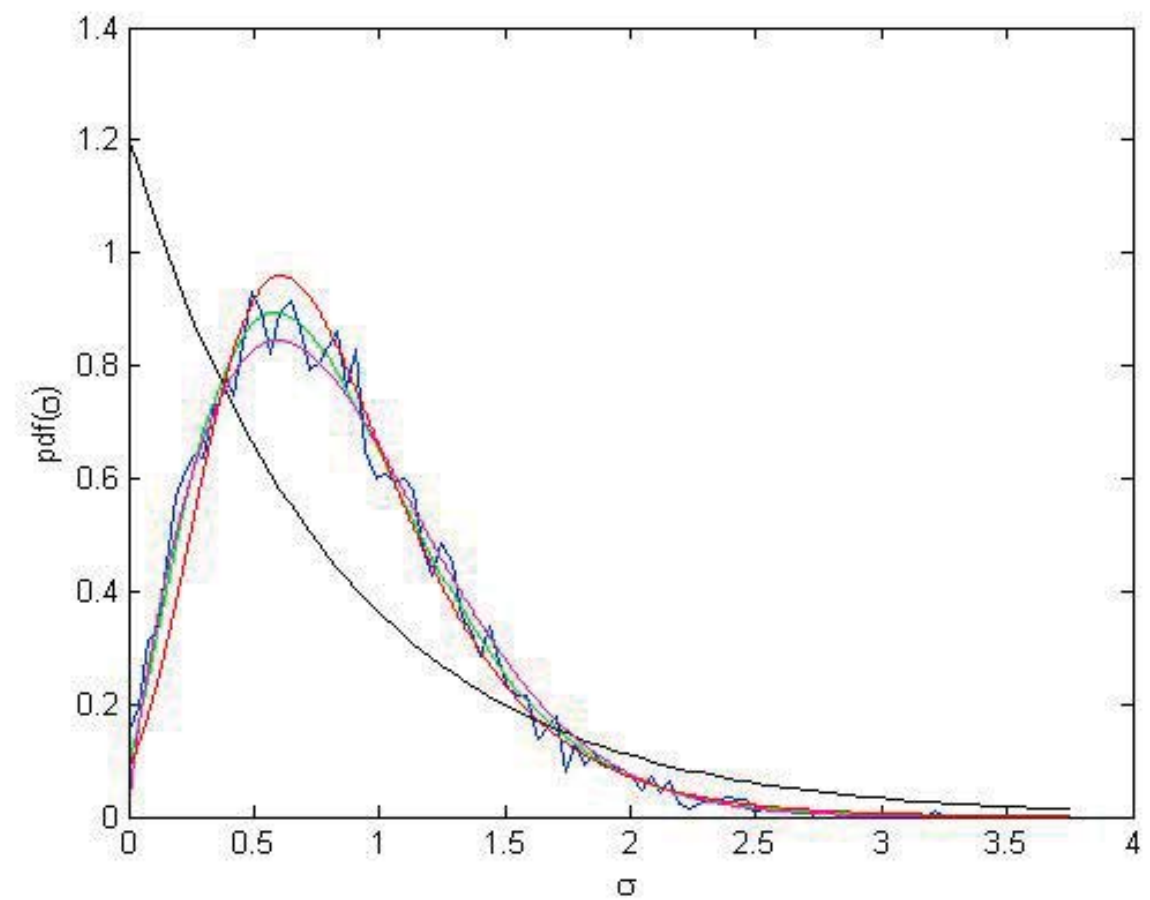


MAGNUS GUSTAFSSON



FOI är en huvudsakligen uppdragsfinansierad myndighet under Försvarsdepartementet. Kärnverksamheten är forskning, metod- och teknikutveckling till nytta för försvar och säkerhet. Organisationen har cirka 1350 anställda varav ungefär 950 är forskare. Detta gör organisationen till Sveriges största forskningsinstitut. FOI ger kunderna tillgång till ledande expertis inom ett stort antal tillämpningsområden såsom säkerhetspolitiska studier och analyser inom försvar och säkerhet, bedömningen av olika typer av hot, system för ledning och hantering av kriser, skydd mot hantering av farliga ämnen, IT-säkerhet och nya sensorers möjligheter.

Magnus Gustafsson

Simulering av klotter vid strykande infall

Utgivare FOI - Totalförsvarets forskningsinstitut Sensorteknik Box 1165 581 11 Linköping	Rapportnummer, ISRN FOI-R--2027--SE	Klassificering Metodrapport
	Forskningsområde 6. Telekrig och vilseledning	
	Månad, år Juni 2006	Projektnummer E3015
	Delområde 62 Signaturanpassning	
	Delområde 2	
Författare/redaktör Magnus Gustafsson	Projektledare Jonas Rahm	
	Godkänd av Lena Klasén	
	Uppdragsgivare/kundbeteckning FM	
	Tekniskt och/eller vetenskapligt ansvarig Magnus Gustafsson	
Rapportens titel Simulering av klotter vid strykande infall		
Sammanfattning (högst 200 ord) <p>Ett program för beräkning av bistatisk mikrovågsspridning mot markytor som uppvisar gaussisk höjdstatistik har utvecklats.</p> <p>Programmet kan användas som underlag vid modellering av exempelvis mål-mark interaktion, utveckling av teoretiska bistatiska klottermodeller samt reducering av klotter vid måligenkänning.</p> <p>Monostatiska beräkningar har gjorts vid strykande infall vid 5 GHz och för olika avståndsupplösning på ytor med gaussisk korrelationsfunktion. Resultaten visar att weibullliknande klottersannolikhetsfördelningar erhållits. I rapporten presenteras dessutom ett antal vanligt förekommande teoretiska klottermodeller.</p>		
Nyckelord Weibull, Rice, klotterfördelningar, K-fördelning, radarmålärea, rcs, klotter		
Övriga bibliografiska uppgifter	Språk Svenska	
ISSN 1650-1942	Antal sidor: 24 s.	
Distribution enligt missiv	Pris: Enligt prislista	

Issuing organization FOI – Swedish Defence Research Agency Sensor Technology Box 1165 581 11 Linköping	Report number, ISRN FOI-R--2027--SE	Report type Methodology report
	Programme Areas 6. Electronic warfare and deceptive measures	
	Month year June 2006	Project no. E3015
	Subcategories 62. Low observables	
	Subcategories 2	
Author/s (editor/s) Magnus Gustafsson	Project manager Jonas Rahm	
	Approved by Lena Klasén	
	Sponsoring agency Swedish Armed Forces	
	Scientifically and technically responsible Magnus Gustafsson	
Report title (In translation) Simulation of low angle radar clutter		
Abstract (not more than 200 words) <p>A program for bistatic calculations of microwave scattering from surfaces showing Gaussian height statistics has been developed. The program can be used as basis for modeling of target-ground interaction, development of theoretical bistatic ground clutter models and reduction of clutter in target recognition.</p> <p>Monostatic calculations have been made at low angle incidence at 5 GHz and for different resolutions on surfaces with Gaussian correlation function. The results show Weibull shaped clutter functions.</p> <p>A number of common theoretical clutter models are presented as well.</p>		
Keywords Weibull, Rice, clutter distributions , K-distribution, radar cross section, rcs		
Further bibliographic information	Language Swedish	
ISSN 1650-1942	Pages 24 p.	
	Price acc. to pricelist	

Innehållsförteckning

1	INLEDNING	6
1.1	LITTERATURSÖKNING.....	6
2	EXPONENTIALFÖRDELNINGEN	7
3	RICEFÖRDELNINGEN	8
4	K-FÖRDELNINGEN	9
5	WEIBULLFÖRDELNINGEN	11
6	ICKE-CENTRALA CHI-KVADRAT-FÖRDELNINGEN	13
7	SIMULERINGSPROGRAM	15
7.1	GENERERING AV SLUMPYTA	15
7.2	BERÄKNING AV SPRIDNING MOT MARKYTA	17
7.3	SIMULERING AV AVSTÅNDSUPPLÖSNING	18
8	RESULTAT	19
9	SLUTSATSER OCH FORTSÄTTNING.....	22
10	REFERENSER	23

1 Inledning

Oftast beskrivs markens spridningsegenskaper av den normaliserade bistatiska markmålearen, σ^0 som definieras som kvoten mellan effekt/rymdvinkelenhet, som sprids i en specificerad riktning, och effekt per ytenhet hos en planvåg som faller in mot en spridare från en angiven riktning. Denna storhet är ett medelvärde av spridd effekt från en viss typ av markyta och varierar med den bistatiska vinkeln. Spridningen från markytan kan visas [1] vara proportionell mot den av radarn belysta markarean och beror av en mängd parametrar såsom utsänd polarisation, infallsvinkel mot markplanet, markens permittivitet och markytans geometriska egenskaper. Att endast beskriva markytans spridningsegenskaper med den normaliserade bistatiska markmålearen kan i många fall vara otillräckligt. Ofta krävs kännedom om spridningens statistik, d.v.s. spridningens sannolikhetstäthetsfunktion. Denna antas i många fall vara exponentialfördelad, men vid hög upplösningen eller vid strykande infall har andra fördelningar observerats, bl.a. [3], [4], [5].

Vid detektion av markfordon är, förutom radarsystemparametrar som upplösning, dynamik och lobbredd, markytans klotteregenskaper av väsentlig betydelse. För att undertycka klotter används tekniker som GMTI (Ground Moving Target Indicator) eller LOG/CFAR (logarithmic Constant False Alarm Rate) som förutsätter exponentialfördelat klotter. Risken för falsklarm är starkt beroende av hur tröskelnivån mellan detektion och falsklarm sätts i CFAR-algoritmen. Om klotret inte är exponentialfördelat kan detta medföra att en konstant fellarmsnivå inte kan sättas varför distinktionen mellan mål och klotter blir svår att avgöra. Vid exempelvis simulering av radarstyrda robotar, dimensionering av antennlobber vid måligenkänning och vid signaturanpassning av markmål spelar markytans bistatiska spridningsegenskaper en betydande roll i form av mål-mark interaktion som helt kan förstöra ett objekts signaturanpassning eller haverera måligenkänningsalgoritmer. För att kunna ge ett tillförlitligt simuleringsunderlag är det av största vikt att även syntetiskt kunna generera korrekta klotterdata. Detta gäller inte bara markens normaliserade bistatiska markmålearea, utan även hur fördelningen kring medvärdet ser ut, d.v.s. spridningens statistik. Därför krävs kännedom om klottermodeller och deras högre moment för att på så sätt beräkna radarvågens spridningsstatistik mot marken.

I arbetet som presenteras har ett program utvecklats som m.h.a. fysikalisk optik-approximationen [2] simulerar bistatiska markklotterreturer från markytor med gaussisk höjdfördelning för att undersöka hur radarsystemparametrar påverkar spridningsstatistiken. I denna rapport undersöks hur infallsvinkel och avståndsupplösning påverkar klotterstatistiken vid strykande monostatiska infallsvinklar för en markyta med gaussisk höjd- och korrelationsfunktion. Simuleringsresultaten skattas och klassificeras mot några kända klottermodeller som presenteras i denna rapport. En mindre litteratursökning över uppmätt markklotter vid strykande infall presenteras också.

I kapitel 2 – 6 presenteras några markklottermodeller. Kapitel 7 behandlar hur en markyta med rätt korrelationsfunktion och höjdfördelningsfunktion skapas syntetiskt, samt simuleringsprogrammets funktion och vilka fysikaliska metoder och approximationer som använts vid utvecklingen. I kapitel 8 redovisas resultat. Diskussion och slutsatser redovisas i kapitel 9.

1.1 Litteratursökning

Endast ett fåtal artiklar som redovisar mätdata från markklotter vid strykande infall har hittats [3], [4], [5], [6],[7],[8],[9],[10]. Referenserna [4],[5],[8] och [9] redovisar weibullliknande fördelningar medan [6],[7] och [3] redovisar exponentialfördelade resultat. Radar- och markparametrar i ovan nämnda artiklar är relativt lika. Weibullfördelningar har observerats för K- och L-banderna medan artiklarna som redovisar exponentialfördelat klotter har mätts vid 94-95 GHz. I samtliga fall har lågupplösta radarsystem använts och infallsvinkeln varierats mellan ca 0.32° [5], till ca 5° [7]. Enligt Conte [11] indikerar experimentella data att fördelningar avvikande från exponentialfördelningen observerats vid strykande infall eller för högupplösande radarsystem.

2 Exponentialfördelningen

Om marken är relativt homogen och antas bestå av en stor samling oberoende spridare, vilket oftast är fallet för mark som belyses av ett lågupplösande monostatiskt radarsystem vid icke-strykande infall fås att energi från markspredningen är exponentialfördelad [12],[13],[4], [14]. Vid härledningen av exponentialfördelningen antas att fasen för varje spridare är likformigt fördelad. Användandet av centrala gränsvärdeessatsen ger att man kan skriva radarreturen r som en summa av två okorrelerade gaussiska stokastiska variabler, $r = u_1 + ju_2$ där $u_1, u_2 \in N(0, \bar{\sigma}_2)$.

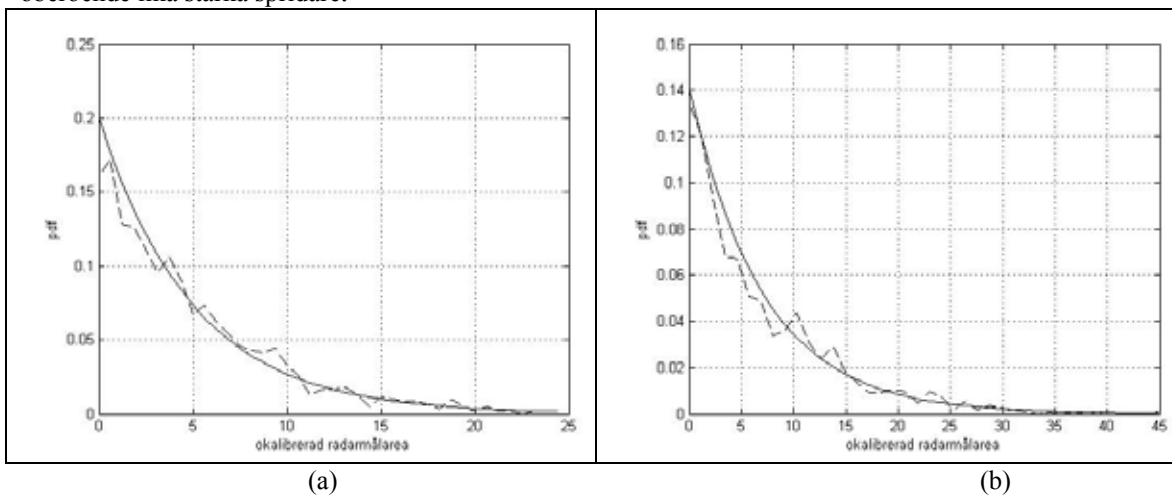
Om detta uppfylls kan man visa [15] att punktspridaramplituden kan vara sampel från en godtycklig sannolikhetstäthetsfunktion, pdf, och ändå fås exponentialfördelad retur. Ekvation (1) visar en exponentialfördelad pdf (probability density function) som funktion av radarmålearen σ

$$pdf = \frac{1}{\bar{\sigma}_2} \exp(-\sigma / \bar{\sigma}_2) \text{ där } \bar{\sigma}_2 \text{ är markens medelmålearea. } \bar{\sigma} \geq 0 \quad (1)$$

Markens medelmålearea, $\bar{\sigma}_2$, skattas m.h.a. Maximum-likelihood-metoden, (ML-metoden) [16] och fås enligt ekv (2) som.

$$\bar{\sigma}_2 = \sum_{i=1}^n \sigma_i / n, \text{ där } n \text{ är antalet sampel i datamängden.} \quad (2)$$

Exponentialfördelningen gäller för ett stort antal oberoende spridare. Frågan är hur många spridare som behövs för att få en exponentialfördelning. Figur (1) a-b visar spridningsfördelningen för 5 och 7 st oberoende lika starka spridare.



Figur 1 (a)_(b): Illustrerar pdf:en för den okalibrerade radarmålearen för 5(a) och 7 (b) oberoende punktspridare. Streckade kurvor illustrerar data för 1000 oberoende sekvenser, medan heldragna kurvor visar exponentialfördelning enligt ekv (1) där medelvärdet skattats från data enligt ekv (2).

Figur 1 visar att god överensstämmelse med ekv (1) fås för ett så lågt antal som fem st oberoende punktspridare med samma amplitud vilket också noteras av [10]. Om punktspridaramplituden inbördes skiljer sig mycket krävs alltfler spridare för att radarreturen skall uppvisa exponentialfördelad statistik.

3 Ricefördelningen

Om användandet av centrala gränsvärdesatsen ger radarreturamplituden $r = u_1 + ju_2$, $u_1, u_2 \in N(V_0, \bar{\sigma}_2)$ fås att $|r|$ är Ricefördelad [17] enligt ekv (3). Fördelningen uppkommer typiskt i signalteorin då gaussiskt brus med medelvärde 0 och variansen $\bar{\sigma}_2$ adderas med en deterministisk bärvåg med spänning V_0 . Samma signal uppkommer i radarfallet då en markyta med en viss höjdstatistik avviker i någon punkt, vilket exempelvis kan bero på att ytan lokalt består av ett annat material eller om höjdstatistiken på något sätt ändrats deterministiskt, d.v.s. genom att ett objekt befinner sig klotterbakgrunden. Denna fördelningsfunktion används vid log/CFAR-reducering av klotternivåer vid måldetektion.

$$pdf(\sigma) = \frac{1}{\bar{\sigma}_2} \exp(-(\sigma + V_0^2) / \bar{\sigma}_2) \cdot I_0(2\sqrt{\sigma}V_0 / \bar{\sigma}_2) \quad , \sigma \geq 0 \quad (3)$$

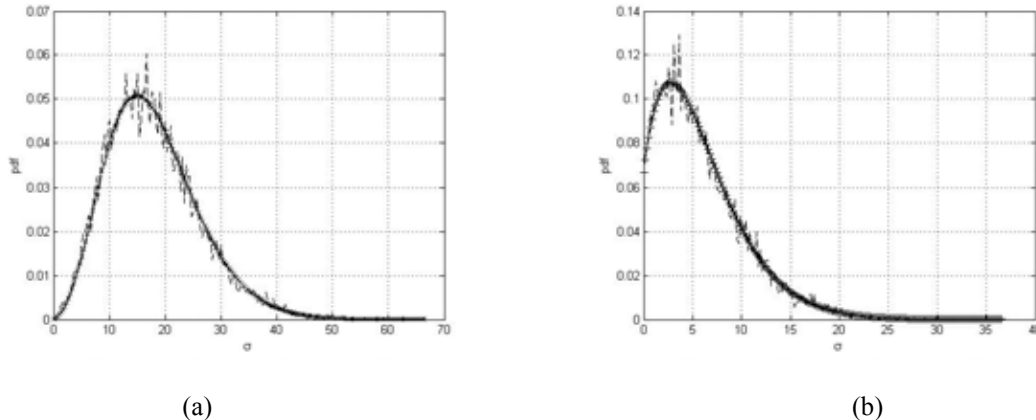
där $\bar{\sigma}_2$ är radarmålarean för marken utan V_0 och där I_0 är den modifierade besselfunktionen av första slaget, ordning noll.

Om $\bar{\sigma}_2$ är känd och kvoten mellan $V_0 / \bar{\sigma}_2$ antas stor eller om ett stort antal sampel beaktas kan V_0 skattas enligt ekv (4) [18].

Om däremot kvoten är liten eller både V_0 och $\bar{\sigma}_2$ är okända får man ML-skatta parametrarna i ekv (3) [18].

$$\hat{V}_0 = \sqrt{\langle M_i^2 \rangle - \bar{\sigma}_2} \quad , \text{där } M_i \text{ är observationerna av den stokastiska variabeln} \quad (4)$$

Principutseende för Ricefördelning visas i figur 2.



Figur 2 (a) – (b) : Streckade kurvor illustrerar simulerad Ricefördelning då $\bar{\sigma}_2 = 2$ och $V_0 = 4$ (a), och $\bar{\sigma}_2 = 2$ och $V_0 = 2.01$ (b). Heldragen kurva visar ekv (3) då V_0 skattats enligt ekv (4) och $\bar{\sigma}_2$ skattats som medelvärde av brussignalen. Svart kurva med +-tecken visar den teoretiska Ricefördelningen för ovanstående parametrar.

Från figur 2 fås att skattningen enligt ekv (4) fungerar bra då ett stort antal sampel används. En tumregel för när denna skattning kan användas ges i [18] som ekv (5).

$$\bar{\sigma}_2 / (2NV_0^2) \ll 1 \quad \text{där } N \text{ är antalet observationer.} \quad (5)$$

4 K-fördelningen

Om markytan belyses med ett högupplösande radarsystem, som exempelvis SAR, där antalet oberoende spridare i varje upplösningcell är litet kan inte längre centrala gränsvärdesatsen användas och radarreturen kommer att uppvisa icke-exponentialfördelad statistik. K-fördelningen, ekv (9), föreslogs av Jakeman och Pusey [19] för modellering av sjöeko. Fördelningen kan även användas för beskrivning av markekon och har visat relativt god överensstämmelse med mätdata i bl.a. [10],[5] och[20].

K-fördelningen är till skillnad från Weibullfördelningen som presenteras i kapitel 5 en fysikaliskt motiverad markspredningsmodell. I en exponentialfördelad spridningsmodell är medelvärdet, $\bar{\sigma}_2$ i ekv (1), proportionellt mot antal belysta spridare, N . Vid härledningen av K-fördelningen antas N variera lokalt enligt en Poisson-process, ekv (6). Denna är fysikaliskt motiverad om man antar att sannolikheten att antalet spridare N inom ytan S är $X(s)$ och $X(s)$ dessutom är beskaffad enligt punkterna 1-3 i processen $X(s)$ sägs vara en Poisson-process med intensiteten λ [21].

1. Om $X(s)$ har oberoende ökningar.

2. Sannolikheten $[N \text{ inträffar precis en gång i } (s, s+\Delta s)] = \lambda \Delta s + O(\Delta s)$.

3. Sannolikheten $[N \text{ inträffar mer än en gång i } (s, s+\Delta s)] = O(\Delta s)$.

Punkt 1 motiveras av att sannolikheten att en stor yta har många spridare är större än sannolikheten att en liten yta har lika många spridare.

Punkterna 2,3 motiveras av att punktspridare måste var separerade.

$$pdf(N) = \frac{\bar{N}}{N!} \exp(-\bar{N}) \text{ där } \bar{N} \text{ är medelvärdet av } N, N = 0,1,2,3... \quad (6)$$

Det lokala spridarmedelvärdet, \bar{N} antas bero av spridardensiteten och radarns upplösning och antas vara en chi-kvadratisk fördelning enligt ekv (7). Kommentar: valet av en chi-kvadratisk fördelning enligt ekv (7) är hypotetisk och är vald eftersom den är en vanligt förekommande klockformad pdf som dessutom ger analytiskt hanterbara uttryck.

$$pdf(\bar{N}) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \left(\frac{\alpha}{\bar{N}_{tot}} \right) \left(\frac{\alpha \bar{N}}{\bar{N}_{tot}} \right)^{\alpha-1} \exp(-\alpha \bar{N} / \bar{N}_{tot}) \text{ där } \bar{N}_{tot} = \langle \bar{N} \rangle \quad (7)$$

Sannolikhetstäthetsfunktionen för antalet spridare N blir genom ekv (6) och (7) negativt binominalfördelad enligt ekv (8).

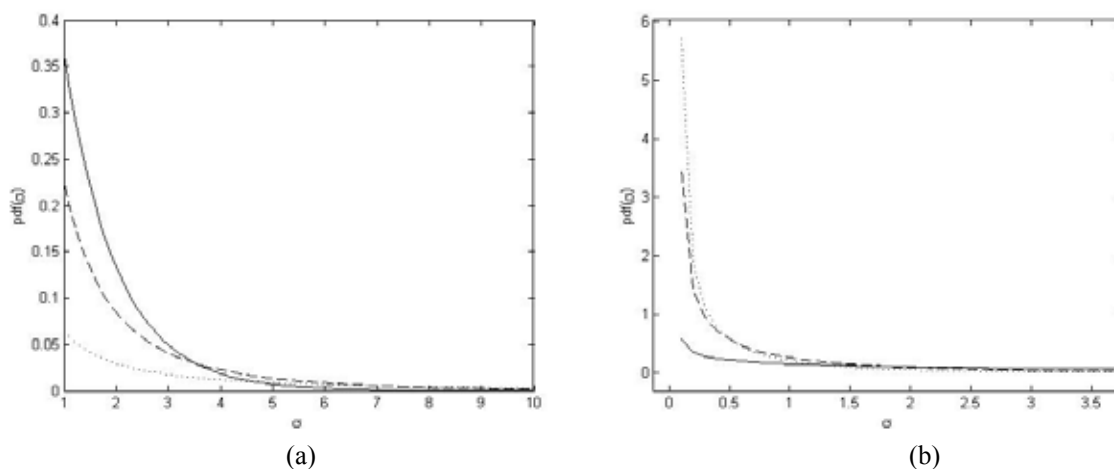
$$pdf(N) = \binom{N + \alpha - 1}{N} \left(\frac{\alpha}{\bar{N}_{tot}} \right)^\alpha \left(\frac{\bar{N}_{tot}}{\bar{N}_{tot} + \alpha} \right)^N \quad (8)$$

För spridningsberäkning antas att markmålarean är exponentialfördelad enligt ekv (1). Vidare antas att spridarna inom varje klottercell är inbördes lika varför medelmålarean skrivs som $\bar{\sigma}_2 = Na$ där a är styrkan för varje enskild spridare. Ekvation (1) kombinerat med ekv (8) ger en sannolikhetstäthetsfunktionen för den av marken spridda energin enligt ekv (9).

$$pdf(\sigma) = \frac{2\alpha}{\Gamma(\alpha)\bar{\sigma}} \left(\frac{\alpha\sigma}{\bar{\sigma}}\right)^{\frac{\alpha-1}{2}} K_{\alpha-1} \left(2\sqrt{\frac{\alpha\sigma}{\bar{\sigma}}}\right) \quad (9)$$

där K är en modifierad besselfunktion av andra slaget ordning $\alpha - 1$ och $\bar{\sigma}$ är ytans medelmåarea. Parametern α ges av $var(\sigma)/\bar{\sigma}^2 = 1 + 2/\alpha$. Värt att notera är att ovanstående ansatser inte torde fungera vidare väl om antalet inbördes lika spridare i varje klottercell är mindre än 5 eftersom returen från dessa inte uppvisar exponentialfördelad pdf.

I figur 3 (a) – (b) illustreras K-fördelningen för ett antal olika parametrar.



Figur 3 (a)-(b): Visar K-fördelningen enligt ekv (9). I (a) är $\bar{\sigma} = 1$ och $\alpha = 100$ (heldragen kurva), $\alpha = 1$ (streckad kurva), $\alpha = 0.1$ (punktad kurva). I Figur (b) är $\alpha = 1$ och $\bar{\sigma} = 10$ (heldragen kurva), $\bar{\sigma} = 1$ (streckad kurva), $\bar{\sigma} = 0.5$ (punktad kurva).

Man noterar från figur 3 att K-fördelningens svans ökar med minskande α samt att vid låga medelmåareor, $\bar{\sigma}$, fås en brantare kurva nära 0 jämfört med exponentialfördelningen. När $\alpha \rightarrow \infty$ blir K-fördelningen exponentialfördelad oavsett värden på $\bar{\sigma}$ [19].

En nackdel med K-fördelningen är att man antagit att gaussvariablerna har ett medelvärde som är noll vilket gör att formen på kurvan inte blir klockformad. Detta gör att K-fördelningen inte kan förklara de funktionsutseenden som iakttagits vid strykande infall. Dock kan fördelningen användas som modell för högupplösande radarsystem vid icke-strykande infall.

5 Weibullfördelningen

Weibullfördelningen ekv (10) är uppkallad efter den svenske professorn Wallodi Weibull och användes från början vid draghållfasthetsberäkningar för kedjor. Fördelningen används också för beskrivning av markklotter vid strykande infall, se exempelvis [9],[5],[8]. Användandet av denna funktion som beskrivning av markklotterreturer grundar sig främst på empiriska modeller, samt att kurvanpassning till mätdata visat sig framgångsrik. Weibullfördelningen tillhör klassen generaliserade extremvärdesfördelningar (GEV) och brukar benämnas typ 3 ekv (11) där också Gumble- (typ 1) och Frechetfördelningarna (typ 2) ingår. På samma sätt som centrala gränsvärdesatsen ger att det aritmetiska medelvärdet från n st oberoende stokastiska variabler tillhör normalfördelningen tillhör extremvärdena från denna sekvens klassen generaliserade extremvärdesfördelningar [22].

Weibullfördelningen uppkommer från GEVfördelningen då $\min(X)$ tas från den stokastiska variabeln X med begränsad svans [23] som exempelvis betafördelningen och weibullfördelningen.

Om X har en svans som avtar snabbare än en exponentialfunktion fås att $\max(X)$ är gumbelfördelad ekv (12). Gumbelfördelningen är ett specialfall av Fisher-Tippetfördelningen också känd som log-Weibullfördelningen [24] som ibland används som beskrivning av sjö- och markklotterstatistik [5].

Ricefördelningen bör dock bättre beskriva klotterstatistiken också vid strykande infall eftersom man även vid extremt strykande infall får bidrag från mer än en enda spridare, även om enstaka spridare dominerar alltmer vid strykande infall.

$$pdf(\sigma) = ba^{-b} \sigma^{b-1} \exp(-(x/a)^b) \quad (10)$$

där a och b är skal- respektive formparamterar

$$pdf(\sigma) = \frac{1}{m} \exp\left(-\left(1+k\frac{(\sigma-\mu)}{m}\right)^{-1/k}\right) \left(1+k\frac{(\sigma-\mu)}{m}\right)^{-1-1/k} \quad (11)$$

$$pdf(\sigma) = \exp(-z)z / \beta, z = \exp\left(\frac{-(\sigma-\mu)}{\beta}\right) \quad (12)$$

där μ och β är omgivnings- och formparamterar.

En utförlig beskrivning över exempelvis första, andra och tredje ordningens moment, samt momentgenererande funktion finns för ekv (10) och (12) att finna i [24] och [25].

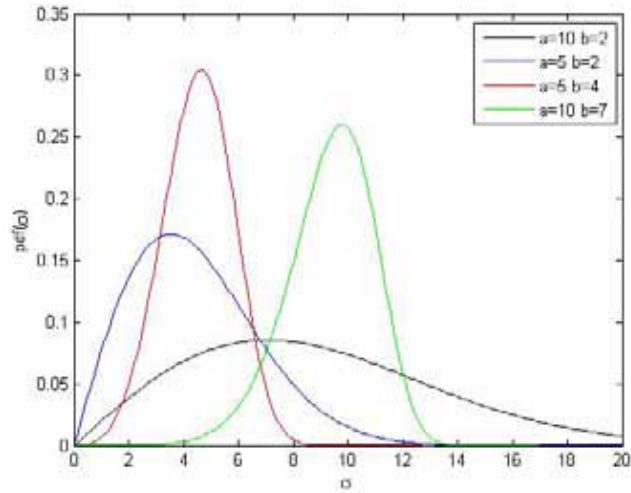
Weibullfördelningen relaterar till bl.a. exponentialfördelningen och likformig fördelning som [25]:

$X \in Exp(\lambda)$ är en exponentialfördelning om $X \in Weibull(\gamma, \lambda^{-1})$

$\lambda(-\ln(X))^{1/k}$ är en Weibull om $X \in Likformig(0,1)$

$\mu - \beta \ln(-\ln(u))$ är en Weibull om $X \in Likformig(0,1)$

Figureerna 4 (a)- (b) illustrerar Weibullfördelningen med olika inparametrar.



Figur 4: Illustrerar Weibullfördelning för några olika typer av parametrar.

Kortfattat kan sägas att små värden på b i förhållande till a ger kurvor med bred ”puckel” och lång ”svans”. Vid ökande b fås en smalare och skarpare ”puckel”. En liknande effekt fås även när kvoten mellan a och b är liten men ”puckeln” går då mot mindre σ -värden. För b -värden mindre än ett fås ingen puckel utan Weibullfördelningen tenderar att likna K-fördelningen.

Vid skattning av parametrar som antas tillhöra en Weibullfördelning eller en GEV-fördelning används ML-metoderna $[k, m, \mu] = \text{gevfit}(\sigma)$ och $[a, b] = \text{wblfit}(\sigma)$ [26]. En beskrivning av ML-skattning för Weibull ges i [18].

6 Icke-centrala Chi-kvadrat-fördelningen

Exponentialfördelningen och Ricefördelningen är specialfall av den s.k. icke-centrala chi-kvadrat-fördelningen, ekv (13) [27]. Fördelningen uppkommer vid summation av kvadraterna av d st oberoende stokastiska gaussiska variabler med medelvärdena m_k , $k=1,2,\dots,d$ och med samma varians σ_3^2 . Den icke-

centrala parametern λ ges av $\lambda = \sum_{k=1}^d m_k^2$.

$$pdf(\sigma, d, \sigma_2, \lambda) = \frac{1}{2\sigma_3^2} \left(\frac{\sigma}{\lambda} \right)^{(d/4-1/2)} * \exp(-(\sigma + \lambda)/2\sigma_3^2) I_{d/2-1/2} \left(\frac{\sqrt{\sigma\lambda}}{\sigma_3} \right) \quad (13)$$

Man noterar från ekv (13) att exponentialfördelningen och Ricefördelningen fås om $\lambda = 0, d = 2$ och $\lambda = V_0, d = 2$ samt $2\sigma_3^2 = \bar{\sigma}_2$.

I referens [27] ges en bra fysikalisk motivering om varför weibulliknande fördelningsfunktioner uppkommer. Kortfattat antas i artikeln att radarsystemet är så pass lågupplösande att varje klottercell innehåller tillräckligt stort antal oberoende spridare för att centrala gränsvärdesatsen kan tillämpas. Den inkoherenta klotterreturen från en cell skrivs som $|r|^2 = u_1^2 + u_2^2$ där u_1 och u_2 är oberoende lika distribuerade gaussiska variabler. Inkoherent summation av N st klotterceller ger att returen har fördelningsfunktion enligt ekv (13) där $d = 2N$.

Vid strykande infall eller vid högupplösande radarsystem torde sannolikheten att en stark spridare dominerar över de andra att vara större. Den inkoherenta returen från en klottercell blir då inte längre exponentialfördelad utan Ricefördelad. Medelenerginivån $\lambda_k = m_k^2$ från en sådan klottercell varierar med infallsvinkel och upplösning. Shnidman [27] låter medelenerginivån variera stokastiskt enligt en modifierad chi-kvadrat fördelningsfunktion enligt ekv (14).

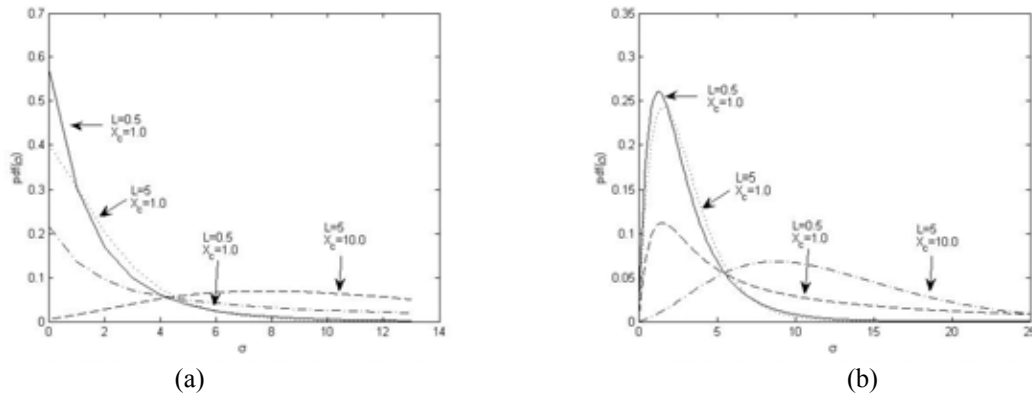
$$p_r(c, X_c, L) = \frac{c^{L-1} L^L}{\Gamma(L) X_c^L} \exp(-Lc / X_c) \quad (14)$$

där X_c är medelvärdet av den totala normaliserade energin från N st klotterkällor, $c = \lambda / 2\sigma_3^2$ och L är en fluktuationsparameter. $L = 1$ kan tolkas som att alla klotterceller har samma slumpmässiga klotterretur, medan $L = N$ kan tolkas som om alla celler är oberoende av varandra. Värt att notera är att ekv (14) fås av ekv (8) om $X_c = \bar{N}_{tot}$, $L = \alpha$ och $c = \bar{N}$. Återigen påpekas att denna funktion delvis grundar sig på att den är klockformad och analytiskt hanterbar, fast den i grund och botten härstammar från Poissonfördelningen.

I figur 5 visas resultat då ekv (14) kombinerats med ekv (13) och där integration över c gjorts. Man får då sannolikhetstäthetsfunktionen för den spridda energin enligt ekv (15).

$$p(\sigma) = \left(\frac{L / X_c}{1 + L / X_c} \right)^L \frac{e^{-\sigma} \sigma^{N_c-1}}{\Gamma(L)} \sum_{m=0}^{\infty} \frac{\Gamma(L+m)}{\Gamma(N_c+m)} \frac{\left(\frac{\sigma}{1+L/X_c} \right)^m}{m!} \quad (15)$$

där $N_c = 2d$



Figur 5 (a)-(b): Illustrerar pdf:er enligt ekvation (8) kombinerad med ekv (9) då $N_c = 1, X_c = 1.0$ och $10.0, L = 0.5, 5$ (a) och $N_c = 2, X_c = 1.0$ och $10.0, L = 0.5, 5$ (b).

På senare tid har modellen ekv (14) modifierats och kallas då NCG (non-central gamma) fördelning och NCGG (non-central gamma-gamma) [28].

Funktionerna skattas med analytiska uttryck av momenten från vilka sedan parametrar kan beräknas [27].

7 Simuleringsprogram

För att undersöka vilken statistik radarreturer från mark med gaussisk höjdsfunktion uppvisar, samt undersöka hur avståndsupplösningen påverkas klotterstatistiken har ett simuleringsprogram utvecklats i MATLAB. Programmet genererar ett antal slumpytor för vilka sedan radarmålytan beräknas. Generering av markyta beskrivs i avsnitt 7.1. Beskrivning av radarmålyteberäkning görs avsnitt 7.2 och simulering av avståndsupplösning beskrivs i avsnitt 7.3.

7.1 Generering av slumpyta

För att undersöka hur radarreturen varierar skapas ett antal oberoende ytor med gaussisk höjd- och korrelationsfunktion som har höjdstandardavvikelsen σ_h och korrelationslängden L . Att generera en yta med gaussisk höjdstatistik är enkelt, höjder slumpas ut i z-led. Koordinaterna x-y planet kan ges av en rektangulär grid. Problemet som uppstår är att denna stokastiska yta inte alltid behöver uppvisa rätt korrelationsfunktion. För att lösa problemet görs på följande sätt.

En ytas korrelationsfunktion $\rho(\bar{R})$, $\bar{R} \in R^2$ skrivs som ekv (16) [29].

$$\rho(\bar{R}) = \iint_{R^2} h(\bar{r})h(\bar{r} + \bar{R})dxdy \quad (16)$$

där $(x, y) \in R^2$, $\bar{r} = (x, y)$ och ytas höjdfördelningsfunktion $h(\bar{r}) \in Z$ där Z är en godtycklig stokastisk variabel. Man noterar vidare att $\rho(-\bar{R})$ kan skrivas som ekv (17)

$$\rho(-\bar{R}) = \rho(\bar{R}) = \iint_{R^2} h(\bar{r})h(\bar{r} - \bar{R})dxdy. \quad (17)$$

Om beteckningen $\check{h}(\bar{r}) = h(-\bar{r})$ används fås att ekv (17) kan skrivas som $\rho(-\bar{R}) = (h * \check{h})(\bar{R})$.

I fourierplanet blir

$\hat{h}(\bar{\omega}) = \iint_{R^2} h(\bar{r})e^{-i\bar{\omega}\cdot\bar{r}}dxdy$ och $\hat{\rho}_2(\bar{\omega}) = \hat{h}(\bar{\omega}) \cdot \hat{\check{h}}(\bar{\omega})$. Eftersom h är reell gäller att $\hat{\check{h}} = \overline{\hat{h}}$ och vi får:

$$\rho_2(\bar{\omega}) = \left| \hat{h}(\bar{\omega}) \right|^2 \quad (18)$$

Man noterar att ekv (18) är opåverkad av $\hat{h}(\bar{\omega}) \rightarrow \hat{h}(\bar{\omega})e^{i\varphi(\bar{\omega})}$ så man kan slumpa, eller i det kontinuerliga fallet, variera $\varphi(\bar{\omega})$ så att ytorna blir slumpmässiga och har korrekt korrelationsfunktion.

För datorberäkningar krävs att ekv (18) under transformen $\hat{h}(\bar{\omega}) \rightarrow \hat{h}(\bar{\omega})e^{i\varphi(\bar{\omega})}$ diskretiseras. Vi betraktar en rektangulär markyta med sidorna l_x och l_y . Dessa delas in i n_x respektive n_y lika stora pixlar. Varje pixel har således kantlängderna $\Delta x = l_x / n_x$ samt $\Delta y = l_y / n_y$. Ytan kan nu beskrivas med

$h(k\Delta x, l\Delta y)$, $k = -n_x / 2, \dots, n_x / 2 - 1$, $l = -n_y / 2, \dots, n_y / 2 - 1$, där vi antagit att såväl n_x som n_y är jämna tal.

För att få snabb FFT bör de väljas till jämna 2-potenser. Vi kan nu skriva upp den diskreta

fouriertransformen/ fourierserien och erhålla $\hat{h}(\omega_x, \omega_y) \approx \sum_{k=-n_x/2}^{n_x/2-1} \sum_{l=-n_y/2}^{n_y/2-1} h(k\Delta x, l\Delta y) e^{-i(\omega_x k\Delta x + \omega_y l\Delta y)}$.

Genom att evaluera \hat{h} i ett rutnät fås att $\hat{h}(m\Delta\omega_x, n\Delta\omega_y) \approx \sum_{k=-n_x/2}^{n_x/2-1} \sum_{l=-n_y/2}^{n_y/2-1} h(k\Delta x, l\Delta y) e^{-i(m\Delta\omega_x k\Delta x + n\Delta\omega_y l\Delta y)}$

Vanligtvis sätts $\Delta\omega_x = 2\pi / n_x / \Delta x = 2\pi / l_x$, $\Delta\omega_y = 2\pi / n_y / \Delta y = 2\pi / l_y$ och låter argumenten till h respektive \hat{h} vara k, l, m, n och sätter sålunda

$$\hat{h}(m, n) = \sum_{k=-n_x/2}^{n_x/2-1} \sum_{l=-n_y/2}^{n_y/2-1} h(k, l) e^{-2\pi i \left(\frac{mk}{n_x} + \frac{nl}{n_y} \right)} \text{ för } m = -n_x/2, \dots, n_x/2-1, m = -n_y/2, \dots, n_y/2-1, \quad (19)$$

För att skapa en slumpmässig yta förses $\hat{h}(m, n)$ med en slumpmässig fas $\phi(m, n)$ så att

$$\hat{h}(m, n) \rightarrow \tilde{h}(m, n) e^{i\phi(m, n)}$$

$$, \phi(m, n) \in \text{Re}(-\pi, \pi), m = -n_x/2, \dots, n_x/2-1, m = -n_y/2, \dots, n_y/2-1,$$

där villkoret att höjdfunktionen h skall vara reell ger att $\phi(m, n) = -\phi(-m, -n)$. Alltså blir

$$h(k, l) = \frac{1}{n_x n_y} \sum_{k=-n_x/2}^{n_x/2-1} \sum_{l=-n_y/2}^{n_y/2-1} \tilde{h}(m, n) e^{2\pi i \left(\frac{mk}{n_x} + \frac{nl}{n_y} \right)} \quad k = -n_x/2, \dots, n_x/2-1, l = -n_y/2, \dots, n_y/2-1, \quad (20)$$

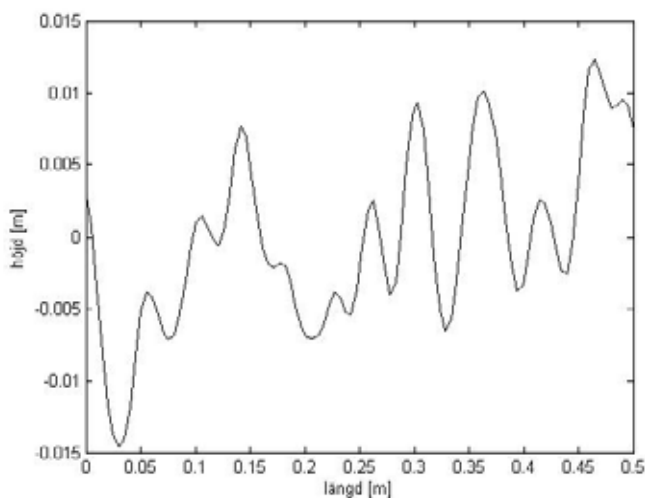
På grund av den införda slumpmässiga fasen är för varje (m, n) , $h(m, n)$ uppbyggd som en summa av oberoende stokastiska variabler. Vanligtvis är dessa inte likafördelade eftersom de har olika varians. Å andra sidan kan man om $\tilde{h}(m, n)$ är långsamt varierande dela in frekvensplanet i områden där inom varje område slumpbidragen till $h(k, l)$ är nära likafördelade. Dessa slumpbidrag summeras sedan som oberoende normalvariabler, så att varje $h(k, l)$ beskrivs väl av en normalfördelning. Observera att detta förfarande endast gäller en yta med gaussisk höjdfördelningsfunktion. För generering av yta med annan höjdstatistik måste en annan metod än multiplikation med slumpmässig fas användas.

För en isotrop yta med gaussisk korrelationsfunktion som används i denna rapport, $\rho(\bar{R}) = e^{-R^2/L^2}$ där

$$R = |\bar{R}| \text{ blir } \hat{h}(m, n) = \sqrt{\pi} L e^{-\frac{(2\pi)^2}{L^2} \left[(m/l_x)^2 + (n/l_y)^2 \right] L^2/8} \quad m = -n_x/2, \dots, n_x/2-1, m = -n_y/2, \dots, n_y/2-1$$

På grund av DFT:s periodiska egenskaper är det lämpligt att sampla så att $n_x L / l_x$ och $n_y L / l_y$ är tillräckligt stora. Som beräkningsytor i denna rapport genereras ytor med gaussisk höjd- och korrelationsfunktion där $\sigma_h = 0.0071$ m och $L = 0.019$ m vilket motsvarar $k\sigma_h = 0.75$ och $kL = 2$ vid 5 GHz då vågtalet $k = 2\pi f / c$ där c är ljushastigheten i vakuum. I beräkningarna som presenteras i kapitel 7 har en yta med $l_x = 20$ m, $l_y = 10$ samplats med $n_x = 4096$ respektive $n_y = 2048$ punkter. Denna höga sampling gör att invikningar på grund av DFT:s periodiska egenskaper blir försumbara.

Ett snitt av en yta skapad med ovanstående parametrar illustreras i figur 6.



Figur 6: Illustrerar ett snitt av en yta med gaussisk höjd- och korrelationsfunktion där $\sigma_h = 0.0071$ m, $L=0.019$ m och där avståndet mellan två närliggande punkter är $\Delta x = 20 / 4096 \approx 4.9$ mm.

7.2 Beräkning av spridning mot markyta

Fjärrfältsamplituden $F(\hat{r})$ för elektromagnetisk spridning mot en metallisk markyta kan beskrivas enligt ekv (21)

$$\bar{F}(\hat{r}) = -i \frac{k^2}{4\pi} \hat{r} \times \iint_s \eta \eta_0 \hat{r} \times (\hat{n}(\vec{r}') \times \bar{H}(\vec{r}')) e^{-ik\hat{r} \cdot \vec{r}'} ds \quad (21)$$

där \hat{r} är spridningsriktningen, $\hat{n}(\vec{r}')$ är ytans normalriktning som beror av källpunkterna vilka beskrivs av \vec{r}' . $\bar{H}(\vec{r}')$ är den totala magnetiska fältstyrkan på ytan och η är vågimpedansen i vakuum, η_0 den relativa vågimpedansen och k är vågtalet.

Om frekvensen är hög kan fysikalisk-optik approximationen [2] användas. Reflektionen i varje punkt på ytan uppkommer som om reflektionen skett mot ett oändligt tangentplan till ytan. Den totala magnetiska fältstyrkan på ytan, $\bar{H}(\vec{r}')$, är proportionell mot det infallande fältet och skrivs som $2\hat{n}(\vec{r}') \times \bar{H}_i(\vec{r}')$ om ytan är perfekt ledande. Fältet i skuggzonen antas försumbart i fysikalisk-optik vilket medför att fenomen som krypvågor inte beaktas. Vidare hanteras inte diffraktion på korrekt sätt Detta kan till viss del kompenseras med diffraktionsteorimetoder vilka dock inte behandlas i detta arbete.

I denna rapport studeras endast det monostatiska fallet. Om planvågsinfall dessutom förutsätts samt om ytan är perfekt ledande reduceras ekv (21) till ekv (22).

$$\bar{F}(-\hat{k}_i) = -i \frac{k^2}{4\pi} \bar{E}_0 \times \iint_{s^+} \hat{k}_i \cdot \hat{n}(\vec{r}') e^{2ik\hat{k}_i \cdot \vec{r}'} ds \quad (22)$$

där s^+ är den belysta delen av ytan.

För beräkning av ekv (22) samplas kärnan i ekv (22) och beräknas numeriskt som:

$$\bar{F}(-\hat{k}_i) = -i \frac{k^2}{4\pi} \bar{E}_0 \times \iint_{s^+} \hat{k}_i \cdot \hat{n}(\bar{r}') e^{2ik_i \bar{r}} ds \approx -i \frac{k^2}{4\pi} \bar{E}_0 \Delta x \Delta y \hat{k}_i \cdot \sum_{m=0}^{s_x} \sum_{n=0}^{s_y} S(m, n) \hat{n}(\bar{r}'_{m,n}) e^{ik_i \cdot \bar{r}'_{m,n}} \quad (23)$$

där $\bar{r}'_{m,n} = \bar{r}'(m\Delta x, n\Delta y)$ och s_x, s_y antalet diskretiseringar i respektive riktning. $S(m, n) = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$ skuggad inte skuggad

Feltermen som uppkommer p.g.a. diskretiseringen av ekv (23) är proportionell mot $k^2 \Delta x \Delta y$ och är för frekvenser som studeras i denna rapport försumbar.

Skuggningsfunktionen $S(m, n)$ beräknas med strålgångsoptik. Multipelspridningseffekterna antas vara små och ignoreras därför. Detta medför att endast enkelskuggningsbidraget beaktas. Vidare är variansen av de belysta ytornas ytnormaler $\hat{n}(\bar{r}'_{m,n})$ liten vid strykande infall vilket gör att denna anses konstant.

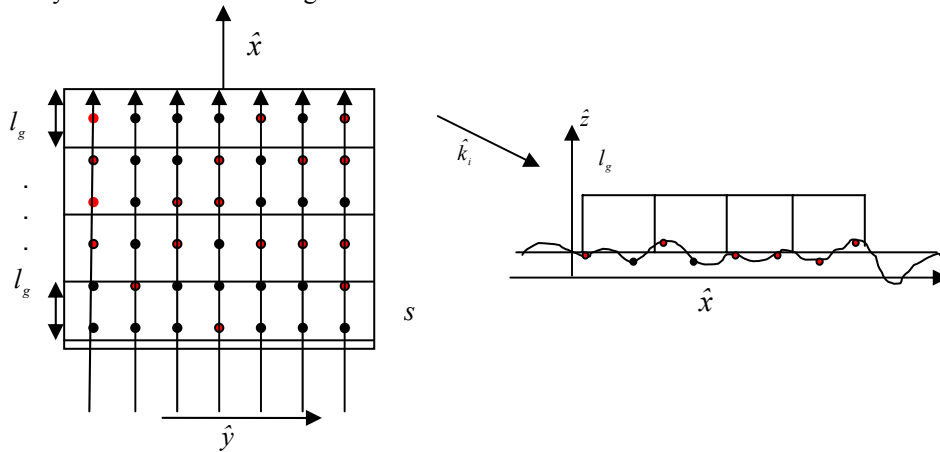
Fjärrfältsamplituden från ytan skrivs därför som ekv (24)

$$\bar{F}(-\hat{k}_i) = -i \frac{k^2}{4\pi} \bar{E}_0 \Delta x \Delta y \hat{k}_i \cdot \sum_{m=0}^{s_x} \sum_{n=0}^{s_y} S(m, n) e^{ik_i \cdot \bar{r}'_{m,n}} \quad (24)$$

Från ekv (24) kan markens radarmålorda beräknas som $\sigma = \frac{|\bar{F}(-\hat{k}_i)|^2}{k^2 |\bar{E}_0|^2}$

7.3 Simulering av avståndsupplösning

Programmet är tänkt att kunna simulera ett radarsystem med avståndsupplösning. Eftersom endast enkelspridningsbidraget beaktas samt att alla strålar är parallella, vilket är en konsekvens av planvågsinfallet, sker all strålföljning i parallella plan. För att simulera ett avståndsupplösande radarsystem genereras en markyta med sidorna l_x och l_y (se figur 7). Avståndsluckan antas vara rektangulär längden l_g i tidsplanet vilket i frekvensplanet motsvarar en sinc-funktion. Eftersom strykande infall studeras är infallsvektorn $\hat{k}_i \approx \hat{x}$ vilket gör att spridare endast sorteras i x-led, spridare som ligger inom området $x - l_g / 2 \leq s \leq x + l_g / 2$ som motsvaras av bandbredden $B = c / 2l_g$, summeras koherent för varje frekvens och bildar den luckans sampel. I verkligheten skall denna summation göras över alla frekvenser inom aktuell bandbredd. Eftersom endast låga upplösningar studeras i detta arbete samt att inkoherent spridning är relativt frekvensoberoende gör att spridningsbidraget endast beräknas vid mittfrekvensen. Vidare förutsätt radarsystemet ha ideal samling.



Figur 7: Schematisk illustration av simulering av avståndsluckor

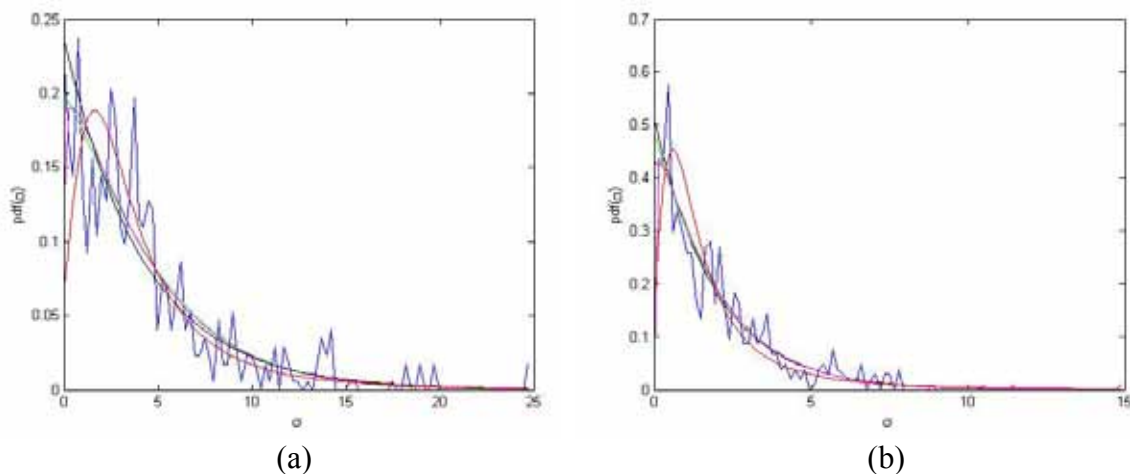
8 Resultat

I detta avsnitt presenteras resultat från en simulering av monostatisk markspridningsretur för två strykande infallsvinklar, $\theta = 85^\circ$ och $\theta = 88^\circ$ vid avståndsupplösningen 14 m, 2 m och 0.5 m. Samtliga beräkningar är gjorda vid 5 GHz på mark med gaussisk höjd- och korrelationsfunktion där $L = 0.019$ m och $\sigma_h = 0.0071$ m vilket ger $kL = 2$ och $k\sigma_h = 0.75$ vid 5 GHz. Dessa ytparametrar gör att fysikalisk optik är tillämplig eftersom ytundulationerna är tillräckligt stora i förhållande till våglängden. I samtliga simuleringar har radarloben belyst ett område på 20 m i r-led och 10 m i azimut-led. För att undvika eventuella randeffekter har data samlats från $3 \leq r \leq 17$ m.

Simuleringarna har ML-skattats mot exponentialfördelningen och 3 andra klockformade fördelningar, Ricefördelningen, Weibullfördelningen och GEV-fördelningen.

Parameterskattning av resultaten görs med ML-metoden. För att avgöra vilken funktion som ger bäst överensstämmelse med simulerade data används AIC (Akaike Information Criterion) [5] vilket definieras som $AIC = -2 \{ \text{maximum logarithmic likelihood} - \text{antal skattade parametrar i modellen} \}$. Det minsta AIC:et ger den bästa överensstämmelsen. I denna studie skattas inte icke-centralt chi-kvadrat fördelningen utan endast specialfallen av dessa, exponential- och Ricefördelningarna. Eftersom endast relativt lågupplösta radarsystem behandlas i denna rapport samt eftersom K-fördelningen inte är klockformad görs heller ingen skattning av denna. Vidare är ML-skattning av dessa extremt beräkningskrävande och bör därför skattas med andra metoder vilket gör att AIC-kriteriet inte kan användas.

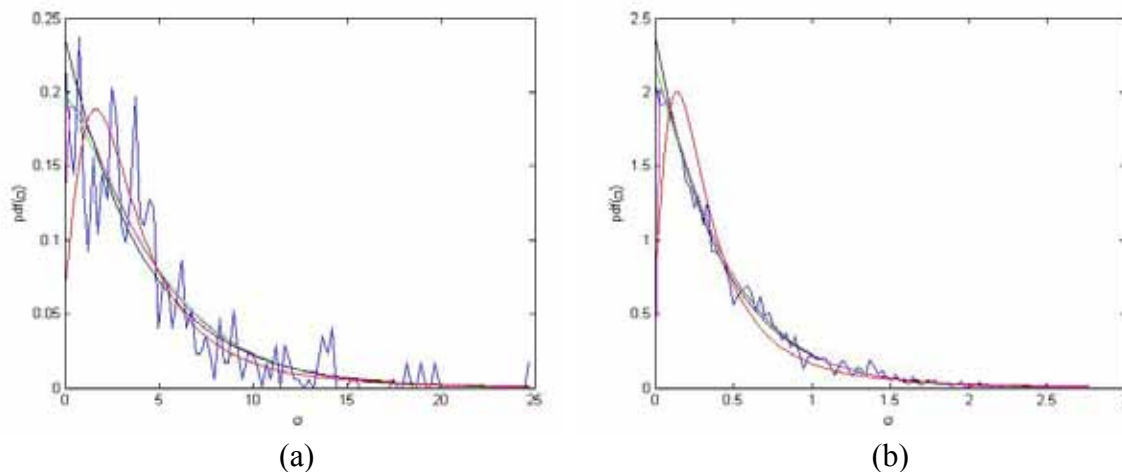
Figuren 8 (a) och 8 (b) visar simuleringsresultat och fördelningsfunktioner med ML-skattade parametrar vid $\theta = 85^\circ$ och $\theta = 88^\circ$.



Figur 8 (a)-(b): Visar simulerade och analytiska resultat med avståndsluckan 14 m vid $\theta = 85^\circ$ (a), $\theta = 88^\circ$ (b) Blå kurva visar simulerade data medelvärdesbildade över 7 sampel. Svart visar exponentialfördelad pdf, grön kurva Ricefördelad, magenta Weibullfördelad och röd GEV-fördelad pdf.

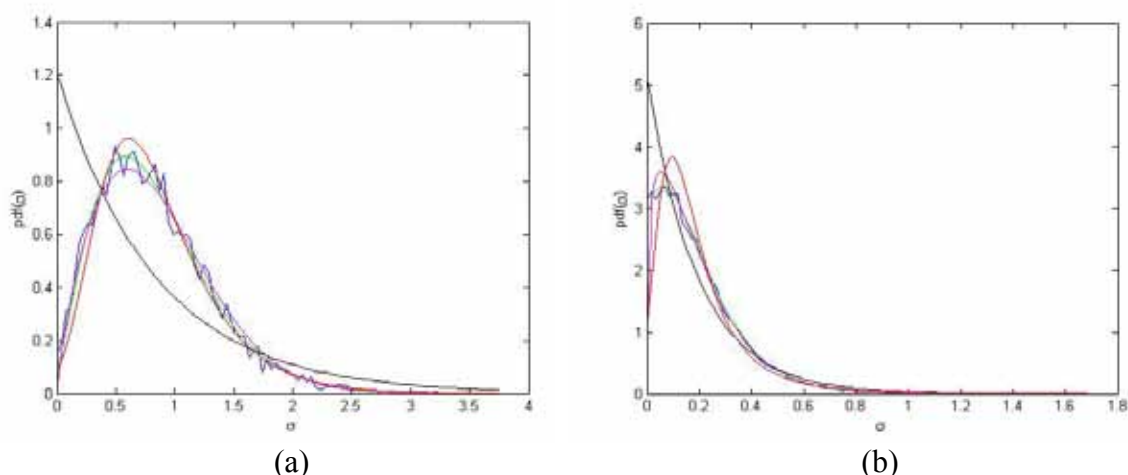
ML skattning av simulerade (inte medelvärdesbildade) data gav följande parametrar:

fördelningsfunktion	$\theta = 85^\circ$	$\theta = 88^\circ$
Exponential svart	$\bar{\sigma}_2 = 4.207$, AIC=3414	$\bar{\sigma}_2 = 1.932$ AIC=2332
Rice grön	$\bar{\sigma}_2 = 2.478$, $V_0 = 1.316$, AIC =3410	$\bar{\sigma}_2 = 1.410$, $V_0 = 0.727$, AIC=2333
Weibull magenta	$a = 4.332$, $b = 1.079$, AIC = 3409	$a = 1.981$, $b = 1.048$, AIC = 2332
GEV röd	$k = 0.332$ $m = 2.049$, $\mu = 2.199$ AIC= 3482	$k = 0.474$ $m = 0.892$, $\mu = 0.910$ AIC=2422



Figur 9 (a)-(b): Visar simulerade och analytiska resultat med avståndsluckan 2 m. Blå kurva visar simulerade data medelvärdesbildade över 196 sampel. Svart visar exponentialfördelad pdf, grön kurva Ricefördelad, magenta Weibullfördelad och röd GEV-fördelad pdf.

fördelningsfunktion	$\theta = 85^\circ$	$\theta = 88^\circ$
Exponential svart	$\bar{\sigma}_2 = 1.219$, AIC=11744	$\bar{\sigma}_2 = 0.4202$ AIC=1304
Rice grön	$\bar{\sigma}_2 = 0.537$, $V_0 = 0.826$, AIC =11517	$\bar{\sigma}_2 = 0.283$, $V_0 = 0.370$, AIC=1288
Weibull magenta	$a = 1.291$, $b = 1.187$, AIC = 11532	$a = 0.428$, $b = 1.050$, AIC = 1288
GEV röd	$k = 0.246$ $m = 0.613$, $\mu = 0.697$ AIC= 12052	$k = 0.427$ $m = 0.199$, $\mu = 0.204$ AIC=1955



Figur 10 (a)-(b): Visar simulerade och analytiska resultat med avståndsluckan 0.5 m. Blå kurva visar simulerade data medelvärdesbildade över 196 sampel. Svart visar exponentialfördelad pdf, grön kurva Ricefördelad, magenta Weibullfördelad och röd GEV-fördelad pdf.

fördelningsfunktion	$\theta = 85^\circ$	$\theta = 88^\circ$
Exponential svart	$\bar{\sigma}_2 = 0.830$, AIC=4065	$\bar{\sigma}_2 = 0.194$ AIC=25024
Rice grön	$\bar{\sigma}_2 = 0.158$, $V_0 = 0.831$, AIC =3027	$\bar{\sigma}_2 = 0.078$, $V_0 = 0.341$, AIC=26312
Weibull magenta	$a = 0.931$, $b = 1.769$, AIC = 3023	$a = 0.207$, $b = 1.228$, AIC = 26230
GEV röd	$k = 0.004$ $m = 0.383$, $\mu = 0.609$ AIC=3093	$k = 0.216$ $m = 0.098$, $\mu = 0.115$ AIC=24324

ML-skattning och AIC ger att för avståndsluckan 14 m, $\theta = 85^\circ$, figur 8 (a), fås att Weibull- och Ricefördelningen ger minsta AIC, d.v.s. bästa överensstämmelse med simulerade data. Skillnaden mellan Weibull- och Ricefördelningarna är såpass liten att det inte går att avgöra viken som ger bäst överensstämmelse. För $\theta = 88^\circ$ ger även exponentialfördelningen samma AIC varför även denna inte kan separeras. För avståndsupplösningen 2m, 9 (a) och (b), fås att Ricefördelningen ger bäst överensstämmelse för $\theta = 85^\circ$ medan för $\theta = 88^\circ$ ger Weibull- och Ricefördelningarna återigen samma resultat. För upplösningen 0.5 m och infallsvinkeln $\theta = 85^\circ$ ger weibullfördelningen lägsta AIC återigen nära följd av Ricefördelningen. För $\theta = 88^\circ$ infallsvinkel sker något märkligt. Lägsta AIC ges av GEV-fördelningen och exponentialfördelningen. Högsta AIC ges av Ricefördelningen vilket kan tyckas mycket märkligt eftersom den ser ut att ge bäst överensstämmelse med simulerade data (se figur 10 (a)). En förklaring till den paradoxen kan vara att figurerna visar medelvärdesbildat simulerat data medan skattningen gjorts på samtliga sampel. Helt klart är dock att Ricefördelningen rent visuellt ger bäst överensstämmelse med simulerad data för båda infallsvinklarna när avståndsupplösningen är 0.5 respektive 2 m. Man noterar också att formparametern b för Weibullfördelningarna är större än ett, vilket förväntas av funktioner med klockformat utseende.

Figureerna 8-10 visar på att för denna frekvens, korrelationslängd och höjdvarians avviker spridningsstatistiken från exponentialfördelningen. Det klockformade utseendet på simulerade kurvor uppkommer p.g.a. fasen $\exp(2ik_x X + 2ik_z Z)$, inte är likformigt fördelad i intervallet $[0, 2\pi]$ eftersom $k\sigma_h = 0.75$. Detta har visats av chi2-test med 95% konfidensintervall gjorda på simulerade data. Vid strykande infall gör skuggning att huvudsakligen höga toppar syns. Dessa är, beroende på korrelationsfunktionen, inte separerade så kX varierar likformigt mellan $[0, 2\pi]$. Detta i sin tur ger upphov till att ett klockformat utseende fås på kurvorna. Vi låg upplösning finns denna effekt kvar, men verkar vara mindre påtaglig eftersom den drunknar i ett alltmer bredbandigt brus som uppkommer p.g.a. den ökande pulslängden. Vid ökande frekvens kommer denna effekt alltmer försvinna för att endast återfinnas vid alltmer extremt strykande infallsvinklar.

9 Slutsatser och fortsättning

I rapporten har ett antal monostatiska klottermodeller presenterats. Vidare har ett program för simulering av bistatiskt radarklotter från ytor med gaussisk höjdfördelning utvecklats. Programmet kan användas som underlag för vidareutveckling till bistatisk spridning för presenterade klottermodeller. Resultaten visar att klockformade täthetsfunktioner uppkommer då avståndsupplösningen minskas vid strykande infall. Simulerat klotterdata har visat stämma bra överens med Weibull- och Ricefördelningarna.

Beräkningsprogrammet bör vidareutvecklas för att undersöka hur multipelspridning, pulsform och antenndiagram påverkar klotterstatistiken. En mer omfattande parameterstudie bör göras där klotterstatistiken beroende av frekvens, infallsvinkel och markparametrar bör undersökas. NCG- och NCGG-fördelningarna bör noggrannare studeras för att undersöka möjligheten att utöka dessa till att hantera även bistatiskt markklotter.

10 Referenser

- [1] A. K. Fung, *Microwave Scattering and Emission Models and Their Applications*. Boston: Artech House, 1994.
- [2] G. Kristensson, *Spridningsteori med antenntillämpningar*. Lund: Studentlitteratur, 1999.
- [3] J. Ruoskanen, P. Eskelinen, H. Heikkilä, and A. Serkola, "Ka- and V-band Clutter Measurements at Grazing Angle Extremes," presented at European Radar Conference, Amsterdam, 2004.
- [4] Y. Dong, "Clutter Spatial Distribution and New Approaches of Parameter Estimation for Weibull and K-Distributions," Edinburgh Australia DSTO-RR-0274 2004.
- [5] S. Sayama and M. Sekine, "Weibull, Log-Weibull and K-Distributed Ground Clutter modeling, Analyzed by AIC," *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 37, pp. 1108-1113, 2001.
- [6] R. D. De Roo, F. T. Ulaby, A. E. El-Rouby, and A. Y. Nashahibi, "MMW Radar Scattering Statistics of Terrain at Near Grazing Incidence," *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 35, pp. 1010-1018, 1999.
- [7] F. T. Ulaby and et. al, "95-GHz Scattering by Terrain at Near-Grazing Incidence," *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, vol. 46, pp. 3-13, 1998.
- [8] J. B. Billingsley, *Low-angle radar land clutter, Measurements and empirical models*: William Andrew Publishing and The Institution of Electrical Engineers, 2002.
- [9] M. Sekine and Y. Mao, *Weibull Radar Clutter*: Peter Peregrinus Ltd, 1990.
- [10] K. J. Jao, "Amplitude Distribution of Composite Terrain Radar Clutter and the K-Distribution," *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, pp. 1049-1062, 1984.
- [11] E. Conte, M. Longo, and M. Lops, "Modelling and Simulation of non-Rayleigh radar clutter," *IEE Proceedings-F*, vol. 138, pp. 121-130, 1991.
- [12] N. Levanon, *Radar principles*, John Wiley & Sons, 1988.
- [13] A. Sume, "Radarkurs : Modelling." Linköping, 2003.
- [14] J. L. Lawson and G. E. Uhlenbeck, *Threshold Signals*: McGraw-Hill, 1950.
- [15] P. Beckmann and A. Spizzichino, *The Scattering of Electromagnetic Waves from Rough Surfaces*, vol. 4. New York: Pergamon Press, 1963.
- [16] G. Blom, *Statistikteori med tillämpningar*, 2 ed. Lund: Studentlitteratur, 1984.
- [17] T. Orhaug and B. Höglund, *Rymdkommunikationsteori*, 5 ed. Göteborg, 1974.
- [18] J. Sijebers, "Signal and Noise Estimation from Magnetic Resonance Images," Departement Naturkunde Universiteit Antwerpen, Antwerpen 1998.
- [19] E. Jakeman and P. N. Pusey, "A Model for Non-Rayleigh Sea Echo," *IEEE Transactions on Antennas and Propagation*, vol. AP-24, pp. 806-814, 1976.
- [20] T. Nilsson, "Klotterstatistik och mäldetektion i CARABAS-bilder," Linköping LiTH-MAT-Ex-98-02, 1998.
- [21] G. Blom, *Sannolikhetsteori med tillämpningar*. Lund: Studentlitteratur, 1984.
- [22] http://en.wikipedia.org/wiki/Generalized_extreme_value_distribution, vol. 2006-04-21.

- [23] http://www.statisticalengineering.com/extreme_value.htm:
http://www.statisticalengineering.com/extreme_value.htm.
- [24] http://en.wikipedia.org/wiki/Gumbel_distribution.
- [25] http://en.wikipedia.org/wiki/Weibull_distribution:
http://en.wikipedia.org/wiki/Weibull_distribution.
- [26] mathworks, "Matlab release 13 Statistical Toolbox," 2006.
- [27] D. A. Shnidman, "Generalized Radar Clutter Model," *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 35, pp. 857-865, 1999.
- [28] D. A. Shnidman, "Comparision of Low Angle Radar Clutter Models," *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 41, pp. 736-746, 2005.
- [29] J. A. Ogilvy, *Theory of wave scattering from random rough surfaces*: IOP Publishing, 1991.