

Uitleenbon

05-10

S. Sedaghat Tarigheh
VBD DKR Dord

Graag met grote voorzichtig-
heid behandelen! Het boek
hoort thuis in de historische
collectie van V&W.

Leennummer: 0000669

Signatuur: HIS2-b41 MIN

Omschrijving: Verslag betreffende verrichte onderzoeken en

Vervaldatum : 12-10-1999

Voor verlenging van de uitleentermijn dient u tijdig contact op te nemen met de bibliotheek.

Bibliotheek RWS Directie Zuid-Holland (k. 2.02)

Postbus 556

3000 AN Rotterdam

Telefoon: (010) 402 66 66

E-mail: bibliotheek@dzh.rws.minvenw.nl

Openingstijden: maandag t/m vrijdag van 08.30 - 16.30 uur

1. rapport nr. PM-89-14	2. Serie nr.	3. Ontvanger catalogus nr.	
4. Titel en sub-titel Berekening van fluctuatieschalen uit een lengteprofielmeting van een grondlichaam		5. Datum rapport April 1989	
7. Schrijvers ir. E.O.F. Calle		6. Kode uitvoerende organisatie GD	
9. Naam en adres opdrachtnemer Grondmechanica Delft Postbus 69 2600 AB DELFT		8. Nr. rapport uitvoerende organisatie CO-294460/17	
12. Naam en adres opdrachtgever Rijkswaterstaat Dienst Weg- en Waterbouwkunde Postbus 5044 2600 GA DELFT		10. Projektnaam	
15. Opmerkingen		11. Kontaktnummer	
16. Referaat In dit rapport is het variatiepatroon van de verticale fluctuaties volgens uit een lengteprofielmeting van een wegdek geanalyseerd. Doel van de analyse was om fluctuatieschalen van het variatiepatroon te bepalen. Er is gebruik gemaakt van twee verschillende technieken, namelijk van de in de geostatistiek klassieke variogramanalyse en van een analyse die gebaseerd is op een semi-Bayesiaanse beschouwing. De op basis van deze twee verschillende technieken verkregen schattingen voor de varianties en de fluctuatieschalen zijn onderling consistent.		13. Type rapport	
17. Trefwoorden Lengte-effect, statistiek, hoogte		14. Kode andere opdrachtgever	
19. Classificatie		18. Distributie systeem	
20. Classificatie deze pagina		21. Aantal blz. 17	22. Prijs

Sterresweg 2
Postbus 59 2600 AB Delft
Telefoon 015 693500
Telex 38234 socr
Telefax 015-610821

Postcode 234342
Bank Mees en Meo NV
Rekening 25 92 35 911

K.v.K. 145040 Delft



905-770
GRONDMECHANICA
DELFT

6 JAN 1992

BIBLIOTHEEK
Dienst Weg- en Waterbouwkunde
Postbus 5044, 2600 GA Delft
Tel. 015 - 613111

Berekening van fluctuatieschalen uit een
lengteprofielmeting van een grondlichaam

CO-294460/17
april 1989
Cl/MR/flucscha

Opgesteld in opdracht van:
RIJKSWATERSTAAT
Dienst Weg en Waterbouwkunde
i.h.k.v. werkzaamheden voor TAW-E
Postbus 5044
2600 GA DELFT

WISKUNDE EN INFORMATICA GROEP
projectleider: ir. E.O.F. Calle



INHOUD

1.	INLEIDING	1
2.	PROBLEEMSTELLING EN WERKWIJZE	1
3.	SEMI-VARIOGRAMMEN	2
4.	GECOMBINEERDE M.L./BAYESIAANSE BENADERING.	4
5.	BEREKENINGSRESULTATEN	7
5.1.	Resultaten van variogram analyse	7
5.2.	Conclusie uit semi-variogram analyses	10
5.3.	Resultaten M.L./Bayesiaanse analyse	11
5.4.	Conclusie uit M.L./Bayesiaanse analyse	14
6.	SAMENVATTING, CONCLUSIE EN AANBEVELING	16
7.	REFERENTIES	17

bladnummer : - 1 -
ons kenmerk: CO 294460/17
datum : april 1989



GRONDMECHANICA
DELFT

1. INLEIDING

In het kader van onderzoek naar de invloed van lengte effecten in een probabilistische ontwerpfilosofie voor dijkringen is het nodig inzicht te hebben in de mate en snelheid van variatie van de hoogte van de dijkskruin in lengterichting van de dijk.

De variaties waarbij het hierom gaat zijn variaties die direct na aanleg van de dijk aanwezig zijn, als gevolg van onnauwkeurigheid in de mate van uitvoering en variaties die ontstaan door onregelmatige zetting en klink.

Omdat uitgebreide metingen van variatie van de hoogteligging van dijkskruinen niet beschikbaar zijn, of althans niet beschikbaar gesteld konden worden, is besloten een analyse uit te voeren op een gemeten variatiepatroon van de hoogteligging van een weg. Deze meting is uitgevoerd met behulp van een APL (Analyseur de Profil en Long [1]) door de Dienst Weg- en Waterbouwkunde van de Rijkswaterstaat. Deze dienst heeft een meting beschikbaar gesteld. Bij ons is niet bekend om welke weg het gaat. Het gemeten profiel is getekend in de bijlagen 1a-1d. Daarbij is het gevolgde meetpad (x en y coördinaten) gerectificeerd (s coördinaat). De gerectificeerde lengte van de meting is ca. 4.5 km. De hoogteligging van de weg is om de ca. 1.60 m gesampled, hetgeen neerkomt op een totaal aantal waarnemingen van ca. 2800.

Van dit gemeten profiel zijn een aantal statistische analyses gemaakt. In dit rapport worden de resultaten gepresenteerd.

2. PROBLEEMSTELLING EN WERKWIJZE

De gemeten hoogten van het lengteprofiel variëren tussen 0.20 m en 1.00 m ten opzichte van een of ander referentieniveau. Omdat het bij de analyse gaat om variaties is de hoogte van dit referentieniveau volstrekt onbelangrijk.

In het variatiepatroon zijn stukken aan te wijzen, met name bij $s = 0 - 200$ m en bij $s = 1800 - 2400$ m waar de weg ca. 0.80 m hoger ligt dan elders in het lengteprofiel. Aangenomen kan worden dat deze variaties bij de aanleg beoogd of tenminste voorzien zijn en niet voortkomen uit toevallige realisatie van zettingsvariatie van de ondergrond of onnauwkeurigheid in maatvoering tijdens de aanleg. Voor de statistische analyse blijven deze variaties buiten beschouwing. Hetzelfde zou kunnen gelden voor de min of meer gelijkmatige stijging in het gebied $s = 4000 - 4200$ m, hoewel het hoogteverschil met de omgeving klein is (ca. 0.20 m). Mogelijkerwijs is hier wel sprake van een toevallige zettingsvariatie, maar dan een waarbij de fluctuatieschaal aanzienlijk groter is dan enkele tientallen meters. Een statistische analyse hiervan is overigens niet goed mogelijk omdat van zo'n variatie slechts een onvolledige realisatie in het profiel aanwezig is.

bladnummer : - 2 -
ons kenmerk: CO 294460/17
datum : april 1989



GRONDMEECHANICA
DELFT

Over blijven de fluctuaties op kleine schaal, zoals bijvoorbeeld in het gebied $s = 240 - 600$ m, waarbij het gaat om variaties van 0.05 m (top-dal), of variaties op iets grotere schaal, zoals in de gebieden $s = 600 - 1000$ m en $s = 2750 - 4000$ m, waarbij het gaat om variaties van ca. 0.10 m (top-dal). Deze variaties kunnen zeer wel toegeschreven worden aan ongelijkmatige realisatie van zetting. De variatie in het traject $s = 1250 - 1350$ m is weliswaar ook mogelijk het gevolg van ongelijkmatige zetting, maar sluit qua uiterlijk niet aan op de hiervoor genoemde variaties. Ook hier is sprake van een eenmalige verstoring die zich derhalve niet leent voor statistische benadering.

Bij de analyse zullen we ons dus richten op de genoemde top-dal variaties van 0.05 m en 0.10 m. Voor de betreffende stukken variatiepatroon zullen we een analyse opzetten waarbij het er voornamelijk om gaat de fluctuatieschaal (dat is een parameter in de autocorrelatie functie die de "golflengte" van variaties reflecteert) te bepalen.

De hulpmiddelen bij de analyse waarvan we gebruik zullen maken zijn:

1. De constructie van variogrammen, met name experimentele variogrammen.
2. Het bepalen van de fluctuatieschaal met behulp van een methode die berust op maximum likelihood (M.L.) schatting van trend en variantie, gecombineerd met een Bayesiaanse techniek om de fluctuatieschaal te schatten.

In hoofdstukken 3 en 4 zullen deze technieken globaal uiteengezet worden. In hoofdstuk 5 worden de berekeningsresultaten met beide methoden besproken en onderling vergeleken.

3. SEMI-VARIOGRAMMEN

De semi-variogram analyse komt oorspronkelijk uit de mijnbouwkunde, waar karakterisering van ruimtelijke correlatie van ertsgradaties nodig was ten behoeve van het maken van voorspellingen omtrent de te verwachten ertsinhoud (en de spreiding ervan) van een te ontginnen blok in een ertshoudende afzetting.

Terwille van de eenvoud van beschrijving zullen we een variogram definitie geven voor een-dimensionaal (ruimtelijk) stochastische grootte h als functie van de ruimtelijke variabele s ; het variogram van $h(s)$ wordt dan gedefinieerd als:

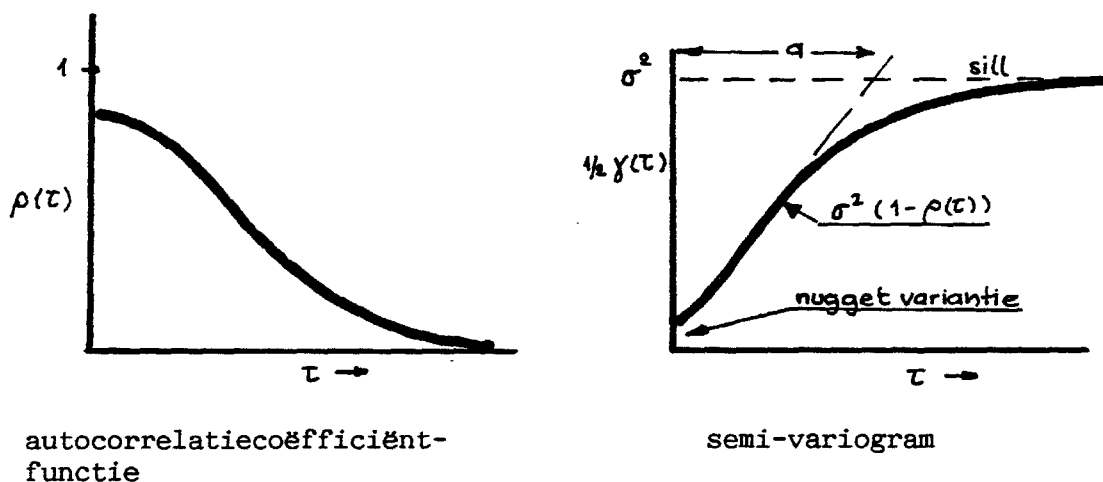
$$\gamma(\tau) = E [(h(s+\tau) - h(s))^2] \quad (1)$$

waarin $\gamma(\tau)$ de variogramwaarde is voor "lag" τ , $E[\]$ de mathematische verwachting. De uitdrukking (1) is de variantie van het verschil tussen h -waarden met onderlinge afstand τ . De uitdrukking is alleen zinvol voor functies h met een verwachtingswaarde die onafhankelijk is

van t . Niet-stationariteit van hogere momenten, bijvoorbeeld de covariantie, hoeft geen belemmering voor zinvolheid van de uitdrukking te zijn. Echter, is $h(t)$ een zwak stationair proces, dat in klassieke zin wordt gekarakteriseerd door een verwachtingswaarde μ_h , een variantie σ_h^2 en een auto-correlatie coëfficiënt functie $\rho_h(\tau)$, dan is de relatie tussen het variogram en deze parameters:

$$\gamma(\tau) = 2 \sigma^2 (1 - \rho(\tau)) \quad (2)$$

Vanwege de "2" in het rechterlid van deze relatie wordt vaak gewerkt met de grootte $1/2 \gamma(\tau)$, het zogenaamde semivariogram. In geval de autocorrelatiefunctie uitdempt tot nul, bereikt het semivariogram een constante waarde onafhankelijk van τ , de zogenaamde sill-variantie, gelijk aan σ_h^2 . Indien er autocorrelatie afval is voor $\tau=0$, zal het variogram beginnen bij een waarde groter dan nul. Dit verschijnsel reflecteert zogenaamde "kleine schaal" fluctuaties, bijvoorbeeld meetfouten of sample discontinuïteiten. Bij het variogram wordt deze drempelwaarde de nugget-variantie genoemd (nugget = klompje; afkomstig uit de goudertsmining, waar gouderts in klompjes voorkomt in een ertshoudende laag en waar het in een boorkern gevonden aantal klompjes op toevallige wijze fluctueert). Semi-variogram en autocorrelatiecoëfficiënt-functie zijn geschetst in figuur 1.



Figuur 1. Relatie tussen semi-variogram en autocorrelatie coëfficiënt functie bij een zwak stationair proces.



De afstand a , aangegeven in het semi-variogram in figuur 1 wordt het invloedsbereik (range of influence) genoemd. Dit is overigens niet strak gedefinieerd. Vaak wordt het invloedsbereik gedefinieerd als die lag-waarde a waar de raaklijn aan het variogram in de omgeving van $\tau = 0$ de sill snijdt. De term invloedsbereik suggereert echter meer, namelijk die lagwaarde waarbij substantiele onderlinge correlatie aanwezig is.

Stel dat een aantal equidistante waarnemingen van het proces $h(t)$ beschikbaar is: $h_1=h(s_1)$, $h_2=h(s_2)$... $h_n=h(s_n)$ met $s_i-s_{i-1}=\Delta\tau$. Een schatting van het semivariogram wordt gevonden door:

$$1/2\tilde{\gamma}(\tau_i)=1/2\tilde{\gamma}(i\Delta\tau)=\frac{1}{n_p}\sum_{j=1}^{n_p} (h_{j+i}-h_j)^2 \quad (3)$$

waarin n_p het aantal paren van waarnemingen is met onderlinge afstand ($i\Delta t$) tussen de bemonsteringslocaties. De functie $1/2\tilde{\gamma}(\tau_i)=1/2\tilde{\gamma}(i\Delta t)$ wordt het experimentele semi-variogram genoemd. Bij niet equidistante bemonsteringen wordt gewerkt met een aan (3) analoge uitdrukking, waarbij τ_i een "lag"-waarde representeert van een groep waarnemingen met onderlinge bemonsteringsafstand tussen $\tau_i-\varepsilon$ en $\tau_i+\varepsilon$.

In de praktijk wordt vaak een geparameteriseerde uitdrukking voor het (semi)variogram gebruikt. Voorbeelden van zulke uitdrukkingen worden gegeven in Journel & Huijbregts [2]. De parameters in die uitdrukking worden bepaald door het fitten van het geparameteriseerde variogram aan het experimentele variogram.

In onze analyse zullen we ons beperken tot het construeren van experimentele (semi)variogrammen. We zullen alle variogrammen gebruiken als globale check op de berekening van autocorrelatiefuncties volgens de hierna te behandelen gecombineerde maximum likelihood/Bayesiaanse benadering.

Het construeren van een variogram berust niet op de aanname van een of andere type van kansdichtheidsverdeling van het signaal. Wel wordt ervan uitgegaan dat de variantie van het verschil tussen de proces-grootheden op twee verschillende plaatsen alleen "lag" afhankelijk is. Dit is een zwakkere hypothese dan de aanname van (zwakke) stationariteit van het signaal.

4. GECOMBINEERDE M.L./BAYESIAANSE BENADERING.

Bij deze benadering wordt ervan uitgegaan dat het signaal $h(t)$ normaal verdeeld is. Verder wordt ervan uitgegaan dat het proces opgebouwd

gedacht kan worden uit twee componenten, namelijk een onderliggende trend en daarop gesuperponeerd (zwak) stationaire variaties. De onderliggende trend wordt gemodelleerd als een polynoom:

$$h(t) = \sum_{n=1}^m a_n t^{n-1} + \delta(t) = \underline{a}^T \underline{f}(t) + \delta(t) \quad (4)$$

waarbij de polynoom graad m is (meestal wordt m beperkt tot bijvoorbeeld 3). De stochastische variaties $\delta(t)$ worden geacht een realisatie te zijn van een stationair stochastisch, normaal verdeeld, proces, met verwachtingswaarde gelijk nul, een variantie $\sigma^2(\delta)$ en een geparameteriseerde autocorrelatiefunctie van een of ander type, bijvoorbeeld

$$\rho_{\delta}(\tau) = \rho_0 \exp\left[-\left(\frac{\tau}{D}\right)^2 \frac{\pi}{4}\right] = \rho_0 \exp\left[-\left(\frac{\tau}{D}\right)^2 \frac{\pi}{4}\right] = \rho_0 r\left(\frac{\tau}{D}\right) \quad (\tau > 0) \quad (5)$$

waarin ρ_0 en D parameters zijn. De ρ_0 reflecteert het zogenaamde nugget-effect en D is een parameter die we de fluctuatieschaal zullen noemen. Door Vanmarcke [3] is het begrip fluctuatieschaal gedefinieerd als:

$$D = \int_0^{\infty} \rho_{\delta}(\tau) d\tau \quad (6)$$

Opgemerkt zij dat daarbij gedacht werd aan autocorrelatie-functies zonder directe correlatieafval op $\tau = 0^+$ (dus geen nugget effect). Om het effect hiervan te elimineren zullen we hier uitgaan van de definitie

$$D = \frac{1}{\rho(0^+)} \int_0^{\infty} \rho(\tau) d\tau \quad (7)$$

Invullen van (5) in (7) laat zien dat de D -waarde in (5) een fluctuatieschaal is volgens definitie (7).

Schattingen van de trendcoëfficiënten $a_0 \dots a_m$, van de variantie σ^2 en de autocorrelatieparameters ρ_0 en D moeten worden bepaald met behulp van bemonsteringen $w_1 = h(t_1)$, $w_2 = h(t_2)$, \dots , $w_n = h(t_n)$ van het signaal.

Een techniek voor het schatten van deze grootheden is beschreven door Calle en van Heteren [4]. We zullen hier de schattingsmethode kort weergeven.

De kansdichtheid van de waarnemingen $\underline{w} = (w_1, w_2, \dots, w_n)$

$$p_{\underline{h}}(\underline{w}; \underline{a}, \sigma^2, R) = \frac{\exp(-1/2 \underline{\xi}^T R^{-1} \underline{\xi})}{(2\pi\sigma^2)^{n/2} (\det R)^{1/2}} \quad (8)$$

waarin $\underline{\xi}$ een vector is met n elementen

$$\xi_i = \left(\frac{w_i - \underline{a}^T f(t_i)}{\sigma} \right).$$

σ^2 de variantie van de stochastische variaties δ en R de correlatiematrix:

$$R = [\rho(h(t_i), h(t_j))]$$

met

$$\begin{aligned} \rho(h(t_i), h(t_j)) &= \rho_0 r\left(\frac{|t_i - t_j|}{D}\right) \quad \text{als } |t_i - t_j| > 0 \\ &= 1 \quad \text{als } |t_i - t_j| = 0 \end{aligned}$$

De kansdichtheid (8) is vooralsnog een formele uitdrukking, want we kennen de trendcoëfficiënten \underline{a} en de variantie σ^2 nog niet. We zullen hiervoor eerst schattingen afleiden.

Als de trendcoëfficiënten \underline{a} en de autocorrelatieparameters ρ_0 en D bekend zouden zijn, zeg dat $\hat{\underline{a}}$ een goede schatter is voor \underline{a} , dan is een zuivere en consistente schatter voor de variantie:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-m} (\underline{w}_i - F\hat{\underline{a}})^T R^{-1} (\underline{w} - F\hat{\underline{a}}) \quad (9)$$

waarin $F = [F_{ij}] = [f_j(t_i)]$

Een schatting van de trendcoëfficiënten wordt verkregen door minimalisatie van de uitdrukking:

$$(\underline{w} - F\hat{\underline{a}})^T R^{-1} (\underline{w} - F\hat{\underline{a}})$$

onder variatie van $\hat{\underline{a}}$. Dit leidt tot de schatter

$$\hat{\underline{a}} = (F^T R^{-1} F)^{-1} F^T R^{-1} \underline{w} \quad (10)$$

Invullen van deze schatters in de kansdichtheidsuitdrukking leidt tot:

$$p_{\underline{h}}(\underline{w}_1, \underline{a}, \sigma^2, R) = \frac{\exp(-1/2(n-m)) (n-m)^{n/2}}{(2\pi)^{n/2} (\det(R))^{1/2} \{\underline{w}^T (R^{-1} - R^{-1} F (F^T R^{-1} F)^{-1} F^T R^{-1}) \underline{w}\}^{n/2}} \quad (11)$$

en die uitdrukking is, via R, alleen een functie van ρ_0 en D.

We kunnen (11) opvatten als de likelihoodfunctie in een Bayesiaanse schattingsprocedure voor ρ_0 en D. Bij aanname van een vage a priori veronderstelling is de genormeerde likelihoodfunctie de gezochte a posteriori kansdichtheidsverdeling van ρ_0 en D.

Hieruit kunnen we, volgens het inmiddels bekende recept, schattingen voor de Bayesiaanse verwachting en standaardafwijking van ρ_0 en D bepalen. Voor details van deze procedure wordt verwezen naar refs. [5] en [6].

5. BEREKENINGSRESULTATEN

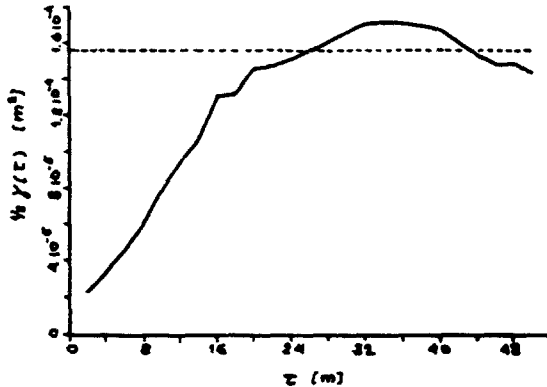
5.1. Resultaten van variogram analyse

In de figuren 2 - 4 zijn de berekende semi-variogrammen weergegeven voor een aantal strekkingen van de hoogtemeting.

- Figuur 2 is het semi-variogram voor de strekking
 $s = 200 \text{ m} - 600 \text{ m}$.
 De gestippelde lijn is de berekende variantie volgens de formule:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (h_i - \bar{h})^2$$

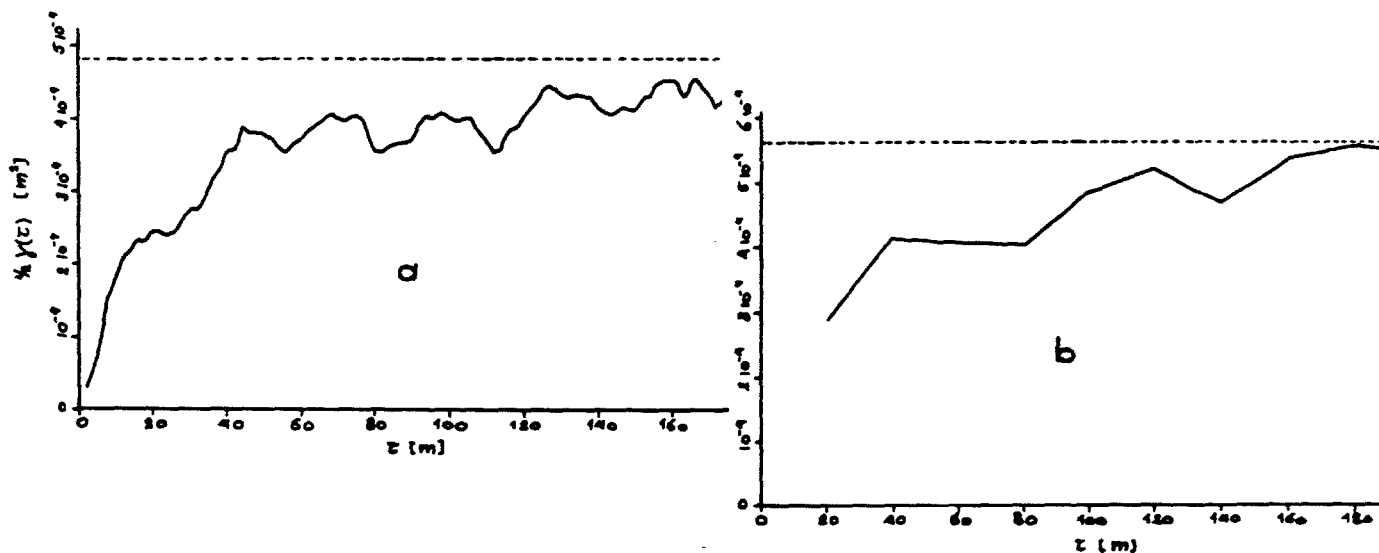
waarin \bar{h} het rekenkundig gemiddelde van de waarnemingen in de strekking is. Het aantal waarnemingen is 211. De op deze wijze berekende variantie is in principe geen zuivere schatting van de werkelijke variantie, omdat in de berekening het effect van correlatie tussen de waarnemingen niet is meegenomen. Echter omdat het invloedsgebied van de correlatie klein is ten opzichte van de totale lengte van het interval van de waarnemingen zal de afwijking gering zijn. De gevonden variantie is 0.00015 m^2 overeenkomend met een standaardafwijking van 0.0125 m , hetgeen aansluit bij de visueel bepaalde top-dal variaties van 0.05 m in dit gebied. Uit het semi-variogram lezen we verder een invloedsbereik van ongeveer 18 meter af en een nugget variantie van $1.5 \cdot 10^{-5}$. Dit is ongeveer tien procent van de veldvariantie.



Figuur 2. Experimenteel semivariogram voor traject $s=200-600$ m.

- Figuur 3a geeft het variogram weer voor het interval $s = 200 - 1200$ m. In bijlage 1 zien we dat het variatiebereik in dit gebied groter is dan in het gebied $s = 200 - 600$ m. In het semi-variogram komt dit direkt tot uiting in de gevonden sill-variantie van $4.8 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$ (overeenkomstige standaardafwijking 0.022 m, welke aansluit bij top-dal variaties van ca. $0.08 - 0.10$ m). De nuggetvariantie is in dit variogram wat minder nauwkeurig te schatten dan in het eerste geval, maar komt vermoedelijk ook in de buurt van 10^{-5} m^2 .
- Ten aanzien van het invloedsbereik noteren we dat voor kleine lag-waarden de semi-variogramwaarden snel oplopen, resulterend in een invloedsbereik, volgens de eerder gegeven raaklijndefinitie, van circa 20 meter. Echter boven de semi-variogramwaarde van circa $2 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$ treedt een aanmerkelijke verflauwing van de helling op. Rekenend met de helling op dit punt zouden we een invloedsbereik van circa 100 meter vinden. De gedachte dringt zich dan ook op dat het totale signaal opgedeeld zou kunnen worden in een tweetal deelsignalen, een met een variantie van circa $1.5 \cdot 2 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$ en een kort invloedsbereik en de andere met een variantie van $5 \cdot 10^{-4} - 1.5 \text{ à } 2 \cdot 10^{-4} = 3.5 \text{ à } 4 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$ met een invloedsbereik van circa 100 meter. Die gedachte zou getoetst kunnen worden door het signaal te sampelen op afstanden van 20 meter of meer en dan opnieuw het

semi-variogram te bepalen. We zouden dan bij benadering dezelfde sill-variantie moeten vinden, een nugget variantie van 1.5 à $2.0 \cdot 10^{-4}$ m en een invloedsbereik van circa 100 meter. We moeten dan wel bedenken dat het aantal sample punten drastisch afneemt, hetgeen leidt tot een minder informatief variogram. In figuur 3b is het aldus berekende variogram weergegeven. De gevonden sill-variantie is $5.5 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$. De nugget variantie is niet nauwkeurig af te lezen, maar zal zo rond de $2 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$ liggen, terwijl het invloedsbereik rond de 80 à 100 m ligt.

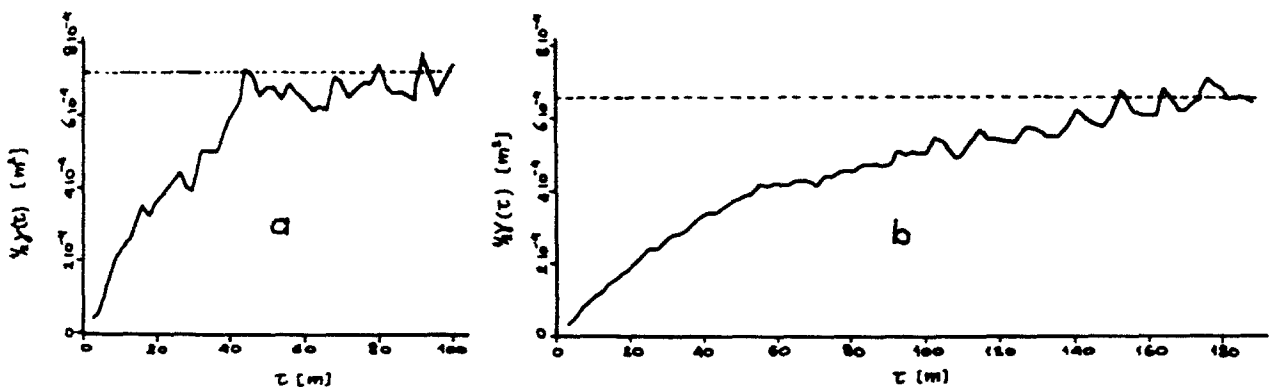


Figuur 3. Experimenteel semivariogram in het traject 200-1200 m
(a) gebaseerd op sample afstand van ca. 1.6 m.
(b) gebaseerd op sample afstand van ca. 20 m.

- Figuur 4a geeft het gevonden experimentele variogram voor het interval $s = 2000 - 2500$ m weer. Dit gebied kenmerkt zich door iets grotere fluctuaties dan die welke voorkwamen in het vorige interval.
De sill-variantie is ongeveer $7.2 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$ (overeenkomstige standaardafwijking 0.027 m) en het invloedsbereik ligt in de orde van 25 - 30 m.
- De laatste in dit rijtje, figuur 5b geeft het semi-variogram weer van het interval $s = 2750 - 3750$ m. Dit stuk is qua grootte van de fluctuaties vergelijkbaar met het interval

bladnummer : - 10 -
 ons kenmerk: CO 294460/17
 datum : december 1988

$s = 2000 - 2500$ m; de sill-variantie is ongeveer $6.7 \cdot 10^{-4}$ m. We zien hier echter dat de variogramwaarden relatief langzaam oplopen en de sill-variantie pas bereiken na 150 - 170 m. Ook voor kleine lag-waarden is de helling van het semi-variogram kleiner dan in de vorige figuren.



Figuur 4. Experimentele semivariogrammen in de trajecten $s=2000-2500$ m (a) en $s=2750-3750$ (b), gebaseerd op sample afstanden van ca. 1.6 m.

5.2. Conclusie uit semi-variogram analyses

Het gemeten lengteprofiel biedt verschillende van intervallen met variatiepatronen die, qua amplitude van de fluctuaties, zowel als qua snelheid van fluctuaties verschillende karakteristieken vertonen. Het eerste wordt gekarakteriseerd door de sill-varianties in de semi-variogrammen; het laatste door het invloedsbereik.

Globaal genomen kan gesteld worden dat de kleine variaties (variatiebereik, topdal, van circa 0.05 m) worden beheerst door een vrij klein invloedsbereik, circa 20 m. Bij de grotere variaties (top-dal bereik van 0.20 m) vinden we invloedsbereiken die variëren tussen 50 en 150 m.

In het volgende hoofdstuk zullen we proberen na te gaan of deze conclusie verder onderbouwd kan worden op basis van resultaten van de Bayesiaanse analyses.

5.3. Resultaten M.L./Bayesiaanse analyse

De schattingsmethode is een relatief rekenintensieve methode, omdat een groot aantal keren een matrix inversie van de correlatie-matrix van een meting moet worden uitgevoerd. Dit maakt dat de rekenprocedure alleen geschikt is voor de analyse van metingen, waarbij het aantal meetpunten beperkt is max ± 70 stuks. Feitelijk is de analyse ontworpen voor juist dit soort metingen. In de toepassing hier betekent dit echter dat het aantal beschikbare metingen in een traject van de meting, dat we zouden willen analyseren, vaak veel te groot is. We moeten het aantal metingen dat verwerkt moet worden derhalve beperken. Dit kan door kortere trajecten voor de analyse te kiezen, of door uit een langer traject slechts een beperkt aantal meetwaarden te kiezen.

De eerste berekeningen zijn uitgevoerd op het traject $s = 200 - 294$ m. Het aantal meetpunten (om de circa 1.80 m) bedraagt 50 stuks. In de analyse worden alle meetpunten meegenomen. We probeerden een autocorrelatiecoëfficiënt-functie van de vorm:

$$\rho(\tau) = \rho_0 \exp - \left(\frac{\tau}{D}\right)^2 \frac{\pi}{4} \quad (12)$$

M.b.v. de analyse vinden we:

Verwachtingswaarde 0.328 m, variantie $1.26 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$

$$E[\rho_0] = 0.774 \quad E[D] = 11.60 \text{ m}$$

$$\sigma[\rho_0] = 0.09 \quad \sigma[D] = 2.6 \text{ m}$$

Onderlinge correlatie: 0.39

Vervolgens werd een autocorrelatie-coëfficiënt functie van de vorm

$$\rho(\tau) = \rho_0 \exp\left(-\frac{2\tau}{D}\right) \left(1 + \frac{2\tau}{D}\right) \quad (13)$$

geprobeerd. Daarbij werd gevonden:

verwachtingswaarde 0.329 m, variantie $1.25 \cdot 10^{-4}$

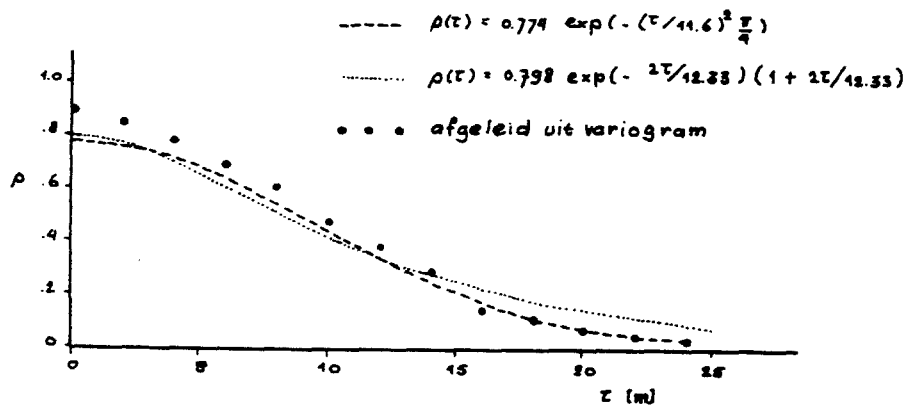
$$E[\rho_0] = 0.798 \quad E[D] = 12.33 \text{ m}$$

$$\sigma[\rho_0] = 0.088 \quad \sigma[D] = 3.8 \text{ m}$$

met onderlinge correlatie: 0.38

In figuur 5 is het correlatieverloop van beide functies geschetst. In deze figuur is tevens het correlatieverloop, zoals afgeleid uit het

experimentele variogram van figuur 2 weergegeven. We vinden dat de gevonden autocorrelatiecoëfficiënt functies elkaar redelijk dekken, zij het dat het nugget-effect bij het correllogram, afgeleid uit het semi-variogram, minder is dan bij de Bayesiaans geschatte correllogrammen.



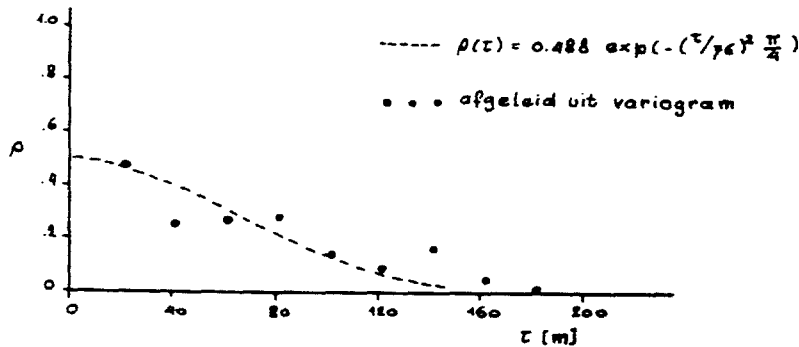
Figuur 5. Autocorrelatiecoëfficiënt-functies, berekend op basis van Bayesiaans geschatte parameters en op basis van het experimentele variogram (traject 200-294 m, resp. 200-600 m).

Daarna is een analyse uitgevoerd voor het traject $s = 200 - 1200$ m op basis van 51 waarnemingen om de ca.10 m. Het veronderstelde autocorrelatiecoëfficiënt model is van het type volgens vgl (12). De analyse geeft een grote spreiding te zien in zowel de ρ_0 , als in de D-waarde. De berekeningsresultaten zijn:

- Geschatte verwachtingswaarde 0.304 m
- Geschatte variantie 0.000594 m²
- $E[\rho_0] = 0.488$ $\sigma[\rho_0] = 0.168$
- $E[D] = 76$ m $\sigma[D] = 37$ m

Figuur 6 geeft de autocorrelatiecoëfficiënt-functie die berekend is op basis van de verwachtingen voor ρ_0 en D. Hierin zijn tevens correllogramwaarden getekend die afgeleid zijn uit figuur 3b. Dit variogram is gebaseerd op dezelfde waarnemingen. Ook hier zien we redelijke overeenkomst tussen beide benaderingen, zowel ten aanzien van de geschatte variantie als ten aanzien van de correlatie parameters.

bladnummer : - 13 -
 ons kenmerk: CO 294460/17
 datum : december 1988



Figuur 6. Autocorrelatiecoëfficiënt-functie, afgeleid uit Bayesiaans geschatte parameters en uit semivariogram voor traject 200-1200 m (afstand tussen waarnemingen: ca. 20 m).

Voor het traject $s = 2000 - 250$ m is een soortgelijke, zij het minder uitgebreide analyse uitgevoerd op basis van 51 waarnemingen met een sample afstand van circa 10 m.

De uitkomsten van deze analyse zijn:

- geschatte verwachtingswaarde 1.04 m
- geschatte variantiewaarde $7.2 \cdot 10^{-4}$ m
- $E[\rho_0] = 0.78$ $\sigma[\rho_0] = 0.084$
- $E[D] = 30.5$ m $\sigma[D] = 8.7$ m

Correlatiefunctie type van de vorm volgens vgl. (13).

Deze waarden stemmen goed overeen met hetgeen op grond van het variogram mocht worden verwacht.

Het traject $s = 2750 - 3750$ m is onderzocht op basis van 51 waarnemingen met sample afstand van circa 20 m. Het aangenomen type voor de autocorrelatie functie is weer volgens vgl. (12). De uitkomsten van de analyse zijn:

Geschatte verwachtingswaarde: Hiervoor is een kwadratische trend gevonden, in overeenstemming met het al op het oog aanwezige verloop in dit traject (zie figuur 1). De geschatte residu variantie bedraagt $4.9 \cdot 10^{-4}$ m². Deze variantie is kleiner dan de sill-variantie in het variogram van $6.7 \cdot 10^{-4}$ m². De reden voor dit verschil is dat bij de variogram analyse is



uitgegaan van stationaire variaties; een deel van de kwadratische trend is dus vervat in de sill-variantiewaarde. De gevonden verwachtingswaarde en standaardafwijkingen van de autocorrelatie parameters zijn:

$$\begin{aligned} - E[D] &\approx 35 \text{ m} & \sigma[D] &\approx 6.7 \text{ m} \\ - E[\rho_0] &= 0.78 & \sigma[\rho_0] &= 0.084 \end{aligned}$$

5.4. Conclusie uit M.L./Bayesiaanse analyse

1. In het traject $s = 200 - 600 \text{ m}$ is met twee typen van autocorrelatie coëfficiënt functies gewerkt. Beide leveren ongeveer dezelfde schattingen op voor de fluctuatieschaal en voor de afval van autocorrelatie bij kleine lag-waarden. De op basis van de gevonden verwachtingswaarden voor deze parameters berekende autocorrelatie-coëfficiënt functies zijn nagenoeg identiek. Dit geeft grond aan de veronderstelling dat de analytische expressie die gekozen wordt om een autocorrelatie functie te representeren op zich minder van belang is, zolang de vorm die daarbij hoort redelijk aansluit bij de waarnemingen. In ref [6] is een soortgelijk onderzoek beschreven, met eensluidende conclusie.
2. De vorm van de variogrammen, en in het bijzonder het gedrag voor grote lag-waarden doet vermoeden dat de geselecteerde stukken van het gemeten signaal inderdaad kunnen worden opgevat als (zwak) stationaire processen. Een uitzondering hierop is het traject $s = 2750 - 3750 \text{ m}$, waar de variogramwaarden voor grote lag-waarden nog steeds monotoon lijken toe te nemen. De trend analyse in de Bayesiaanse schattingsprocedure bevestigt dit overigens.
3. De uit de schatting van de autocorrelatie parameters afgeleide autocorrelatiecoëfficiënt-functies (zie fig. 5 en 6) vertonen redelijke overeenkomst met die welke uit de overeenkomstige variogrammen zijn afgeleid.
4. De grootte van de residu varianties en fluctuatieschalen is wisselend voor de onderscheiden gebieden. In tabel I zijn de verschillende uitkomsten samengevat. Vaag tekent zich hierin de volgende lijn af:
 - 1) Bij kleine residu varianties (orde $1 - 1.5 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$) is de fluctuatieschaal in de orde van 10-12 meter.
 - 2) Bij grotere residu varianties (orde $5 - 7 \cdot 10^{-4} \text{ m}^2$) varieert de fluctuatieschaal tussen 30 en 80 meter.



Tabel I

SEMI-VARIOGRAM ANALYSE

Traject s[m]	Sample afstand[m]	σ^2_{sill} [m ²]	σ^2_{nugget} [m ²]	L_{invl} [m]
200-600	1.80	$1.5 \cdot 10^{-4}$	$1.5 \cdot 10^{-5}$	~ 12
200-1200	1.80	$4.8 \cdot 10^{-4}$	$\sim 10^{-5}$	~ 35
200-1200	20	$5.5 \cdot 10^{-4}$	$3 \cdot 10^{-4}$	30-80
2000-2500	1.80	$7.2 \cdot 10^{-4}$	$2 \cdot 10^{-5}$	~ 30
2750-3750	1.80	$6.7 \cdot 10^{-4}$	$2 \cdot 10^{-5}$	~ 80

BAYESIAANSE SCHATTINGSPROCEDURE

Traject	Sample afstand	σ^2 [m ²]	E[D] [m]	$\sigma[D]$ [m]	E[ρ_0]	$\sigma[\rho_0]$
200-290	1.80	$1.2 \cdot 10^{-4}$	~12	~3	0.78	0.09
200-1200	20	$5.9 \cdot 10^{-4}$	76	37	0.45	0.17
2000-2500	20	$7.2 \cdot 10^{-4}$	30	9	0.78	0.08
2750-3750 ¹⁾	20	$4.9 \cdot 10^{-4}$	35	7	0.78	0.08

1) In dit traject werd een significante kwadratische trend gevonden.



6. SAMENVATTING, CONCLUSIE EN AANBEVELING

In dit rapport is het variatiepatroon van een lengteprofielmeting van een wegdek geanalyseerd. Doel van de analyse was om fluctuatieschalen van het variatiepatroon te bepalen. Er is gebruik gemaakt van twee verschillende technieken, namelijk van de in de geostatistiek klassieke variogramanalyse en van een analyse die gebaseerd is op een semi-Bayesiaanse beschouwing. De op basis van deze twee verschillende technieken verkregen schattingen voor de varianties en de fluctuatieschalen zijn onderling consistent.

Kennis van fluctuatieschalen van variaties in de hoogteligging van een dijkskruin is van belang vanwege het onderzoek naar zogenoemde lengte-effecten bij het ontwikkelen van een probabilistische ontwerpfilosofie voor waterkeringen. Ruimtelijke variatie van de hoogteligging van de dijkskruin wordt o.a. veroorzaakt door ongelijkmatige zetting in de ondergrond. Omdat geen lengteprofielmeting van een dijkskruin beschikbaar was, is, om de methodieken uit te proberen, gekozen voor het analyseren van een wel beschikbare lengteprofielmeting van een wegdek. De overweging hierbij was dat ook hierbij de variaties grotendeels veroorzaakt zijn door ongelijkmatige zetting van de ondergrond. Een significant verschil met een dijkskruin is dat bij een wegdek de interactie tussen wegdekconstructie en ondergrond zorgt voor uitvlakking van "kleine schaal" variaties. Verder zal bij de aanleg van een weg in het algemeen geprobeerd worden de zettingsgevoeligheid, en daarmee de verschilzettingsgevoeligheid, te reduceren door grondverbetering. Of dit bij de onderhavige weg is gebeurd is overigens niet bekend. Al met al betekent dit voor de hier gevonden berekeningsresultaten dat de varianties waarschijnlijk niet en de fluctuatieschalen mogelijksterwijs wel representatief zijn voor kruinhoogtevariaties.

De belangrijkste conclusie uit dit onderzoek is echter dat aangetoond is dat een lengteprofielmeting zinvol geanalyseerd kan worden en dat hieruit statistische gevolgtrekkingen kunnen worden gemaakt, die relevant zijn voor het onderzoek naar lengte-effecten, samenhangend met de mechanismen overloop en golfoverslag. Op grond van deze conclusie wordt gesteld dat het wenselijk is om lengteprofielmetingen van dijkskruinen uit te voeren en op soortgelijke wijze als hier gebeurd is te analyseren.

bladnummer : - 17 -
ons kenmerk: CO 294460/17
datum : april 1989



GRONDMECHANICA
DELFT

7. REFERENTIES

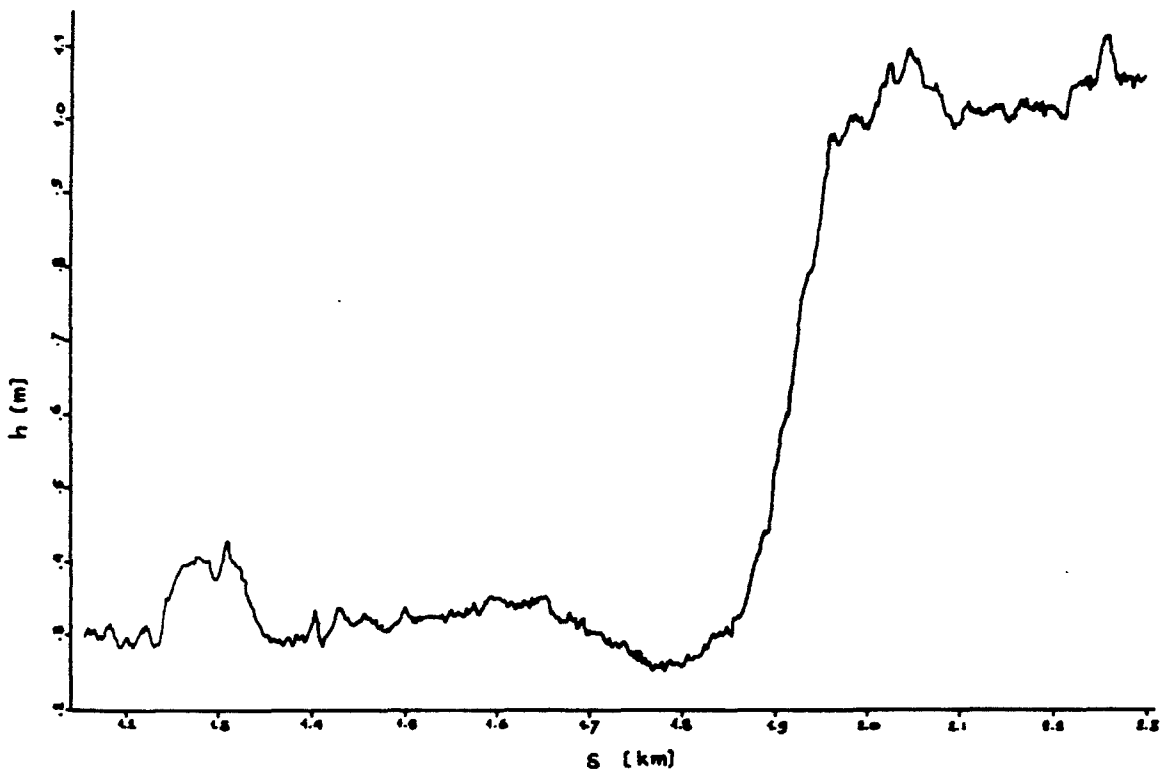
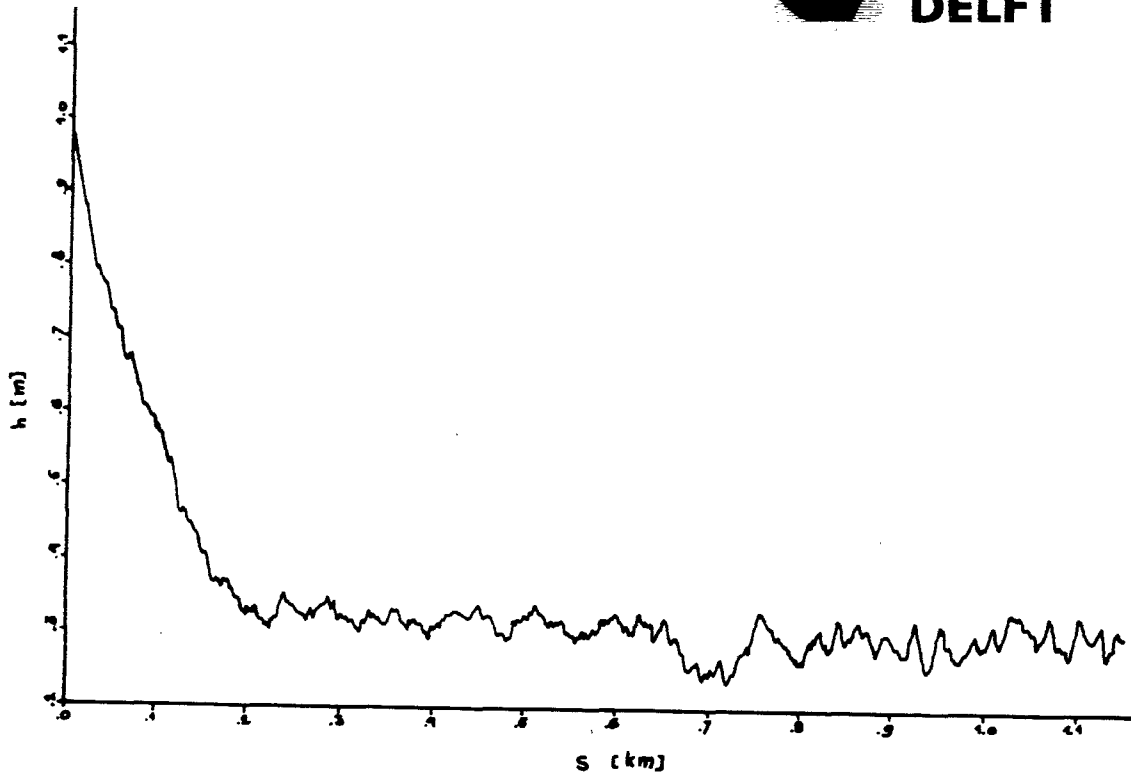
- [1] Rijkswaterstaat DWW wegwijzer, 1987 no. 3, De APL. (copie opgenomen als appendix in dit rapport.
- [2] Journel, A. en Ch. Huijbregts , 1978, Mining Geostatistics, Ac. Press Londen.
- [3] Vanmarcke, E.H., 1979, On the scale of fluctuation of random functions. MIT resrch report R79-19.
- [4] Calle, E.O.F. & J. van Heteren, 1988, Statistical inference of trend and covariance of a random field with nonstationary mean and stationary covariance properties. Proc. 3rd Int Geostatistics Congress, Avignon.
- [5] A. Vrouwenvelder & E.O.F. Calle, ---, Measuring spatial correlation of soil properties. Paper submitted to Structural Safety.
- [6] Calle, E.O.F., J. van Heteren & M.P. Quaak, 1987, Experimental verification by field measurements of covariance models for a geotechnical property. Proc. ICASP 5, Vancouver.

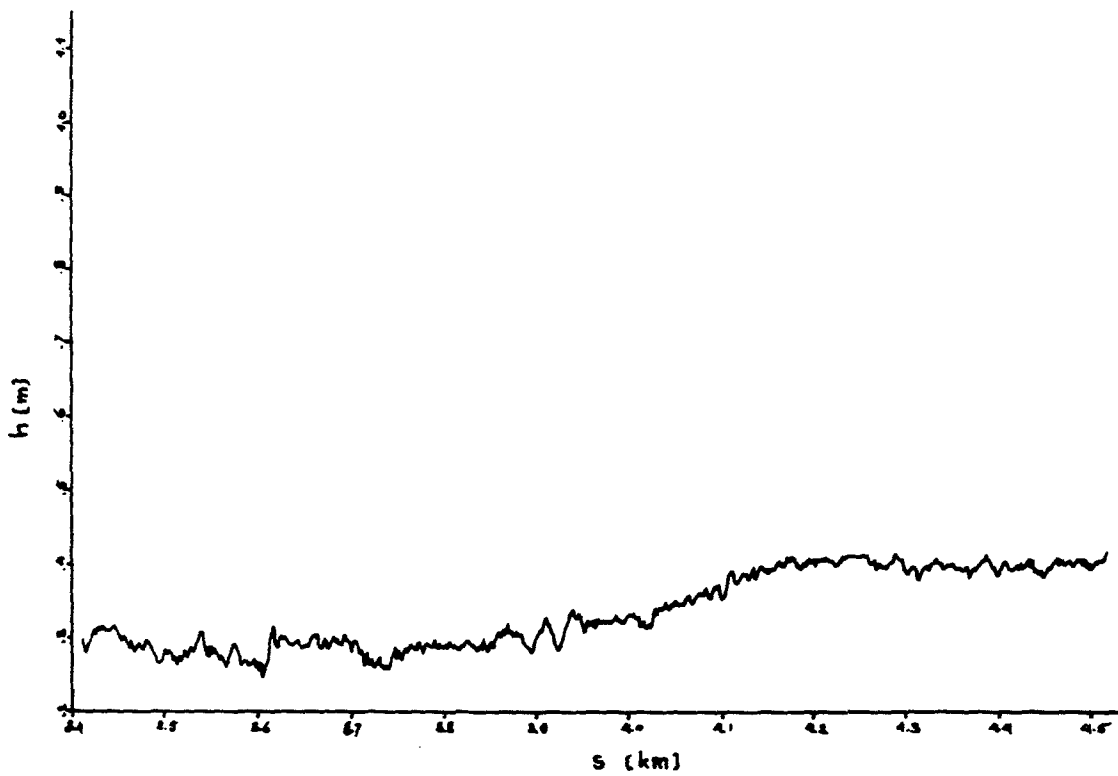
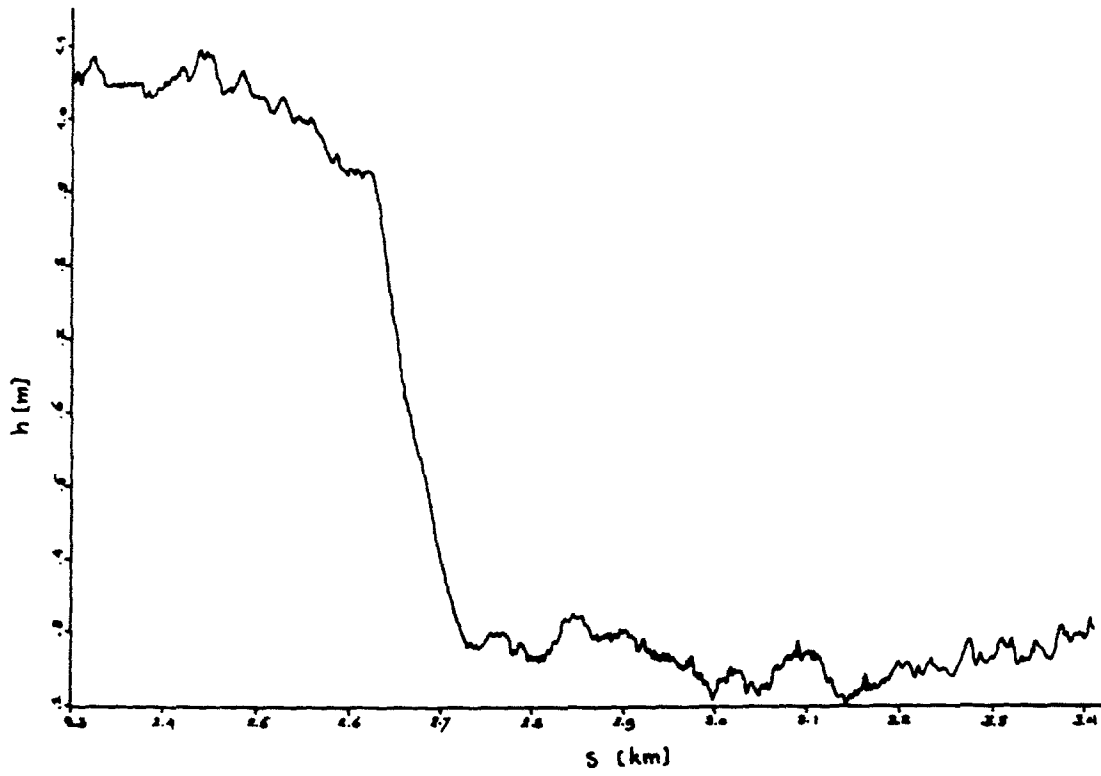
bladnummer : - 18 -
ons kenmerk: CO 294460/17
datum : april 1989



GRONDMECHANICA
DELFT

BIJLAGEN 1a en 1b: Weergave van het signaal





bladnummer : - 19 -
ons kenmerk: CO 294460/17
datum : april 1989



GRONDMECHANICA
DELFT

BIJLAGE 2. De APL

rijkswaterstaat

dienst weg- en waterbouwkunde
road and hydraulic engineering division

2600 GA delft
postbus 5044, van der burghweg
tel. (015) 69 91 11, telex 38043

dww wegwijzer

De A.P.L.

Inleiding

Kennis omtrent de vlakheid van een wegverharding is om verschillende redenen gewenst. De verkeersveiligheid, het comfort van de weggebruiker en de voertuig-economie zijn hiervan mede afhankelijk. Het is daarom noodzakelijk dat de vlakheid aan bepaalde eisen voldoet. Om de vlakheid te kunnen waarderen en beoordelen is het gebruik van een adequaat meetinstrument vereist. In deze "Wegwijzer" is één van de instrumenten beschreven, die gebruikt worden voor het meten van de vlakheid in de lengterichting van de weg.

De vlakheid wordt beïnvloed door een breed gebied van golflengten en amplitudes waarvan de kleinste door de microtextuur van het verhardingsoppervlak en de grootste door de golvingen van het wegdek worden veroorzaakt.

Uit onderzoek is gebleken dat voor het meten van golflengten tussen ca. 1 en 40 meter de lengteprofielanalysator, internationaal bekend als A.P.L. (Analyseur de Profil en Long), een geschikt instrument is.



Fig. 1 Een langsvlakheid met een LEI-waarde tussen 2 en 2.2.

Het meetapparaat

De A.P.L. bestaat uit een éénwielige 'meetaanhanger', getrokken door een auto die bij de meting een constante snelheid aanhoudt (fig. 2 en 3).



Fig. 2 De lengteprofielanalysator of A.P.L.

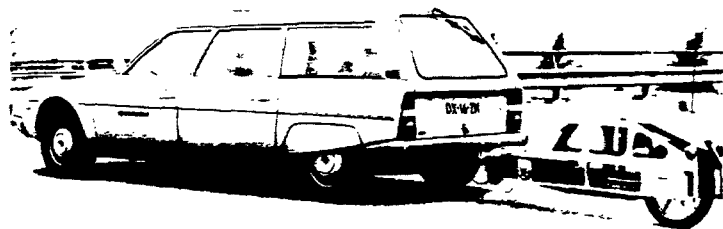


Fig. 3 De meetcombinatie.

Figuur 4 geeft het schema van de lengteprofielanalysator. De belangrijkste onderdelen zijn:

Het meetwiel (R), dat met het af te tasten oppervlak in aanraking komt en de arm waaraan het is bevestigd (B).

Het geballaste frame (C), dat met een trekhaak met cardan-koppeling (L) aan de auto is vastgemaakt. Door zijn afgeveerde massa (M) oefent dit frame een kracht F_1 uit, die door een veer- en schokdempersysteem (K_1 , A_1) op het meetwiel wordt overgebracht. Deze kracht moet verhinderen dat het contact tussen het meetwiel en het onderzochte profiel verbroken wordt.

Het meetreferentiesysteem, gevormd door een slinger (P) met grote massa traagheid (eigen frequentie ongeveer 0,3 Hz).

Alle drie onderdelen hebben een gemeenschappelijke draaias O.

Het wegprofiel wordt opgenomen door de hoekverplaatsingen (α) van de bevestigingsarm (B) ten opzichte van de referentieslinger (P) te meten.

Opdat de bewegingen van de auto zelf (verticale trillingen) de relatieve stand van P en B (loskoppeling tussen de verticale bewegingen van de trekhaak (L) en de hoek α in het gemeenschappelijke draaiingsmiddelpunt (O)) niet zouden kunnen verstoren, zijn voor de slinger P twee voorwaarden gesteld. De eerste voorziet in de koppeling van de bevestigingsarm (B) aan de slinger (P) door een kracht (F_2) door middel van een veer en een schokdemper (K_2 en A_2).

De tweede bestaat uit het decentreren van het zwaartepunt G van de slinger ten opzichte van de draaias O. Belangrijk is, dat (bij stilstand) op een horizontaal vlak de slinger (P) eveneens horizontaal staat.

Tijdens de meting wordt door een inductieve verplaatsingsopnemer T onafgebroken de hoekverplaatsing gemeten, die gezien de bouw van de aanhanger, evenredig is met de verticale verplaatsingen van het meetwiel, en dus ook met de "onvlakheden" in het profiel. Het elektrische signaal van deze inductieve opnemer komt terecht in de verwerkingseenheid die in de auto is geplaatst.

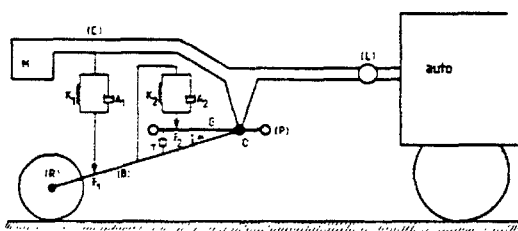


Fig. 4 Schema van de lengteprofielanalysator

Elektrische impulsen, die de afgelegde afstand afbakenen, worden eveneens opgenomen. Zij worden elke 0,25 m gegeven door het rechterachterwiel van de auto.

De meetmethode

Voor APL-metingen is een ploeg van twee mensen vereist: een chauffeur, die de snelheid constant houdt (72 km/h) en een waarnemer, die de afstandsmerken langs de weg en de bijzonderheden aantekent, bijvoorbeeld een brug of viaduct of afwijkingen van het rijspoor tijdens de meting.

Het gemeten wegprofiel h wordt als volgt bewerkt.

Met behulp van de afstandspulsen worden bij iedere puls i de hoogteverschillen tussen twee opeenvolgende punten bepaald:

$$\Delta h_i = h_i - h_{i-1}.$$

Hierna worden hellingen bepaald door de hoogteverschillen te delen door de bemonsteringsafstand van 0,25 m; $S_i = \Delta h_i / 0,25$.

Over 100 m worden op deze wijze 400 waarden van S_i verkregen.

Bij ieder 100 m-vak wordt nu de variantie van S bepaald:

$$SV = \frac{\sum_{i=1}^k (S_i - \bar{S})^2}{k - 1} \text{ voor } k = 400$$

Met behulp hiervan wordt een langsvlakheidsindex berekend:

$$LEI = 5,0 - 1,8 \log (1 + 10^6 \times SV)$$

(LEI = longitudinal evenness index).

Eenvoudig is te zien dat hiermee cijfers ontstaan die kleiner zijn dan vijf.

Vrijwel altijd, en zeker voor nederlandse omstandigheden, zijn de cijfers groter dan nul. Dat wil zeggen, de cijfers liggen in een schaal tussen 0 en 5, waarbij 5 zeer goed en 0 zeer slecht aangeeft.

De coëfficiënt (1,8) is bepaald door correlatie van de SV-waarden aan cijferwaarderingen welke door een panel van deskundigen bij de Aasho Road Test [3] aan bepaalde onvlakheden zijn toegekend.

Daarnaast wordt Δh_i vergeleken met een drempelwaarde h_D .

Indien $|\Delta h_i| > h_D$ wordt voor het beschouwde 100m-vak het aantal overschrijdingen opgehoogd.

Uitvoering en toepassingsgebied

In principe wordt gemeten in het rechterrijspoor van de rechterrijstrook. Via de verwerkingseenheid in het voertuig worden de gegevens op cassetteband opgenomen. Ook vindt een directe uitvoer op een afdrukkapparaat en een beeldvenster plaats.

Op kantoor worden de gegevens van de cassetteband op diskette overgebracht. Daaraan worden nog enige administratieve gegevens, zoals de lokatie, toegevoegd. In een rekenprogramma geschiedt vervolgens de vereffening van de afstandsmeting door het voertuig met de geregistreerde hectometeraanduiding. De gegevens worden daarna in een centraal databestand overgebracht.

RESULTATEN : APL-METINGEN

WEGNUMMER : R855
 VAN : Leeuwarden
 TOT : Gron. grens
 BAAN : Zuidbaan
 STROOK : 1e rijstrook
 SPOOR : Rechter spoor
 DIRECTIE : Friesland
 DIENSTRING: 709 Drachten
 VERHARDING: Bitumineus
 MEETDATUM : Dinsdag 31 maart 1987
 DOEL METING: M.J.P.
 LEI : Langsvlakheids index
 MAX : Maximum helling overschrijding

VOORLOPIGE KLASSEINDELING

4.0 < LEI : ZEER GOED
 3.0 < LEI <= 4.0: GOED
 2.5 < LEI <= 3.0: MATIG
 2.0 < LEI <= 2.5: ONVOLDOENDE
 1.0 < LEI <= 2.0: SLECHT
 LEI <= 1.0: ZEER SLECHT

VAK	KM	KM	K	LEI	MAX	OPMERKINGEN
1	25.2	25.3		4.26		
2	25.3	25.4		3.99		
3	25.4	25.5		4.12		
4	25.5	25.6		4.16		
5	25.6	25.7		XXXXXX	XXXXXX	Spoorweg
6	25.7	25.8		3.07		
7	25.8	25.9		3.73		
8	25.9	26.0		4.04		
9	26.0	26.1		3.68		
10	26.1	26.2		3.66		
11	26.2	26.3		3.59		
12	26.3	26.4		3.76		
13	26.4	26.5		3.60		
14	26.5	26.6		2.79		
15	26.6	26.7		2.78		
16	26.7	26.8		2.68		kunstwerk
17	26.8	26.9		2.92		
18	26.9	27.0		3.54		
19	27.0	27.1		3.62		

Fig. 5 Gegevenspresentatie.

Met de meetresultaten worden:

- toestandsoverzichten van het wegennet samengesteld voor het aspect langsvlakheid;
- adviezen uitgebracht over het uit te voeren onderhoud voor zowel de korte termijn (toetsen aan de richtlijn) als voor de langere termijn (het meerjarenplan op basis van gedragsmodellen);
- relatie-onderzoeken uitgevoerd naar bijv. verbanden met ongevallen-frequentie, voertuigkosten en comfort van wegen.

Interpretatie van meetresultaten

Bij nieuwbouw mag een LEI $\geq 4,00$ worden verwacht. Volgens de in '83 gestelde richtlijn [4] voor de langsvlakheid wordt een LEI-waarde (ongeveer overeenkomend met de present serviceability index ofwel p.s.i.) van 1,5 als minimum gezien terwijl een waarde tussen 2,0 en 2,5 als discomfort wordt ervaren en onderhoud gewenst maakt. Voorsnog wordt LEI = 2,50 als actiegrens voor het uitvoeren van onderhoud gehanteerd.

ALLE DIRECTIES
 LANGSVLAKHEIDSMETINGEN OP PLANWEGEN
 MEERJARENPLANMETINGEN (1984-1985)
 RESULTAAT VAN 50084 HECTOMETERVAKKEN
 GEMIDDELTE L.E.I. WAARDE : 3.54

L.E.I.	AANTAL	(%)
0.01 - 0.50	0	0.00
0.51 - 1.00	0	0.00
1.01 - 1.50	3	0.01
1.51 - 2.00	52	0.10
2.01 - 2.50	700	1.41
2.51 - 3.00	4605	9.19
3.01 - 3.50	15599	31.15
3.51 - 4.00	23653	47.23
4.01 - 4.50	5461	10.90
4.51 - 5.00	3	0.01

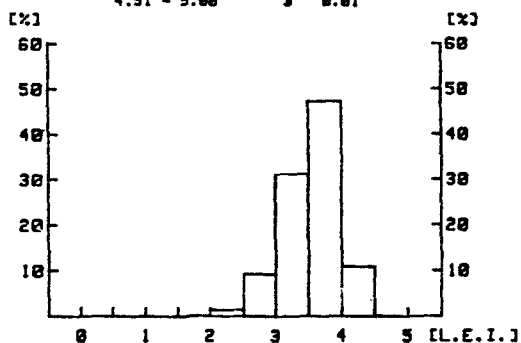


Fig. 6 Toestandsoverzicht langsvlakheid

Literatuur

1. Geerts, J.H.
 Het meten en waarderen van het wegprofiel in rijrichting/J.H. Geerts.
 In: *Wegen.* - Jrg. 57, nr. 3 (maart 1983), p. 80-86.
2. Jordens, R.A.P.
 Enige resultaten van periodieke metingen op rijkswegen/R.A.P. Jordens.
 In: *Wegen.* - Jrg. 60, nr. 10 (oktober 1986), p. 339-343.
3. Highway Research Board
 The AASHO Road Test
 Report 5: Pavement Research Special Report 61E
 Washington, 1962.
4. Richtlijnen voor het onderhoud aan rijkswegen.
 Nota van het Ministerie van Verkeer en Waterstaat aan de Tweede Kamer zitting 82-83; 17600 B nr. 15.