12 | 14 | 15 | 19 | 24 | rest | totaal |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| + | 19 | 14 | 8 | 11 | 3 | 23 | 78 |
| - | 7 | 7 | 0 | 3 | 3 | 2 | 22 |
| totaal | 26 | 21 | 8 | 14 | 6 | 25 | 100 |
| % - | 27% | 33% | 0% | 21% | 50% | 8% | 22% |

Het totale percentage "missers" is 22%, dat is hoog. Dit betekent dat men bij het stellen van normen de verschillen tussen de bedrijven niet kan verwaarlozen zonder in moeilijkheden te komen. Deze conclusie werd ook op blz. 15 van het eerste rapport geformuleerd met betrekking tot de daar onderzochte afmetingen. Verder komt ook nu bedrijf 12 met een hoog percentage "missers" uit de bus, 19 in mindere mate, maar 14 merkwaardigerwijs met een hoger percentage dan 12 en 19. Vraagt men zich af hoe dat komt, dan valt dit uit tabel 3.2 niet af te leiden, maar wel uit de oorspronkelijke gegevens. Gaat men nl. in bijlage 7A na waar de 7 missers van bedrijf 14 vandaan komen, dan blijken 4 daarvan afkomstig van vergelijking met intervallen van bedrijf 26 en dat bedrijf viel, toevalligerwijze, vrijwel uitsluitend met 14 te vergelijken (en niet vaak met andere bedrijven), terwijl het kleine standaardafwijkingen vertoonde, dus smalle 90%-intervallen. Opvallend is ook dat bedrijf 24, dat op het eerste gezicht in bijlage 7A weinig opvalt omdat het slechts in weinig regels voorkomt, nu 3 van de 8 maal "mist". Zoekt men de betrokken regels op dan blijkt dit bedrijf vrij grote gemiddelde afwijkingen te vertonen, doch telkens met een klein aantal waarnemingen.

Opmerkingen.

1. Deze verdere analyse van de resultaten van de variantie-analyses is, wegens tijdnood en in verband met het beperkte budget, alleen voor de toog uitgevoerd.
2. Men treft in de computer-output ook nog een kolom "ouderdom" aan, die de ouderdom in dagen aangeeft van het element op het moment van meting. Deze kolom is niet in de analyse betrokken, daar dit in het huidige stadium te ver zou voeren. Bij verdere, verfijndere, analyse kan hij van belang zijn.

Vervolgens beschouwen wij de *regressie-analyses* voor de toog, waarvan de resultaten zijn samengevat in bijlage 8. Deze regressie-analyses zijn uitgevoerd voor:

Type D3, bedrijf 14 resp. 19, zowel voor 1$^e$ als voor 2$^e$ meting en
bedrijf 12, 1$^e$ meting;

Type B3, bedrijf 15, 1$^e$ meting,

alles voorgespannen.

In totaal dus op 6 groepen waarnemingen, iedere groep afkomstig van één bedrijf. Deze beperking tot telkens waarnemingen van één bedrijf was nodig wegens de reeds uit de variantie-analyses gebleken vrij grote verschillen tussen de bedrijven, die - bij samennemen van de waarnemingen van verschillende bedrijven - de regressie-analyses zouden kunnen bederven.

Wij beschrijven nu de computer-output (bijlage 8) voor de eerste regressie-analyse, Type D3, Bedrijf 14, voorgespannen, $1^e$ meting. Na de "aankondiging" van deze gegevens in een kader van sterretjes vindt men op de volgende bladzijde het "Model":

meetuitkomst - normale waarde =

A + B * normale waarde + C * normale lengte.

Dit betekent dat de volgende bladzijden betrekking hebben op een tweevoudige regressie-analyse met normale waarde en normale lengte als verklarende variabelen en de afwijking (meetuitkomst - normale waarde) als te verklaren variabele. De rest van deze bladzijde kan men overslaan.

De volgende bladzijde opent met "Control Information". De term "transformed", die daaronder staat, kan men vergeten, daar in dit geval geen transformatie heeft plaatsgevonden. In dit gedeelte vindt men van ieder der variabelen gemiddelde, standaardafwijking, kleinste en grootste waarde. De regel die met A begint is van geen belang, daar achter A in het model geen variabele voorkomt. Achter B vindt men de gegevens met betrekking tot de normale waarde, achter C die voor de normale lengte en achter Dep. Var. die voor de afwijking. Het gemiddelde van Dep. Var. (1,48) is dus de bij de betrokken metingen gevonden gemiddelde afwijking (meetuitkomst - normale waarde) in mm. *)

---

*) De computeroutput bevat meer decimalen dan voor ons nodig is, omdat het een standaardprogramma is met een vast aantal decimalen; in dit rapport ronden wij steeds af op minder decimalen.

De volgende afdeling bevat de correlatie-coëfficiënten van de drie variabelen paarsgewijs. Interessant is daarbij vooral dat de correlatie tussen normale waarde en normale lengte (kolom B, rij C) sterk negatief is (nl. -0,84), hetgeen erop wijst dat er een sterk verband bestaat tussen de beide verklarende variabelen (men noemt dat *collineariteit*). Dit betekent dat men de resultaten van de tweevoudige regressie-analyse met voorzichtigheid moet behandelen en zeker niet na moet laten na te gaan of men niet met één van beide variabelen kan volstaan. Daarom zijn verderop ook de enkelvoudige regressie-analyses uitgevoerd.

De volgende twee afdelingen bevatten de multiple correlatie-coëfficiënt (0,54), die we verder met R aangeven en het percentage "verklaard" en "niet verklaard" van de totale variantie van de te verklaren variabele (de afwijking). De precieze betekenis van deze grootheden is van zozeer technische aard, dat wij hier slechts de practische betekenis kunnen aanduiden. In de eerste plaats valt dan op te merken dat het "percentage verklaard" (28,71) niet anders is dan 100 $R^2$, dus het kwadraat van de multiple correlatie-coëfficiënt in procenten uitgedrukt. Belangrijker is, dat men R kan vergelijken met de absolute waarde van de correlatie-coëfficiënten in de laatste regel van de vorige afdeling, achter Dep. Var. De correlaties in deze regel, van de afwijking met de normale waarde en de normale lengte afzonderlijk, bedragen -0,54 resp. 0,44. Alleen als R duidelijk groter is dan de absolute waarde van deze beide (wat hier dus niet het geval is), alleen dan heeft het zin beide verklarende variabelen te handhaven. Reeds uit deze drie correlatie-coëfficiënten kan men vermoeden dat:

1^e^ één verklarende variabele genoeg zal zijn,

2^e^ deze éne wel de normale waarde zal blijken te zijn, omdat deze het sterkst van de twee gecorreleerd is met de te verklaren variabele.

<u>Opmerking</u>. R is altijd positief; alleen bij enkelvoudige regressie (één verklarende variabele) kan de correlatie-coëfficiënt ook negatief zijn.

Op de volgende bladzijde treffen we onder het hoofd "Regression Parameters" de geschatte coëfficiënten A en B en C aan, tezamen met hun geschatte standaardafwijkingen. Alleen als het quotiënt van de schatting (Estimate) en de bijbehorende standaardafwijking duidelijk $> 2$ of $< -2$ is kan men er wel zeker van zijn dat de betrokken coëfficiënt werkelijk van 0 verschilt. Dit is verderop, in tabel 3.3, aangegeven door onderstreping. In het onderhavige geval is dit alleen het geval voor B, de coëfficiënt van de normale waarde. Dit is een verdere bevestiging van de beide boven reeds uitgesproken vermoedens.

De volgende afdeling: "Correlation matrix of the estimates", kan men zonder meer overslaan. Deze is voor onze beschouwingen van geen belang, maar wordt door het programma automatisch meegeleverd.

Daarna komt een "Analysis of variance table" *), waarvan voor ons speciaal de overschrijdingskans in de laatste kolom van belang is. Is deze klein (zoals hier het geval is: 0,000028) dan betekent dit dat er een duidelijk statistisch verband bestaat tussen minstens één van de beide verklarende variabelen en de te verklaren variabelen. Of dit verband ook in technische zin belangrijk zal zijn, is een tweede; maar dat het bestaat is buiten twijfel.

Hiermee is de tweevoudige regressie-analyse afgelopen, nu komen er twee *enkelvoudige*. Deze volgen hetzelfde patroon. We bespreken nog even de eerste van de twee.

Op de eerstvolgende pagina vindt men het "model":

meetuitkomst - normale waarde =

A + B * normale lengte.

(De coëfficiënten A en B krijgen nu natuurlijk andere waarden dan eerst, maar het programma gebruikt dezelfde letters; zo gaat dat in de wiskunde nu eenmaal.)

De rest van deze bladzijde kunnen wij weer overslaan.

Vervolgens "Control Information". Deze bevat nu één regel minder dan bij de tweevoudige regressie-analyse, maar is verder ongewijzigd. Hetzelfde

*) Let wel: deze variantie-analyse is een geheel andere dan de in bijlage 7A verwerkte variantie-analyses. De precieze technische betekenis van deze op regressie toegepaste variantie-analyse kan gevoegelijk buiten beschouwing blijven.

geldt voor de correlatie matrix. Onder "Multiple Correlation Coefficient" vindt men nu de absolute waarde van de enkelvoudige correlatie-coëfficiënt uit de vorige regel en voor de rest loopt alles analoog aan het voorafgaande. Zo zien wij bijv. dat ook nu de overschrijdingskans van de variantie-analyse klein is (0,00022) zodat het verband tussen de normale lengte en de afwijking onmiskenbaar is. Dit lijkt misschien op het eerste gezicht in strijd met het boven uitgesproken vermoeden, dat de normale waarde wel alleen voldoende zou zijn, maar dit is slechts schijn. Immers wij hebben reeds gezien dat de twee verklarende variabelen (normale waarde en normale lengte) onderling zwaar gecorreleerd zijn. Dit betekent dat, als men de normale waarde buiten beschouwing laat, de normale lengte de rol van de normale waarde over gaat nemen. Kijken wij enkele bladzijden verder, naar de variantie-analyse behorende bij de normale waarde als verklarende variabele, dan vinden we daar een nog veel kleinere overschrijdingskans (0,000004), hetgeen er weer op wijst, dat de normale waarde sterker werkt dan de normale lengte. De uiteindelijke beslissing hierover zal later vallen.

Wij komen nu aan de *puntenwolken* die bij dit stuk analyse behoren. De eerste daarvan vertoont de normale waarde (verticaal) tegen de normale lengte en duidelijk ziet men de grote collineariteit. Een sterretje betekent één punt, de getallen 2,...,8 betekenen de vermelde aantallen samenvallende punten, 9 betekent: 9 of meer samenvallende punten. Op de pagina na ieder plaatje vindt de liefhebber nog regressie-gegevens van de beschouwde variabelen, doch het gaat ons om de plaatjes.

Het tweede plaatje is de afwijking tegen de normale lengte. Het verband tussen deze beide is duidelijk zichtbaar, evenals dat tussen de afwijking en de normale waarde in het derde (tevens laatste) plaatje. Dit laatste verband ziet er, op het oog, nog wat fraaier uit, wat overeenstemt met een boven reeds herhaaldelijk uitgesproken vermoeden.

Hiermee is één van de 6 regressie-analyses van de toog volledig besproken, de overige 5 vormen het vervolg van bijlage 8.

Het hele pak regressie-analyses voor de toog is nogal onoverzichtelijk; daarom is een samenvatting gemaakt in de vorm van tabel 3.3. De 6 regressie-analyses zijn afzonderlijk in 6 vakken vermeld, telkens eerst de tweevoudige en vervolgens de twee enkelvoudige. De eerste 5 regressie-analyses hebben alle betrekking op type D3, voorgespannen. Onderstreping van een

Tabel 3.3 Regressie-analyse van de toog

| | | |
|---|---|---|
| (1) | D3, voorgespannen, Bedrijf 14, 1$^{e}$ meting | $\boxed{1,48}$ |
| (1.1) | afwijking = 0,55 - 0,44 norm.w. - 0,000064 norm.l. | |
| (1.2) | afwijking = 0,27 - 0,43 norm.w. | |
| (1.3) | afwijking = -8,35 + 0,002 norm.l. | |
| (2) | D3, voorgespannen, Bedrijf 14, 2$^{e}$ meting | $\boxed{1,32}$ |
| (2.1) | afwijking = -4,48 - 0,21 norm.w. + 0,0011 norm.l. | |
| (2.2) | afwijking = 0,33 - 0,39 norm.w. | |
| (2.3) | afwijking = -8,03 + 0,002 norm.l. | |
| (3) | D3, voorgespannen, Bedrijf 19, 1$^{e}$ meting | $\boxed{3,32}$ |
| (3.1) | afwijking = -1,06 + 0,011 norm.w. - 0,0009 norm.l. | |
| (3.2) | afwijking = 2,68 - 0,15 norm.w. | |
| (3.3) | afwijking = -0,87 + 0,00085 norm.l. | |
| (4) | D3, voorgespannen, Bedrijf 19, 2$^{e}$ meting | $\boxed{5,25}$ |
| (4.1) | afwijking = 3,92 - 0,705 norm.w. + 0,000024 norm.l. | |
| (4.2) | afwijking = 4,04 - 0,71 norm.w. | |
| (4.3) | afwijking = 1,34 + 0,00078 norm.l. | |
| (5) | D3, voorgespannen, Bedrijf 12, 1$^{e}$ meting | $\boxed{0,77}$ |
| (5.1) | afwijking = -3,37 - 0,32 norm.w. + 0,00086 norm.l. | |
| (5.2) | afwijking = 3,17 - 0,21 norm.w. | |
| (5.3) | afwijking = -2,41 + 0,00035 norm.l. | |
| (6) | B3, voorgespannen, Bedrijf 15, 1$^{e}$ meting | $\boxed{0,81}$ |
| (6.1) | afwijking = 1,29 - 0,22 norm.w. + 0,00023 norm.l. | |
| (6.2) | afwijking = 1,70 - 0,05 norm.w. | |
| (6.3) | afwijking = 1,01 - 0,000013 norm.l. | |

norm.w. = normale waarde

norm.l. = normale lengte

$\boxed{\phantom{00}}$ = gemiddelde afwijking.

coëfficiënt betekent (zie boven) dat de betrokken coëfficiënt werkelijk van 0 verschilt; een stippellijk onder een coëfficiënt betekent een twijfelgeval, terwijl van niet onderstreepte coëfficiënten niet vaststaat of zij niet slechts toevallig van 0 verschillen.

De constante term is op zichzelf weinig interessant, daar deze een extrapolatie aangeeft tot een niet realistisch punt: wat er zou gebeuren als de beschouwde verklarende variabele(n) gelijk aan 0 waren. Voor de normale waarde is dit zeer wel denkbaar, maar voor de normale lengte niet. Daarom is, voor ieder der 6 gevallen, in een kadertje de gemiddelde afwijking aangegeven. Beschouwen wij vervolgens de coëfficiënten van de normale waarde en de normale lengte, dan valt het op dat die van de normale waarde vaker onderstreept zijn dan die van de normale lengte. Dit doet opnieuw vermoeden, dat de regressie-invloed van de normale lengte wel buiten beschouwing gelaten kan worden. Een nadere analyse, die daarover definitief uitsluitsel geeft vindt men samengevat in tabel 3.4. Daarin treft men voor ieder van de regels van tabel 3.3 (met de daar gebruikte nummering) de *invloed* aan van normale waarde en normale lengte, benevens de correlatie-coëfficiënt, die bij de betrokken regressie behoort. Verder is voor ieder van de 6 regressies de mate van collineariteit aangegeven door de correlatie-coëfficiënt $R_0$ van de 2 verklarende variabelen. De "invloed" van, bijv., de normale lengte is berekend door uit bijlage 8 het verschil tussen de maximale en minimale waargenomen waarde van de normale lengte te berekenen en dit verschil te vermenigvuldigen met de regressie-coëfficiënt van de normale lengte. Bijvoorbeeld in regel (1.1): in bijlage 8 vinden wij onder Control Information van de eerste regressie-analyse voor de normale lengte een maximum van 6280 en een minimum van 3530, dus een verschil van 2750. Dit vermenigvuldigd met de coëfficiënt 0,00006432 geeft 0,18. Voor de invloed van de normale waarde is dezelfde procedure gevolgd. Ter vergelijking is tevens in de kolom "variatie afwijking" de totale waargenomen variatie van de afwijking opgenomen (voor regel (1.1) bijvoorbeeld, vergelijk weer bijlage 8: maximum 12, minimum -7, dus variatie 19 mm).

Op tabel 3.3 en 3.4 is een uitgebreid commentaar mogelijk. Wij beperken ons echter tot de hoofdzaken. De belangrijkste conclusie is, dat de normale waarde een grotere invloed heeft dan de normale lengte. Dit geldt niet voor

Tabel 3.4 Invloed van normale waarde en normale lengte op de afwijking bij de toog

| Regel | invloed van norm.w. | invloed van norm.l. | variatie afwijking | R | $R_o$ |
|---|---|---|---|---|---|
| (1.1) | 7,45 | 0,18 | 19 | 0,54 | -0,84 |
| (1.2) | 7,29 | - | | -0,54 | |
| (1.3) | - | 5,60 | | 0,44 | |
| (2.1) | 3,60 | 2,99 | 22 | 0,42 | -0,81 |
| (2.2) | 6,64 | - | | -0,40 | |
| (2.3) | - | 5,32 | | 0,40 | |
| (3.1) | 0,17 | 3,31 | 8 | 0,38 | -0,88 |
| (3.2) | 2,34 | - | | -0,33 | |
| (3.3) | - | 3,13 | | 0,38 | |
| (4.1) | 9,87 | 0,11 | 22 | 0,65 | -0,32 |
| (4.2) | 9,91 | - | | -0,65 | |
| (4.3) | - | 3,50 | | 0,21 | |
| (5.1) | 15,32 | 4,39 | 36 | 0,49 | 0,44 |
| (5.2) | 10,23 | - | | -0,34 | |
| (5.3) | - | 1,81 | | 0,16 | |
| (6.1) | 8,48 | 6,13 | 20 | 0,33 | 0,91 |
| (6.2) | 1,89 | - | | -0,17 | |
| (6.3) | - | 0,34 | | -0,04 | |

Nummering van de regels als in tabel 3.3

$R_o$ = corr.coëff. van norm.w. en norm.l.

het $3^e$ blok, bedrijf 19, $1^e$ meting, waar de variatie in de afwijking echter zeer klein is in vergelijking met de overige blokken. Het $4^e$ blok, bedrijf 19, $2^e$ meting, vertoont echter weer hetzelfde beeld als de blokken (1), (2) en (5). Blok (6) heeft betrekking op een ander type element (B3) en vertoont een verwarrend, maar niet onbegrijpelijk, patroon. Volgens regel (6.1) zouden zowel normale waarde als normale lengte een vrij grote invloed hebben, doch volgens (6.2) en (6.3) beide afzonderlijk niet. Dit lijkt vreemd, maar de verklaring ligt in de grote positieve collineariteit ($R_o$ = 0,91) en in de tegengestelde tekens van de regressie-coëfficiënten (zie regel (6.1)) van tabel 3.3. De twee vrij grote invloeden zijn tegengesteld en zijn daarom, wegens de positieve collineariteit, tezamen weer klein. De coëfficiënten zijn onbetrouwbaar, de multiple correlatie is vrij gering (0,33) en uit deze gegevens valt slechts te concluderen dat dit geval alleen geen aanleiding zou geven om de normale waarde of de normale lengte in de normstelling te betrekken.

Over het geheel genomen kan men wat de toog betreft het volgende *concluderen*:

1. Er zijn aanzienlijke verschillen tussen de bedrijven; hiermee zal bij het ontwerpen van normen rekening moeten worden gehouden.
2. De regressie-invloed van de normale lengte op de toog kan verwaarloosd worden.
3. De regressie-invloed van de normale waarde is vrij groot.

Opmerkingen. Of de regressie-invloed van de normale waarde zo groot is, dat deze in de normstelling betrokken moet worden, valt nog niet te zeggen. Daarbij zullen ook technische overwegingen een rol spelen en bovendien hebben de meeste regressie-vergelijkingen betrekking op één type, nl. D3. Ook zijn er aanzienlijke verschillen in de coëfficiënten die bij verschillende bedrijven gevonden worden en ook tussen de resultaten van $1^e$ en $2^e$ meting. Een definitieve conclusie is daarom nog niet mogelijk. Wel valt er uit de tabellen nog meer te leren. Zo valt het op dat $R_o$ voor de eerste 4 blokken (bedrijven 14 en 19) negatief is en voor de laatste 2 (bedrijven 12 en 15) positief. Blijkbaar wordt de normale waarde door de bedrijven 14 en 19 op een andere wijze vastgesteld dan bij 12 en 15. *) De gemiddelde

*) Na navraag bij de begeleidingscommissie bleek dit inderdaad het geval: bij 14 en 19 betrof het een berekende normale waarde, op grond van technische overwegingen.

afwijkingen (zie tabel 3.3) zijn ook in de eerste 4 blokken veel groter dan in de laatste 2. Op vallend is verder dat de regressie-coëfficiënt van de normale waarde steeds negatief is: bij stijgende normale waarde daalt de afwijking, maar, daar de coëfficiënten tussen -1 en 0 liggen, minder sterk dan de normale waarde stijgt. Bekijkt men nu de puntenwolken van bijlage 8, die hierop betrekking hebben, dan ziet men daaruit dat het beschreven verschijnsel veroorzaakt wordt doordat de toog minder van 0 afwijkt dan de normale waarde: bij negatieve normale waarden is de afwijking vaak positief (dus naar de 0 toe werkend) en bij positieve normale waarden negatief, of althans minder positief.

## 4. Kromming

Bij de kromming is de normale waarde steeds 0 en de meetuitkomst is een absolute waarde, dus $\geq 0$. Van meervoudige regressie-analyse is hier geen sprake, daar de normale waarde constant (= 0) is. Bij de variantie-analyses vervalt nu ook de splitsing naar normale waarde en blijft alleen die naar normale lengte over. De kromming kan nu echter op 2 manieren worden gehanteerd: als meetuitkomst of als quotiënt:

Meetuitkomst / normale lengte.

Dit quotiënt wordt in bijlage 7A met de term "kromming" aangeduid; deze bijlage bevat de variantie-analyses van deze kromming. In bijlage 7B vindt men de variantie-analyses toegepast op de meetuitkomst.

De belangrijkste vraag bij de kromming is nu of de normstelling gebaseerd dient te worden op de meetuitkomst of op het quotiënt. Daarbij wordt als criterium gebruikt: de eenvoud van de te ontwerpen normen. Is één van beide, meetuitkomst of quotiënt, duidelijk minder afhankelijk van de normale lengte dan de andere, dus constanter - in gemiddelde, standaardafwijking en 95%-punt - dan verdient deze de voorkeur voor de opbouw van een norm-stelsel.*)

Zelfs oppervlakkige beschouwing van de bijlagen 7A en 7B leidt nu tot de volgende *conclusies*:

1. Heel vaak is de meetuitkomst gering (een klein aantal mm). De verschillen tussen de bedrijven, hoewel hier en daar aanwezig, zijn daarom minder ernstig. Er lijkt geen bezwaar te bestaan tegen verwaarlozing van deze verschillen. **)
2. Voor die gevallen, waarbij het aantal mm van de meetuitkomst niet zeer gering is (zoals bij type J1, B1 en B5) is de kromming (het quotiënt dus) veel mooier constant dan de meetuitkomst. Deze laatste loopt op met de normale lengte. Het is dus beter met het quotiënt te werken dan met de meetuitkomst.

---

*) Het 5%-punt is in dit geval van geen belang; het gaat er slechts om te grote krommingen te vermijden.

**) Het komt nu slechts bij uitzondering voor dat het gemiddelde van één bedrijf groter is dan de 95%-grens van een ander bedrijf in dezelfde klasse.

Ter ondersteuning van deze conclusies zijn achterin dit rapport, als bijlagen 10, enkele grafieken te vinden, waarin voor type J1, 1$^{e}$ resp. 2$^{e}$ meting, gemiddelde en standaardafwijking zijn uitgezet tegen de relatiemaat dat is de normale lengte.

## 5. Scheluwte

Ook bij de scheluwte is de normale waarde altijd 0 en de meetuitkomst $\geq 0$. Ook hier is dus alleen het 95%-punt van belang, niet het 5%-punt. Maar hier is naast de *relatiemaat* - die samenhangt met de meetmethode - een mogelijke invloed van de *grootste lengte* onderzocht. Nu dienen twee vragen beantwoord te worden:

1. Welke maat is geschikter voor normstelling, de meetuitkomst of het quotiënt:

   Scheluwte = meetuitkomst / relatiemaat.

2. Met welke regressie-invloeden moet rekening gehouden worden.

Ter beantwoording van deze vragen beschikken wij over de bijlagen 7A en 7B, waarin variantie-analyses, met splitsing eerst naar grootste lengte, en daarna naar relatiemaat, voor de scheluwte als quotiënt resp. de meetuitkomst en over bijlage 9, de regressie-analyses, tweevoudig en enkelvoudig, zowel voor het quotiënt als voor de meetuitkomst. De zaken liggen nu dus ingewikkelder dan bij de toog, daar de eerste vraag daarbij ontbrak. We volgen daarom in dit geval een enigszins andere procedure, nl. een stapsgewijze beschouwing van de gegevens, omdat de zaak anders te onoverzichtelijk zou worden.

In tabel 5.1 vindt men de belangrijkste gegevens samengevat voor type J1, traditioneel, bedrijf 21, 1$^e$ meting. Op grond van deze gegevens vallen de volgende opmerkingen te maken en *conclusies* te trekken.

1) Relatiemaat en grootste lengte zijn positief gecorreleerd (R = 0,69), zodat er vrij grote collineariteit is. Dit verklaart waarom het mogelijk is dat de coëfficiënt van de grootste lengte in de tweevoudige regressievergelijking positief is (regels (1.1) en (1.4)) en in de enkelvoudige negatief (regels (1.3) en (1.6)). Laat men nl. de relatiemaat uit de regressievergelijking weg, dan wordt - door de collineariteit - de rol daarvan gedeeltelijk overgenomen door de andere verklarende variabele.
2) Het is duidelijk dat de regressie-invloed van de relatiemaat veel groter is dan die van de grootste lengte. De absolute waarde van de

Tabel 5.1 Regressie-analyses van meetuitkomst en scheluwte voor type J1, traditioneel, bedrijf 21, 1e meting

(1.1) meetuitkomst = $\underline{6{,}41}$ − $\underline{0{,}015}$ rel.m. + 0,000014 gr.l.
(1.2) meetuitkomst = $\underline{6{,}21}$ − $\underline{0{,}014}$ rel.m.
(1.3) meetuitkomst = $\underline{2{,}98}$ − $\underline{0{,}000072}$ gr.l.

gem. meetuitkomst = 2,34

(1.4) scheluwte = $\underline{0{,}036}$ − $\underline{0{,}000099}$ rel.m. + 0,00000011 gr.l.
(1.5) scheluwte = $\underline{0{,}034}$ − $\underline{0{,}000090}$ rel.m.
(1.6) scheluwte = $\underline{0{,}013}$ − $\underline{0{,}00000046}$ gr.l.

gem. scheluwte = 0,0089

| Regel | invloed van | | variatie | R | $R_o$ |
|---|---|---|---|---|---|
| | rel.m. | gr.l. | aftr.var. | | |
| (1.1) | 2,70 | 0,23 | | 0,29 | |
| (1.2) | 2,48 | - | 12 | -0,28 | |
| (1.3) | - | 1,18 | | -0,18 | 0,69 |
| (1.4) | 0,018 | 0,0018 | | 0,42 | |
| (1.5) | 0,016 | - | 0,055 | -0,42 | |
| (1.6) | - | 0,0075 | | -0,26 | |

rel.m. = relatiemaat
gr.l. = grootste lengte
scheluwte = meetuitkomst/relatiemaat
aftr.var. = meetuitkomst resp. scheluwte
(zie verder par.3)

correlatiecoëfficiënt in regel (1.2) resp. (1.4) is dan ook practisch gelijk aan die van de multipele in regel (1.1) resp. (1.3). Dit betekent dat men de regressie-invloed van de grootste lengte wel kan verwaarlozen.

3) De correlatie-coëfficiënten zijn bij de scheluwte aanzienlijk groter dan bij de meetuitkomst. Dit betekent dat men, om een eenvoudig normvoorschrift te krijgen, beter met de meetuitkomst kan werken dan met de scheluwte als quotiënt. *)

4) De regressie-coëfficiënt van de relatiemaat is negatief. Dat betekent dat de meetuitkomst en de scheluwte dalen met stijgende relatiemaat. Beschouwen wij nu in bijlage 7A en 7B de betrokken blokken, dan zien wij deze daling duidelijk bevestigd zowel in het gemiddelde als in het 95%-punt. Het is niet duidelijk wat de oorzaak hiervan is, althans niet voor de meetuitkomst. Wel duidelijk is, dat ook dit verschijnsel bij de scheluwte (door het delen door een toenemende relatiemaat) sterker moet optreden dan bij de meetuitkomst. Dit blijkt ook duidelijk bij het 95%-punt. Dit loopt bij de meetuitkomst af van 10,10 tot 4,70 (een daling van 53%) en bij de scheluwte van 0,051 tot 0,013 (een daling van 74%). Dit bewijst de conclusie van punt 3).

Het zou, uiteraard, overhaast zijn de antwoorden op vragen 1 en 2 op grond van het bovenstaande alleen te geven. Daartoe gaan wij als volgende stap na, of ook bij de andere regressie-analyses de correlatie-coëfficiënten voor de scheluwte groter zijn dan voor de meetuitkomst. Deze gegevens zijn in tabel 5.2 samengevat.

*) Merk op, dat deze conclusie tegenovergesteld is aan die bij de kromming. Men houde tevens in het oog, dat de regressie-invloed van de relatiemaat op de scheluwte gedeeltelijk kunstmatig is, nl. ontstaat door het delen van de meetuitkomst door die relatiemaat.

Tabel 5.2 Multiple correlatie-coëfficiënten voor meetuitkomst en scheluwte

| Type, enz. | R | |
|---|---|---|
| | meetuitk. | scheluwte |
| (1) J1, trad., 21, 1e | 0,29 | 0,42 |
| (2) J1, trad., 21, 2e | 0,16 | 0,28 |
| (3) B3, voorg.,15, 1e | 0,11 | 0,71 |
| (4) D7, trad., 16, 1e | 0,19 | 0,42 |
| (5) F3, trad., 18, 1e | 0,30 | 0,41 |

trad. = traditioneel
voorg. = voorgespannen
21,15,... = nr van bedrijf
1e, 2e = 1e resp. 2e meting.

Het is duidelijk dat steeds de correlatie-coëfficiënt bij de scheluwte groter is dan bij de meetuitkomst. Wij zullen daarom van dit punt af de scheluwte als quotiënt buiten beschouwing laten en met de meetuitkomst verder werken.

Als tweede doet zich dan de vraag voor of de overige gegevens bevestigen dat de regressie-invloed van de grootste lengte in vergelijking met die van de relatiemaat verwaarloosd kan worden. Daartoe geven wij in tabel 5.3 de analoge resultaten van tabel 5.1, maar nu alleen voor de meetuitkomst, van de overige regressie-analyses.

Beschouwing van tabel 5.3 levert nu een merkwaardig resultaat op: de invloed van de relatiemaat en de grootste lengte is in alle gevallen vrijwel te verwaarlozen. De correlatie-coëfficiënten zijn klein tot zeer klein. Er komen ook bijna geen onderstreepte regressie-coëfficiënten in het bovenste deel van de tabel voor. Gaan wij nu terug naar tabel 5.1, dan zien wij

Tabel 5.3 Overige regressie-analyses van de meetuitkomst

| | | |
|---|---|---|
| (2) | J1, traditioneel, bedrijf 21, 2$^e$ meting | $\boxed{2,11}$ |
| (2.1) | meetuitkomst = 3,84 - 0,0049 rel.m. - 0,000033 gr.l. | |
| (2.2) | meetuitkomst = 4,44 - 0,0082 rel.m. | |
| (2.3) | meetuitkomst = 2,78 - 0,000064 gr.l. | |
| (3) | B3, voorgespannen, bedrijf 15, 1$^e$ meting | $\boxed{2,77}$ |
| (3.1) | meetuitkomst = 2,79 - 0,00030 rel.m. + 0,000016 gr.l. | |
| (3.2) | meetuitkomst = 2,94 - 0,00019 rel.m. | |
| (3.3) | meetuitkomst = 2,58 + 0,000013 gr.l. | |
| (4) | D7, traditioneel, bedrijf 16, 1$^e$ meting | $\boxed{1,21}$ |
| (4.1) | meetuitkomst = 1,95 - 0,00063 rel.m. + 0,000023 gr.l. | |
| (4.2) | meetuitkomst = 2,07 - 0,00064 rel.m. | |
| (4.3) | meetuitkomst = 0,013 + 0,00027 gr.l. | |
| (5) | F3, traditioneel, bedrijf 18, 1$^e$ meting | $\boxed{2,24}$ |
| (5.1) | meetuitkomst = 3,97 + 0,00014 rel.m. - 0,00055 gr.l. | |
| (5.2) | meetuitkomst = 1,63 + 0,00028 rel.m. | |
| (5.3) | meetuitkomst = 4,46 - 0,00060 gr.l. | |

| Regel | invloed van rel.m. | invloed van gr.l. | variatie meetuitk. | R | $R_o$ |
|---|---|---|---|---|---|
| (2.1) | 0,78 | 0,54 | 12 | 0,16 | 0,80 |
| (2.2) | 1,31 | - | | -0,16 | |
| (2.3) | - | 1,05 | | -0,15 | |
| (3.1) | 0,45 | 0,42 | 12 | 0,11 | 0,28 |
| (3.2) | 0,28 | - | | -0,05 | |
| (3.3) | - | 0,34 | | 0,09 | |
| (4.1) | 0,61 | 0,03 | 4 | 0,19 | -0,50 |
| (4.2) | 0,66 | - | | -0,19 | |
| (4.3) | - | 0,30 | | 0,10 | |
| (5.1) | 0,39 | 1,94 | 7 | 0,30 | -0,31 |
| (5.2) | 0,80 | - | | 0,16 | |
| (5.3) | - | 2,12 | | -0,29 | |

dat ook voor type J1, traditioneel, de invloed van de relatiemaat op de meetuitkomst relatief klein is, aanzienlijk kleiner dan die van de normale waarde op de toog in tabel 3.4. Voor de scheluwte zal de normstelling dus wellicht nog eenvoudiger kunnen gebeuren dan voor de toog, nl. geheel of vrijwel geheel zonder er regressie-invloeden in te betrekken.

Beschouwen we nu in bijlage 7B de meetuitkomst van de scheluwte met rangschikking naar de relatiemaat, dan vallen de volgende zaken op:

1. De meetuitkomsten bedragen in het algemeen slechts een gering aantal mm, op een gering aantal kleinere waarden na.
2. Bedrijf 12 heeft opvallend vaak meetuitkomst 0 en wel voor een hele groep waarnemingen, zodat ook de standaardafwijking 0 wordt. Ook bij andere bedrijven komt dit wel voor, maar minder vaak.
3. De verschillen tussen de bedrijven zijn, als men bedrijf 12 even buiten beschouwing laat, gering. Vrijwel nooit ligt een gemiddelde meetuitkomst van een bedrijf boven de vergelijkbare 95%-grens van een ander bedrijf, ook niet als de overschrijdingskans in de laatste kolom klein is.

Op grond van deze uitvoerige analyse kunnen wij de volgende *conclusie* trekken.

Bij de scheluwte zal in het algemeen volstaan kunnen worden met een eenvoudiger normstelling, uitgedrukt in mm meetuitkomst, zonder invloed van de relatiemaat. Dit geldt voor ieder type afzonderlijk, met uitzondering van J1, traditioneel, waar een duidelijke invloed van de relatiemaat te zien is (de uiteindelijke beslissing zal mede af moeten hangen van functionele overwegingen). Daarbij valt nog op te merken dat bij de $2^e$ meting de invloed van de relatiemaat geringer is dan bij de $1^e$ (vgl. (2) in tabel 5.3 met (1) in tabel 5.1).

## 6. Haaksheid

Bij de haaksheid is weer de normale waarde van de meetuitkomst steeds 0 en de meetuitkomst is niet negatief. Verder is alleen gesplitst naar relatiemaat en is de onderscheiding tussen traditioneel en voorgespannen hier niet gemaakt. De variantie-analysegegevens voor quotiënt en meetuitkomst vindt men in bijlage 7A resp. 7B. Verder beschikken wij over grafieken in bijlage 10 achterin dit rapport.

Uit deze grafieken blijkt duidelijk, dat de haaksheid als quotiënt zowel in gemiddelde als in standaardafwijking daalt met de relatiemaat. Vergelijkt men in bijlage 7A en B de rijen 95%-punten dan blijkt ook daar een duidelijke daling van het quotiënt met de relatiemaat, die verdwijnt als men de meetuitkomst bekijkt. Dit leidt tot dezelfde conclusie als bij de scheluwte: men gebruikt de meetuitkomst (dus de afwijking van 0 gemeten in mm) voor de normstelling.

Vervolgens beschouwen wij de variantie-analyses van de meetuitkomst (bijlage 7B, laatste stuk) en gaan na of er veel verschillen tussen de bedrijven zijn. Het valt dan op dat bedrijf 20 bij type J1 telkens hoge meetuitkomsten heeft in vergelijking met de andere bedrijven; voor bedrijf 15 geldt dit bij type B2 en B3; bij type B5 vormen de laatste 2 regels, bij relatiemaat 1000, duidelijke uitzonderingen, vooral de 95%-waarden zijn zeer hoog. Er is dus nogal een groot verschil tussen de bedrijven, wat ook bevestigd wordt door de vaak kleine tot zeer kleine overschrijdingskansen in de laatste kolom. Met dit verschil zal dus wel degelijk rekening gehouden moeten worden.

De *conclusies* luiden hier dus:

1. Normstelling laten berusten op meetuitkomst.
2. Rekening houden met verschillen tussen de bedrijven.
3. De invloed van de relatiemaat is, indien al aanwezig, in vergelijking met het verschil tussen de bedrijven zo klein, dat de normstelling onafhankelijk daarvan kan geschieden. Wel verdient het dan aanbeveling voor te schrijven dat een bepaalde relatiemaat moet worden gebruikt, bijv. 500 mm, tenzij de breedte van het element kleiner is, in welk geval de breedte als relatiemaat gebruikt dient te worden.

## 7. Samenvatting van de conclusies en aanbevelingen

Hieronder zijn de conclusies nog eens kort samengevat. Bij de beschouwing daarvan houde men rekening met de volgende *opmerkingen*:

1) Wanneer gezegd wordt dat bepaalde invloeden of verschillen "gering" zijn of "te verwaarlozen", dan wil dat niet zeggen dat zij geheel afwezig zijn. Zij zijn dan echter in vergelijking met andere invloeden of met de standaardafwijkingen die op grond van toevallige omstandigheden optreden, zo klein dat zij voor de normstelling van ondergeschikt belang zijn resp. geheel buiten beschouwing kunnen blijven.

2) De gegevens waarop dit rapport berust en de statistische analyses geven een redelijke indruk van de huidige fabricage-practijk en van de nu bereikbare nauwkeurigheid daarvan. Bij het opstellen van normen zullen echter ook functionele overwegingen van belang zijn. Deze zijn in dit rapport niet behandeld. Alle aanbevelingen, die uit de conclusies volgen, gelden dan ook slechts met dit voorbehoud, dat functionele overwegingen mogelijkerwijs tot andere beslissingen zouden kunnen leiden.

3) In alle gevallen waarin de meetuitkomst $\geq 0$ is, d.w.z. bij kromming, scheluwte en haaksheid is het 5%-punt onbelangrijk (vaak neemt het ook negatieve waarden aan). Het 95%-punt moet in die gevallen beschouwd worden als een 90%-punt: ruwweg 10% van de elementen geeft bij meting een grotere meetuitkomst. Dit komt doordat de linker-begrenzing (door 0) de frequentieverdeling scheef naar rechts maakt.

Hieronder volgen de *conclusies* en *aanbevelingen* kort samengevat.

1) Toog

1.1) Grote verschillen tussen de bedrijven; normen kunnen niet zonder meer op de residuele standaardafwijkingen worden gebaseerd.

1.2) De normale waarde heeft een vrij grote regressie-invloed; de invloed van de normale lengte kan verwaarloosd worden.

1.3) Systematische afwijkingen van 0 komen vrij vaak voor (zie tabel 3.1).

1.4) Er zijn vrij grote verschillen tussen 1$^e$ en 2$^e$ meting.

1.5) Bij bedrijf 14 en 19 is de normale waarde een berekende waarde, die vaak verder van 0 verwijderd is dan de waargenomen waarde.

Aanbeveling: Rekening houdende met de functionele aspecten, zo nodig met de gevolgen van 1.5), een normstelsel baseren op de 5%- en 95%-grenzen van alle bedrijven, met inbouw van de regressie-invloed van de normale lengte (dit laatste kan geschieden door verdeling in enkele klassen van verschillende normale lengte). Een vraapunt hierbij is het tijdstip van meting (zie 1.4)); dit zal nader bekeken moeten worden, ook in verband met de practische en functionele aspecten van eventueel te verrichten controles.

2) Kromming

2.1) Weinig verschil tussen de bedrijven; meetuitkomsten klein.
2.2) Kromming als quotiënt redelijk constant, meetuitkomst stijgt met normale lengte.

Aanbeveling: Normen baseren op de kromming als quotiënt zonder klassificering naar normale lengte. Normstelsel kan, als er functioneel geen bijzondere eisen zijn, eenvoudig van karakter zijn.

3) Scheluwte

3.1) Weinig verschil tussen de bedrijven, met uitzondering van bedrijf 12, dat vaak 0 opgeeft.
3.2) De meetuitkomst is constanter dan de scheluwte als quotiënt.
3.3) De regressie-invloed van de normale lengte en de relatiemaat op de meetuitkomst zijn relatief gering; de meetuitkomst bedraagt meestal slechts een gering aantal mm.
3.4) Type J1 traditioneel vormt op het vorige een uitzondering; alle metingen zijn afkomstig van één bedrijf (21).

Aanbeveling: Normen baseren op de meetuitkomst, onder verwaarlozing van de regressie-invloeden. Als dit met de functionele aspecten in overeenstemming is kan een eenvoudig normenstelsel worden ontworpen. Voor J1 zo nodig de zaak nader bekijken.

4) Haaksheid

4.1) Grote verschillen tussen de bedrijven.

4.2) De meetuitkomst is constanter dan de haaksheid als quotiënt.

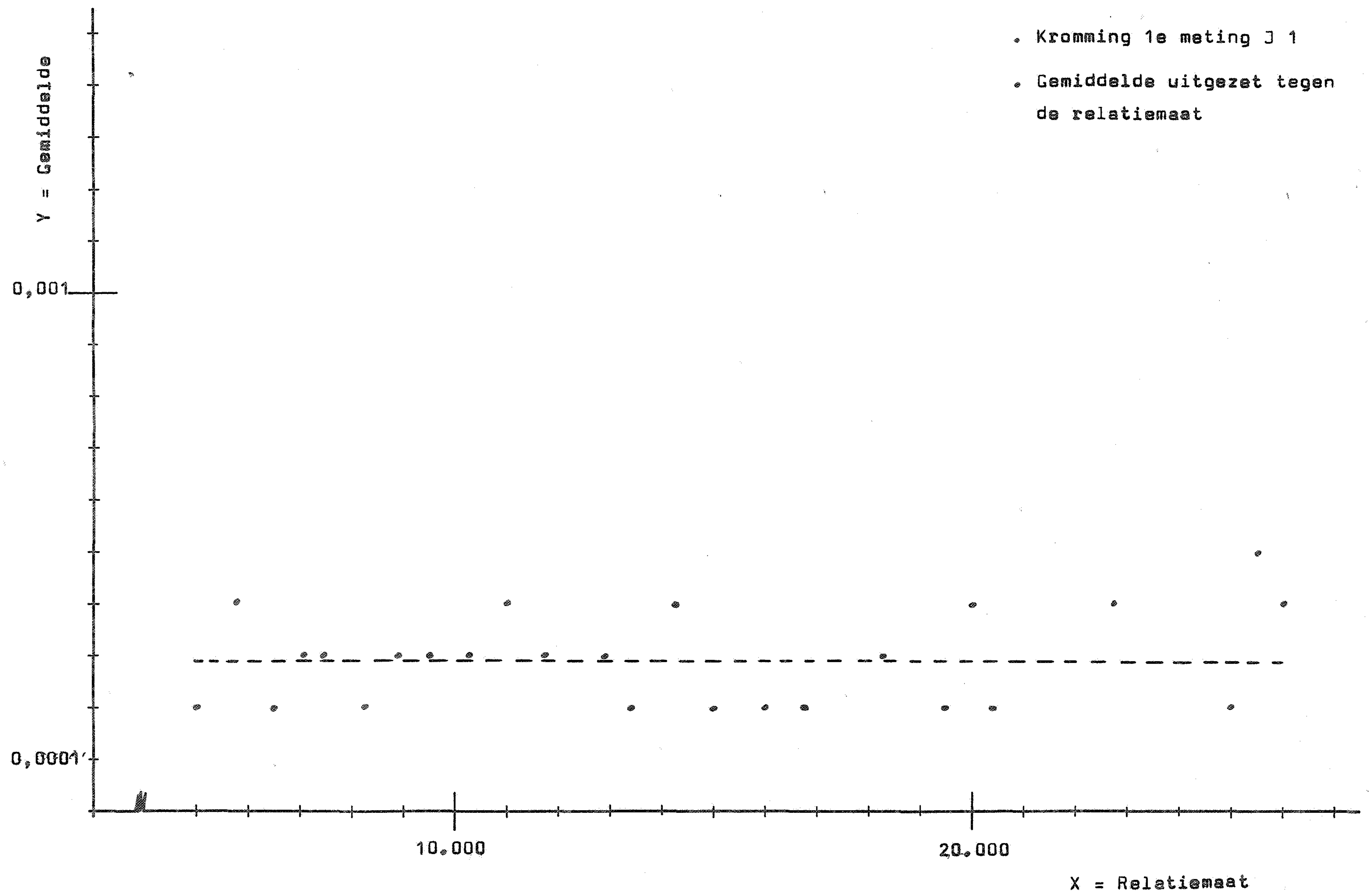
4.3) Invloed van de relatiemaat op de meetuitkomst is gering.

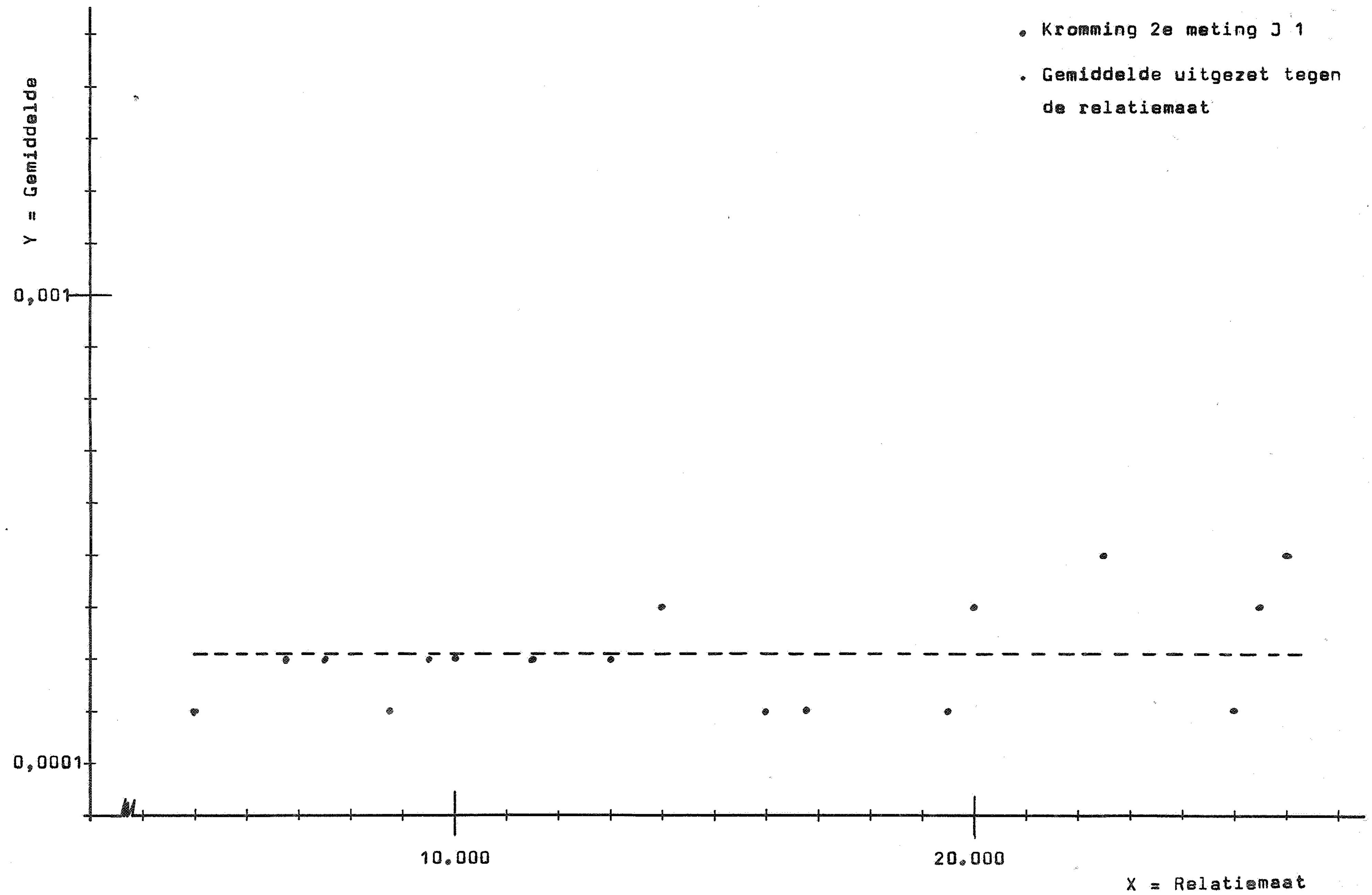
Aanbeveling: Normen baseren op de meetuitkomst; meting zo mogelijk standaardiseren op een bepaalde relatiemaat of op de totale breedte van het element. Invloed relatiemaat verder verwaarlozen. Rekening houden met de verschillen tussen de bedrijven. Functionele aspecten in de normstelling betrekken.

Slotopmering. Uit het bovenstaande blijkt wel dat er bij het ontwerpen op grond van de verrichte metingen nog niet opgeloste en zelfs niet onderzochte problemen zijn. Zo is er bijv. voor die afmetingen, waarbij aanzienlijke verschillen tussen de bedrijven optreden, nog gebrek aan (noodzakelijke) kennis van de resultaten van bedrijven, waarvan geen metingen beschikbaar waren, terwijl ook de herhaaldelijk genoemde functionele aspecten aandacht verdienen. Niettemin kunnen bovenstaande conclusies en de in de bijlagen vermelde gegevens een bijdrage leveren voor de opbouw van een geschikt normenstelsel voor ieder van de beschouwde types afzonderlijk.

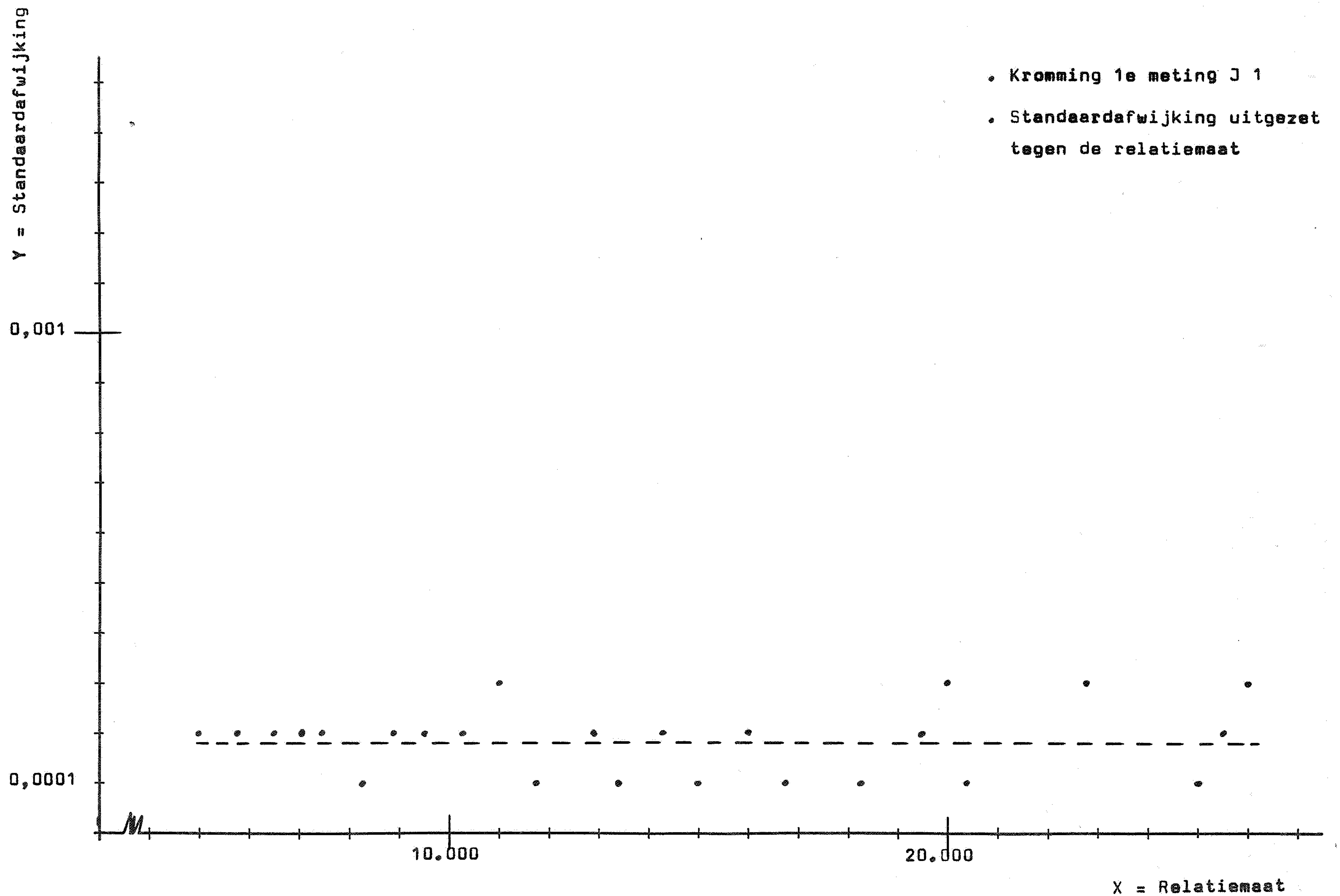
## Bijlage 10 Grafieken, vervaardigd door de begeleidingscommissie.

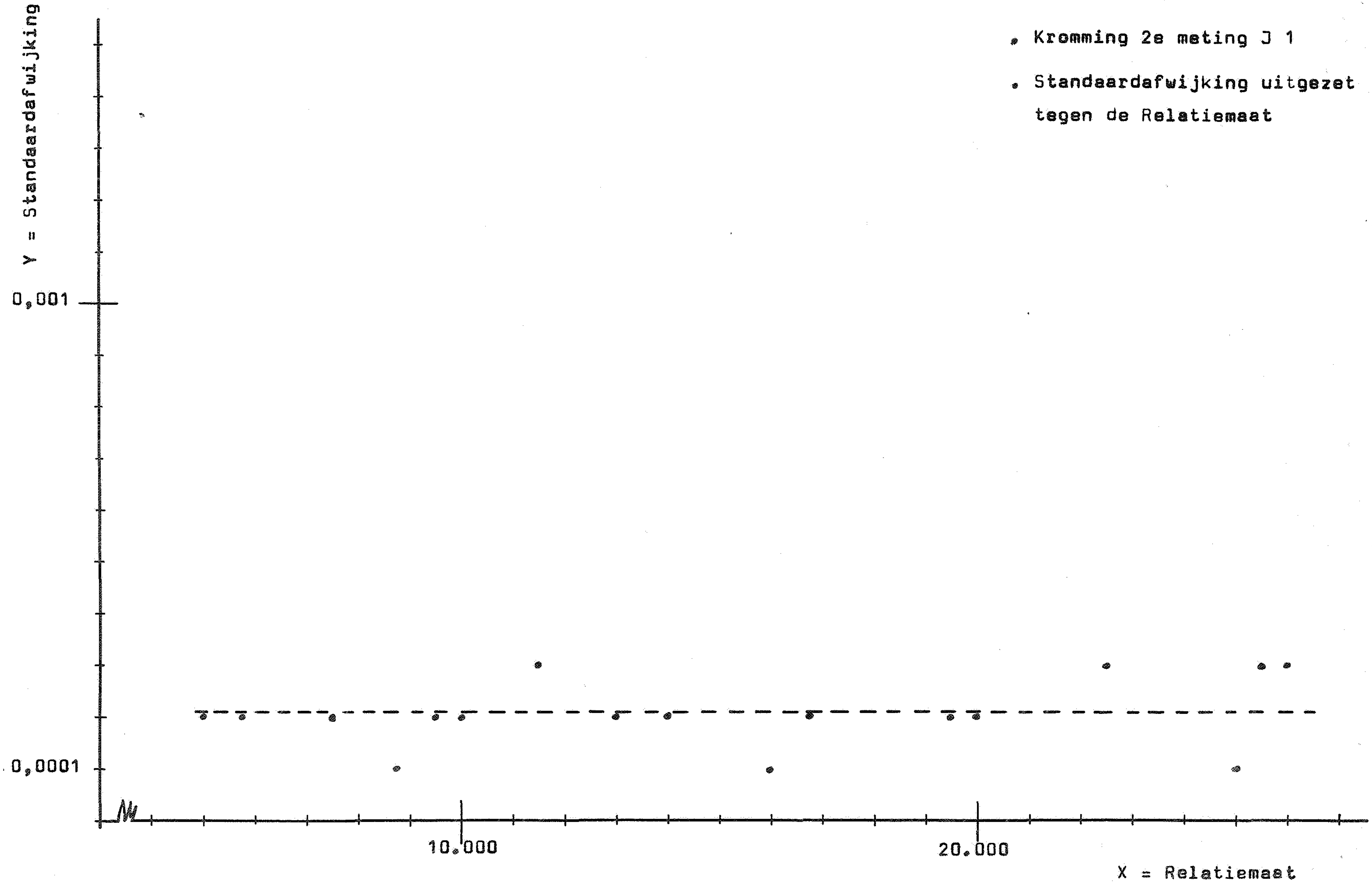
De eerste 4 grafieken behoren bij par. 4 (verwijzing aan het einde van die paragraaf), de rest bij par. 6.

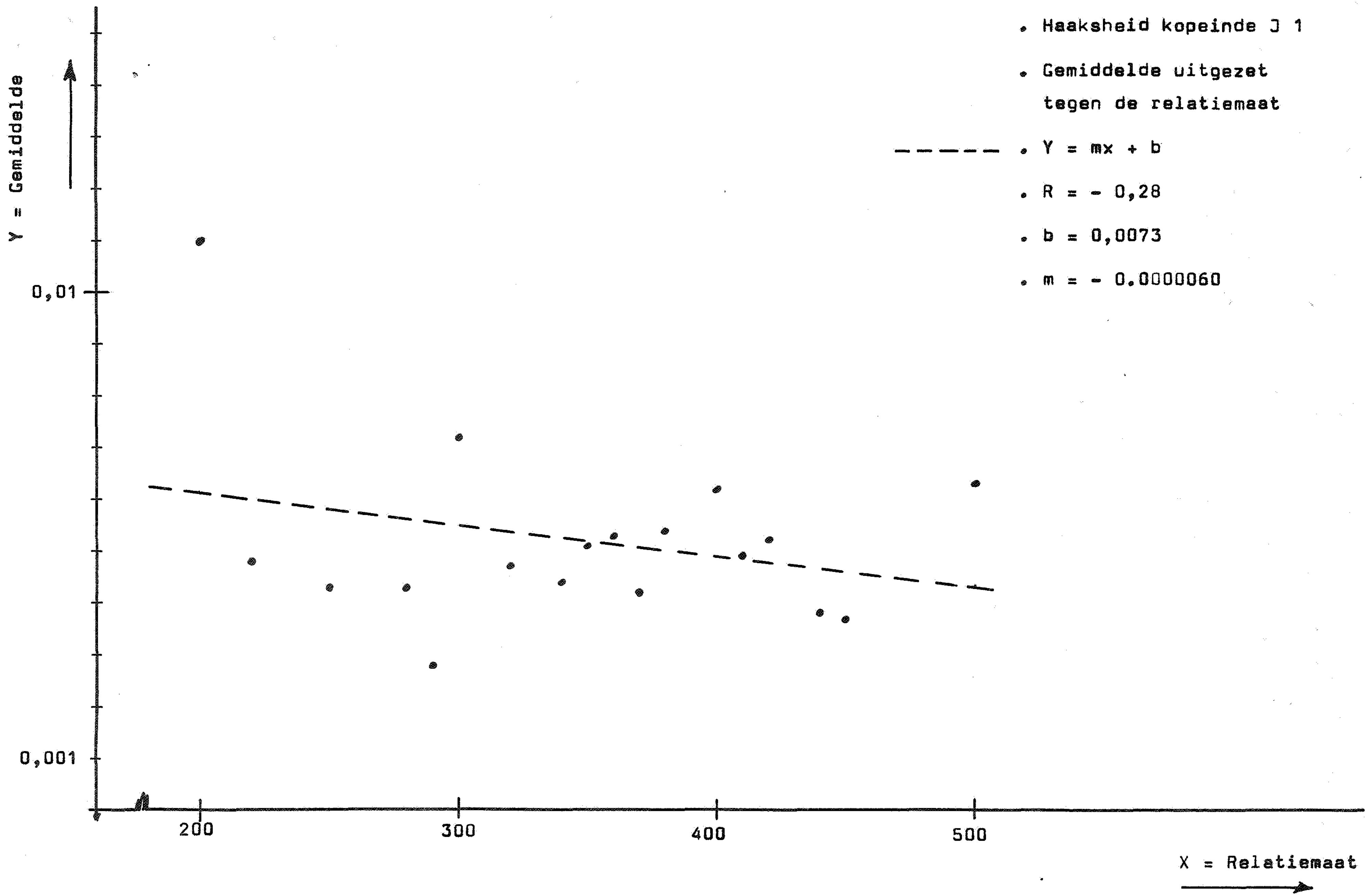

Kromming 1e meting J 1
Gemiddelde uitgezet tegen de relatiemaat
Y = Gemiddelde
0,001
0,0001
10.000
20.000
X = Relatiemaat



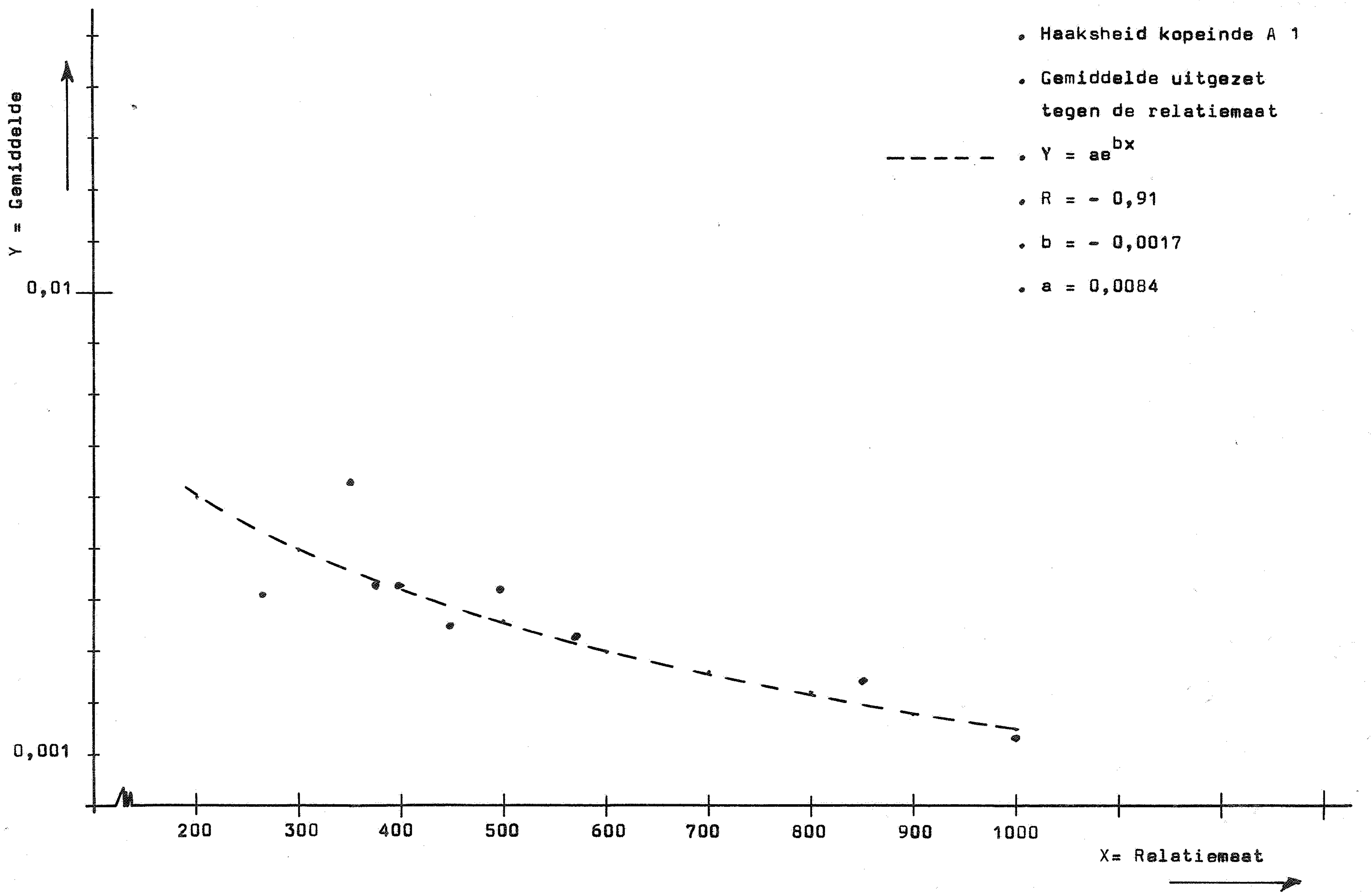
Kromming 2e meting J 1
Gemiddelde uitgezet tegen
de relatiemaat
Y = Gemiddelde
0,001
0,0001
10.000
20.000
X = Relatiemaat

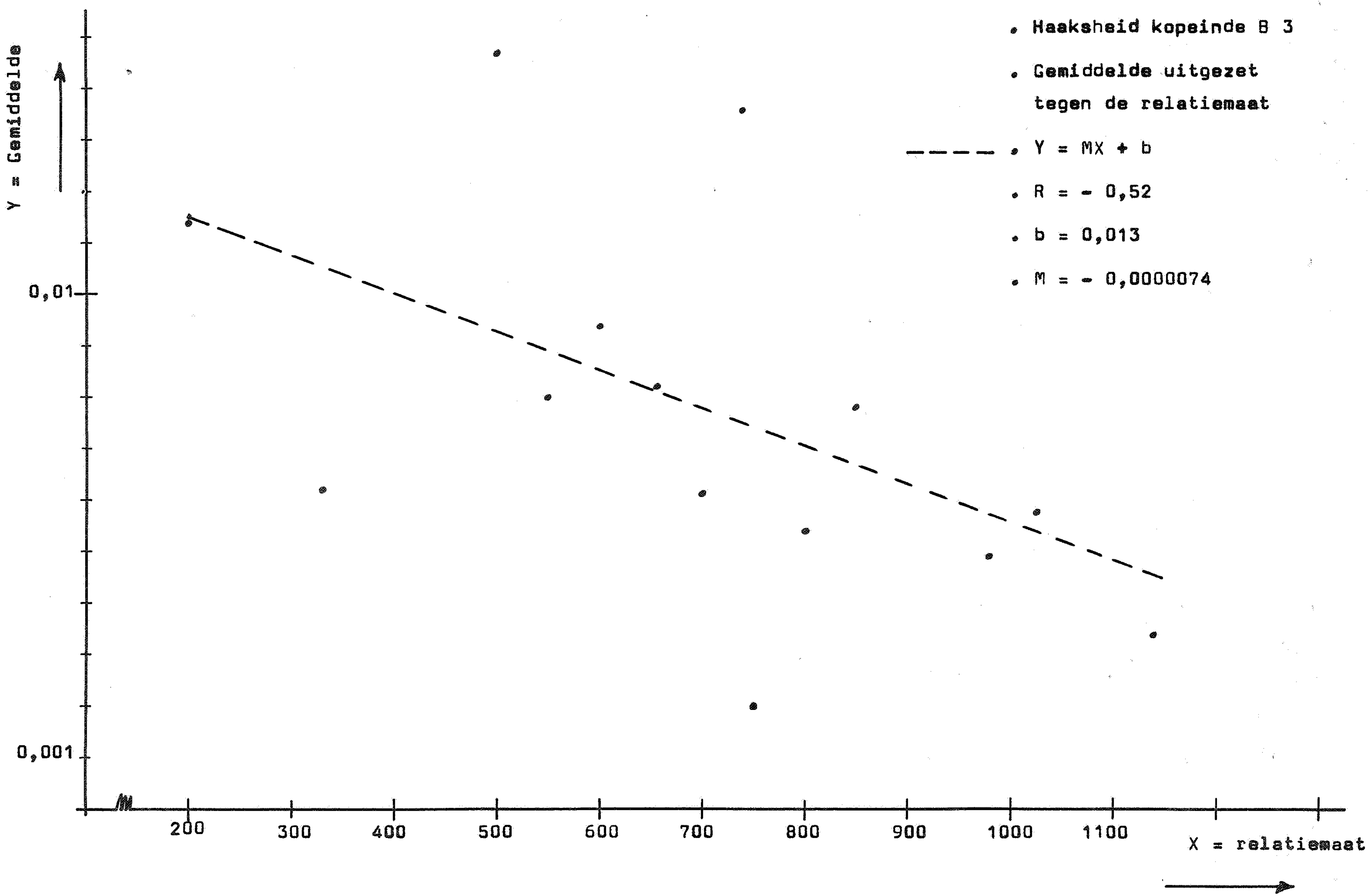

Y = Standaardafwijking
0,001
0,0001
10.000
20.000
X = Relatiemaat
Kromming 1e meting J 1
Standaardafwijking uitgezet tegen de relatiemaat


Kromming 2e meting J 1
Standaardafwijking uitgezet tegen de Relatiemaat
Y = Standaardafwijking
0,001
0,0001
10.000
20.000
X = Relatiemaat

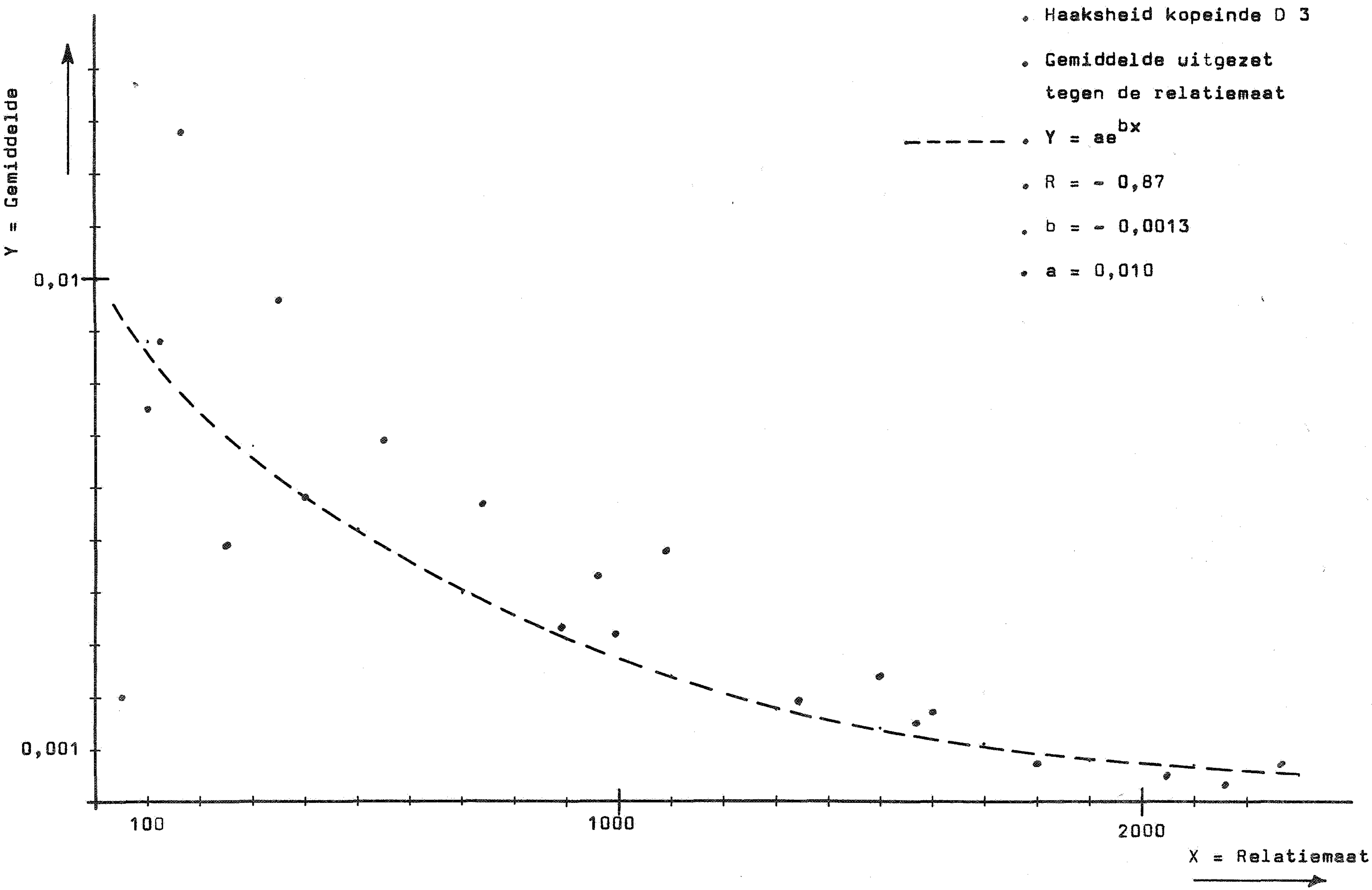


Haaksheid kopeinde J 1
Gemiddelde uitgezet tegen de relatiemaat
Y = mx + b
R = - 0,28
b = 0,0073
m = - 0.0000060
Y = Gemiddelde
0,01
0,001
200
300
400
500
X = Relatiemaat

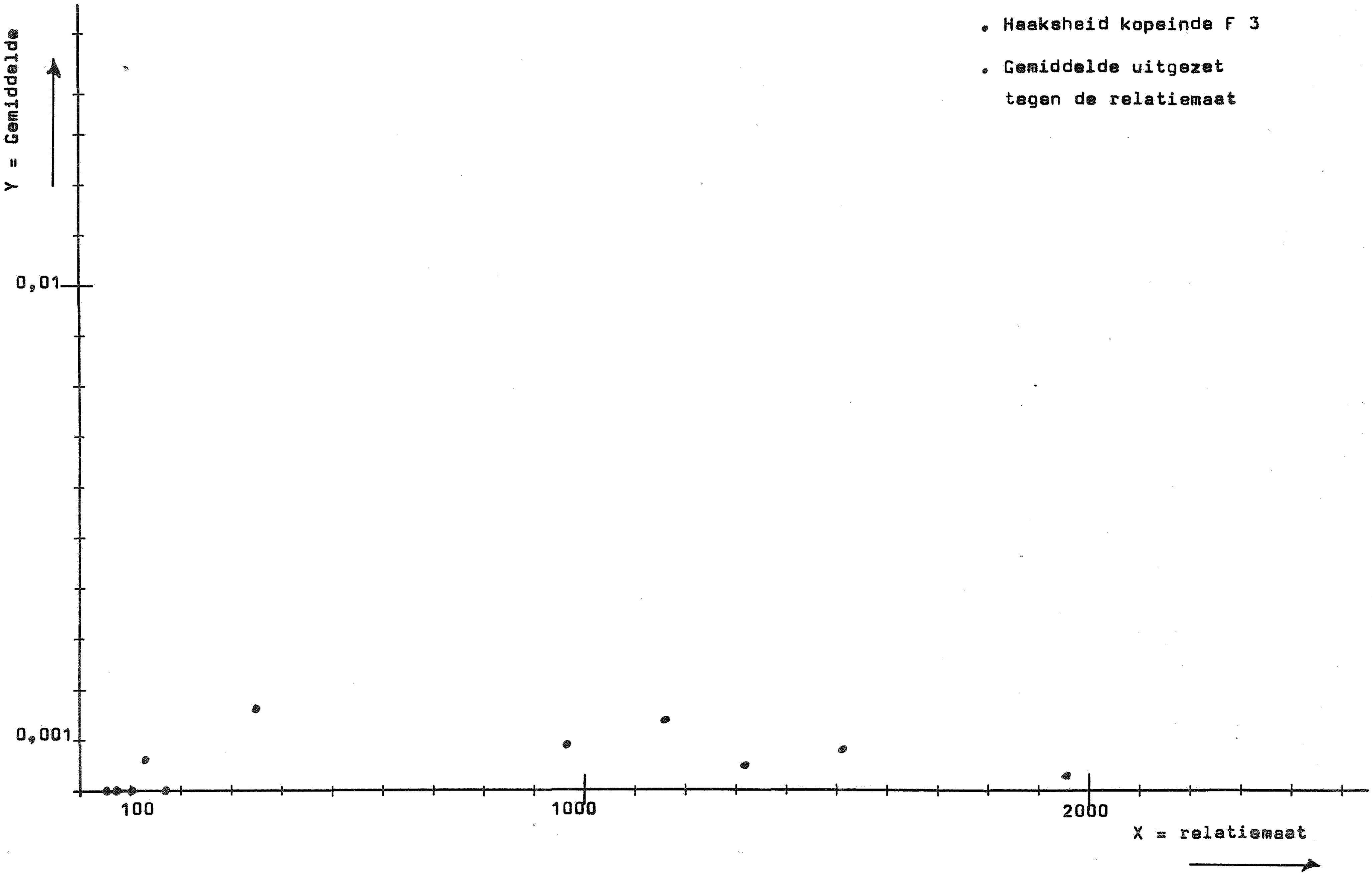

Haaksheid kopeinde A 1
Gemiddelde uitgezet tegen de relatiemaat
$Y = ae^{bx}$
R = - 0,91
b = - 0,0017
a = 0,0084
Y = Gemiddelde
0,01
0,001
200
300
400
500
600
700
800
900
1000
X= Relatiemaat



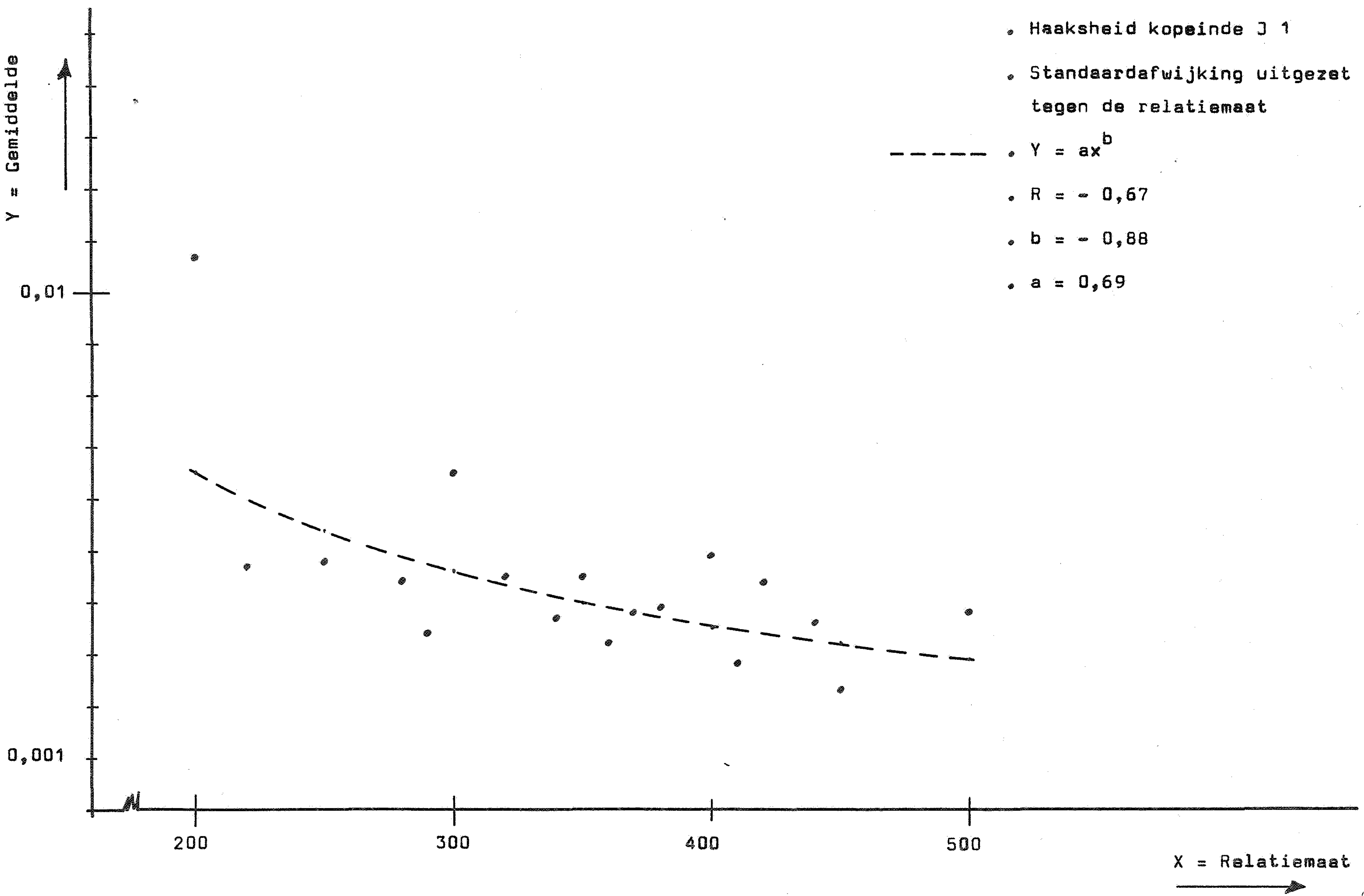
Haaksheid kopeinde B 3
Gemiddelde uitgezet tegen de relatiemaat
Y = MX + b
R = - 0,52
b = 0,013
M = - 0,0000074
Y = Gemiddelde
0,01
0,001
200
300
400
500
600
700
800
900
1000
1100
X = relatiemaat



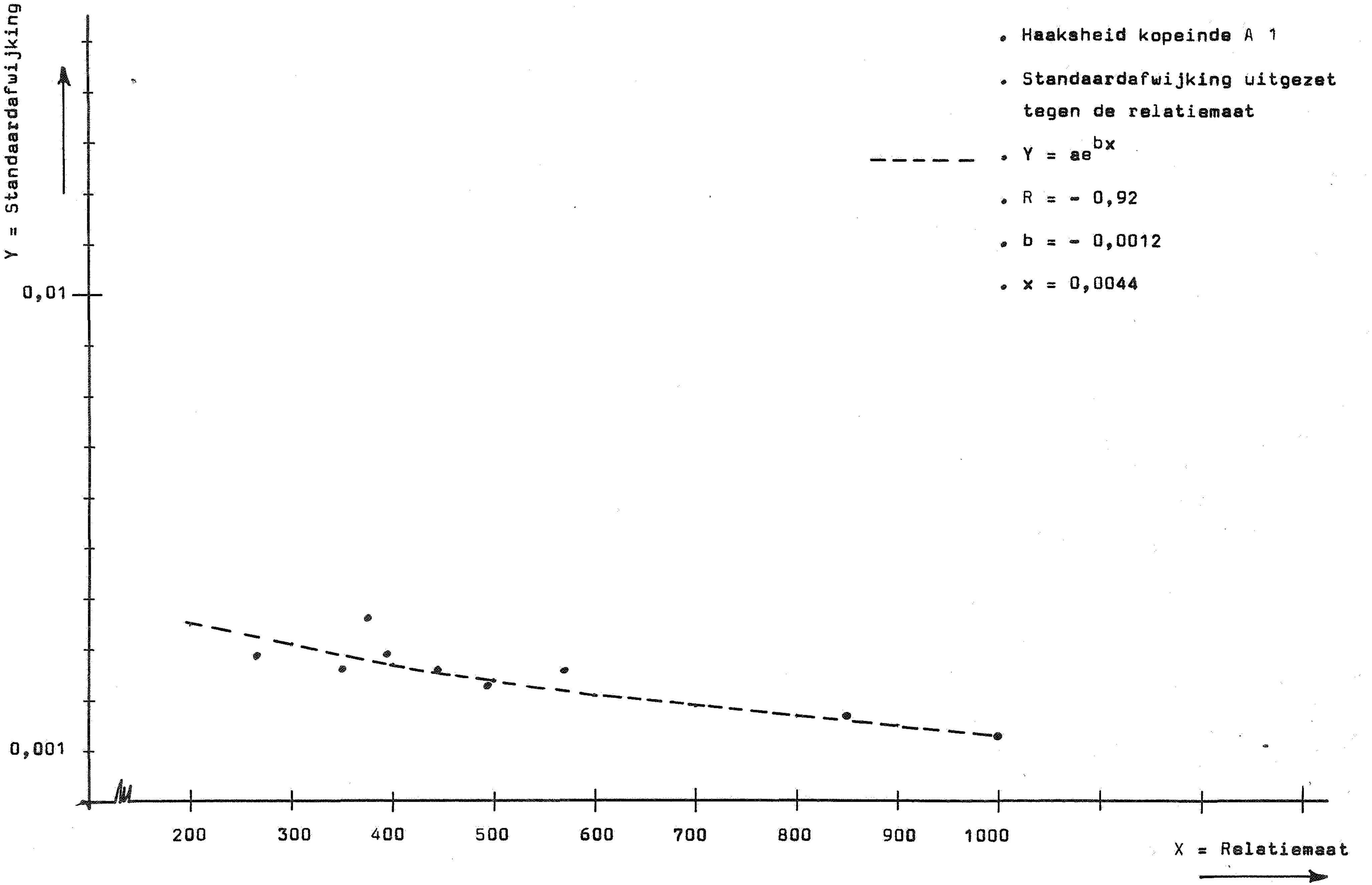
Haaksheid kopeinde D 3
Gemiddelde uitgezet tegen de relatiemaat
$Y = ae^{bx}$
R = - 0,87
b = - 0,0013
a = 0,010
Y = Gemiddelde
0,01
0,001
100
1000
2000
X = Relatiemaat



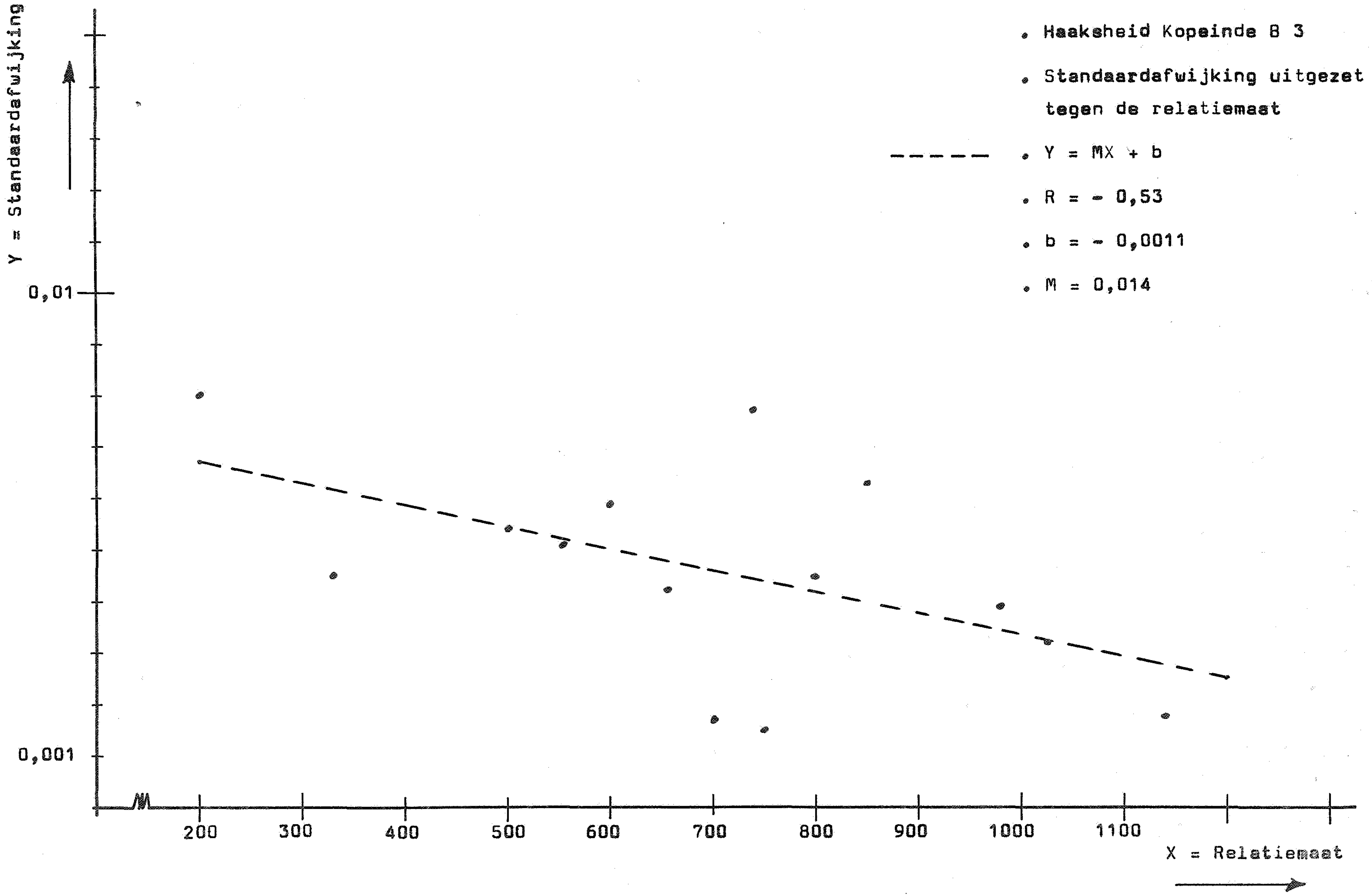
• Haaksheid kopeinde F 3
• Gemiddelde uitgezet
tegen de relatiemaat
Y = Gemiddelde
0,01
0,001
100
1000
2000
X = relatiemaat

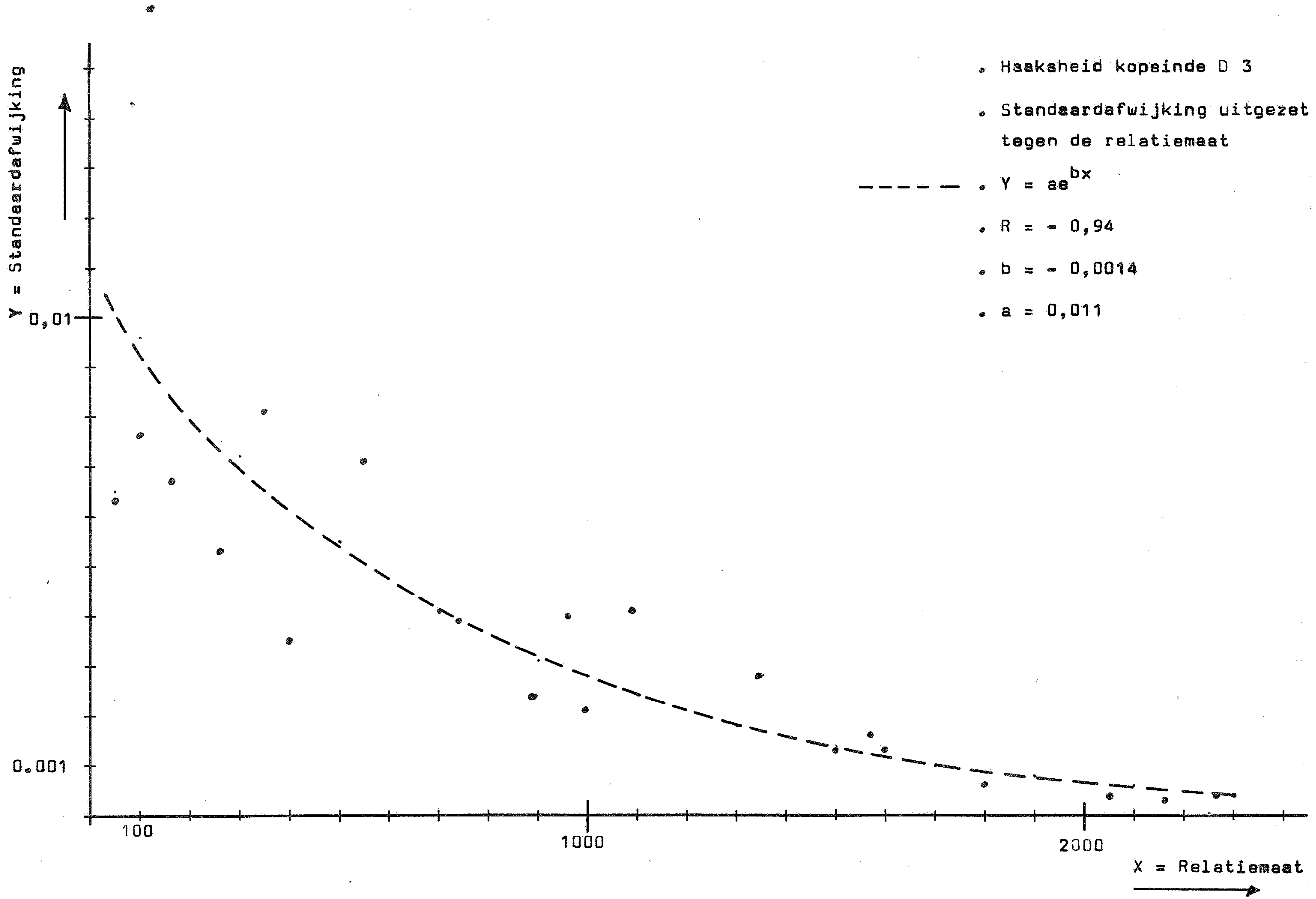


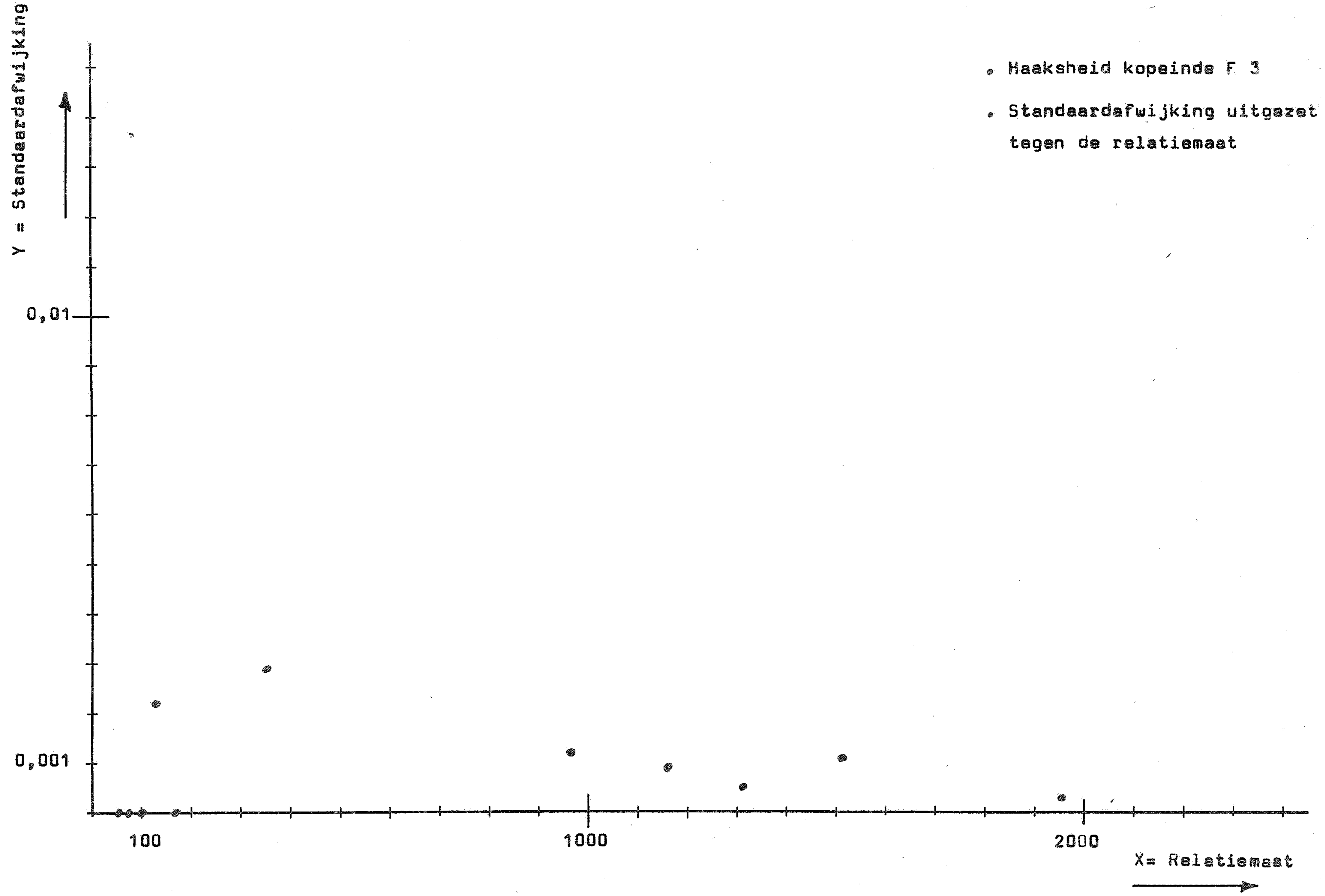
Haaksheid kopeinde J 1
Standaardafwijking uitgezet tegen de relatiemaat
Y = ax^b
R = - 0,67
b = - 0,88
a = 0,69
Y = Gemiddelde
0,01
0,001
200
300
400
500
X = Relatiemaat



Y = Standaardafwijking
0,01
0,001
200
300
400
500
600
700
800
900
1000
X = Relatiemaat
Haaksheid kopeinde A 1
Standaardafwijking uitgezet tegen de relatiemaat
Y = ae^bx
R = - 0,92
b = - 0,0012
x = 0,0044


Y = Standaardafwijking
0,01
0,001
200
300
400
500
600
700
800
900
1000
1100
X = Relatiemaat
Haaksheid Kopeinde B 3
Standaardafwijking uitgezet tegen de relatiemaat
Y = MX + b
R = - 0,53
b = - 0,0011
M = 0,014


Haaksheid kopeinde D 3
Standaardafwijking uitgezet tegen de relatiemaat
Y = ae^bx
R = - 0,94
b = - 0,0014
a = 0,011
Y = Standaardafwijking
0,01
0.001
100
1000
2000
X = Relatiemaat



Haaksheid kopeinde F 3
Standaardafwijking uitgezet
tegen de relatiemaat
Y = Standaardafwijking
0,01
0,001
100
1000
2000
X= Relatiemaat