

超小型 SAR 衛星研究

衛星システムのフィジビリティスタディと統計定期手法による SAR アンテナの形状誤差評価法

宮崎研究室

藤井 陽一, 分須 敬大

1. 諸言

合成開口レーダ (以下, SAR) は, 人工衛星や航空機等の移動プラットフォームに搭載され, 波長の長いマイクロ波を使用している. このため, 昼夜・天候の別なく地表を観測できるのが SAR の最大の利点である. この利点により環境観測, 大規模災害観測などグローバルな地球観測に利用され今後は植生観測や土地利用・開発管理など, 様々な分野で利用が期待されており, 需要が非常に高い衛星である.

2. 高精度展開パネル誤差評価法

2.1. 背景

SAR を搭載した衛星は, 大型衛星が多く, コストや開発期間が長いことが課題の一つである. この課題を解決するために我々の研究室では, 小型人工衛星を用いた SAR 衛星の研究を行っている. 小型衛星で SAR を実現するには, 必要なアンテナ面積を確保するため, アンテナパネルを複数枚展開する必要がある. 展開枚数が増えると, アンテナの面精度を出すことが難しくなる. そこで, 我々の研究室では, SAR アンテナに高精度展開パネルを適用した超小型 SAR 衛星を研究している.

また, SAR アンテナに用いる高精度展開パネルは, 従来の宇宙構造物と比較して類似な構造物の試験データが少ないため, 解析結果の残差が従う確率分布を限定された試験データから求めなくてはならない. その場合, 求めた確率分布や最終的に計算される信頼区間の信頼性が問題となるため, 限られた試験データからでも一定の信頼度で解析結果の信頼区間を計算できる新たな方法論を確立する必要がある.

そこで本研究では, 高精度展開パネルの誤差評価方法を提案する.

2.2. 目的

本研究では, 評価方法に統計推計学のブートストラップ法を用い, 限定された試験データからでも一定の信頼度で解析結果の信頼区間が計算できる新たな方法論を提案し, その有効性を示すことを目指す. また, 解析結果に適切な信頼区間を設定することができれば, 高精度展開パネル解析における新たな信頼性評価法を構築できるものと考えている. 以上のことから, 本研究は以下の 4 つを目的とする.

- 実験にて展開パネルの面精度の計測を行う.
- 計測値から平均, 分散, 分布の推定を行う.
- 分布が推定できない場合は, 分布の仮定を必要としないノンパラメトリック・ブートストラップ法^[1]を用いてデータ処理を行い, 信頼区間の設計を行う.
- データ処理前と処理後のデータの比較を行う.

2.3. 統計的手法を用いた評価法

実験より得られたデータから, 母集団を推定することはできる. しかし, データ数の少なさから, 推定値の精度が問題となる. ブートストラップ法とは, その問題を解決するために, リサンプリングを繰り返して, 推定値の精度を評価するのが目的である. 評価法としては, データから標本を作製し, 仮説検定を行い, 検定結果に従い信頼区間の設計を行う.

2.3.1. 仮説検定

確率分布の推定では, 仮説検定を行う. 本研究では, 推定の分布を正規分布とし, 既知の分布がそれに従うか否かを判定するために, データから推定される分布関数と既知の分布関数の違いをみる. そして, 分布関数間の絶対値の違いの差の最も大きい点で測る量を用いるのが **Kolmogorov-Smirnov** 検定 (以下 KS 検定)^[2]である.

以下に、KS 検定の検定方式を示す。

仮説 H_0 のもとで、データ量を n として無作為標本 x_1, \dots, x_n について、帰無仮説を H_0 、KS 検定による検定統計量を KS、分布関数 $G(x)$ 、仮定の正規分布関数 $G_0(x)$ とし、経験分布関数 $G_n(x)$ を、

$$G_n(x) = (x \geq x_i \text{となるデータの数})/n$$

としたとき、

$H_0: G(x) = G_0(x)$ for $\forall x$ の検定について、
 対立仮説が $H_1: G(x) \neq G_0(x)$ のとき、
 $KS = \sup_{-\infty < x < \infty} |G_n(x) - G_0(x)|$ とおき、有意水準 α に対し、 $KS \geq KSA(\alpha) \rightarrow H_0$ を棄却

- 対立仮説が $H_1: G(x) < G_0(x)$ のとき、
 $KS = \sup_{-\infty < x < \infty} (G_0(x) - G_n(x))$ とおき、有意水準 α に対し、 $KS \geq KSA(\alpha) \rightarrow H_0$ を棄却
- 対立仮説が $H_1: G(x) > G_0(x)$ のとき、
 $KS = \sup_{-\infty < x < \infty} (G_n(x) - G_0(x))$ とおき、有意水準 α に対し、 $KS \geq KSA(\alpha) \rightarrow H_0$ を棄却

と判断する。ここで、 $KSA(\alpha)$ は、有意水準 α に対する棄却限界値で、次式で表される。

$$KSA(\alpha) = \sqrt{\frac{-\log \alpha}{2n}} \quad (1)$$

以上より、帰無仮説 H_0 が棄却されることで、標本から得られる分布は、正規分布に従わないと言える。

2.3.2. ブートストラップ信頼区間の設計

信頼区間の設計手法として、主に、信頼できる分散の推定値を必要とするブートストラップ t 法、ブートストラップ分布から直接信頼区間を得るパーセントイル法、パーセントイル法を改良した BCa 法の 3 種類があげられる。本研究では、2.3.1.で示した仮説検定により、分布を特定することが困難であると考えられる。それに従い、母平均、分散のパラメータを必要とするパラメトリック手法が分布の特定ができないことにより困難なことを考慮し、また、小標本からの分散の推定値の精度に問題があることを考慮し、以上の問題点を含まない手法という観点から BCa 法を用いる。

BCa 法による信頼区間は、推定量の偏りとその分布の歪みを同時に補正するので 2 次の正確度を持つ。

この方法を適用するためには、偏り推定量 z_0 と、加速定数 a の推定が必要となる。

偏り推定量 z_0 のモンテカルロ推定値は、ブートストラップ推定値 $\hat{\theta}_1^*, \dots, \hat{\theta}_B^*$ を用いて、

$$\hat{z}_0 = \Phi^{-1}(\#\{\hat{\theta}_B^* < \hat{\theta}\} / B) \quad (2)$$

と計算される。加速定数 a は、推定値 $\hat{\theta}_{(i)}$ を、 i 番目のデータ y_i を取り除いたものから計算された $\hat{\theta}$ の値とし、また $\hat{\theta}_{(i)} = n^{-1} \sum_{j=1}^n \hat{\theta}_{(i)}$ とすると、次式により推定される。

$$\hat{a} = \left\{ \sum_{i=1}^n (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})^2 \right\}^{-3/2} \sum_{i=1}^n (\hat{\theta}_{(i)} - \hat{\theta})^3 / 6 \quad (3)$$

以下に、BCa 法によるアルゴリズムを示す。

1. 無作為標本 y_1, \dots, y_n からの独立な復元抽出により、ブートストラップ標本 Y_1^*, \dots, Y_n^* を求める。ブートストラップ推定値を、 $\hat{\theta}^* = \hat{\theta}(Y_1^*, \dots, Y_n^*)$ により計算する。これを B 回繰り返し返し、 $\hat{\theta}_1^*, \dots, \hat{\theta}_B^*$ を求める。
2. 偏り修正推定量 z_0 、加速定数推定量 \hat{a} を求める。
3. $(\hat{\theta}_{(\hat{\alpha}B)}, \infty)$ を θ に対する信頼度 $1 - \alpha$ の上側信頼区間とする。また、任意の $\alpha(0 < \alpha < 1)$ に対して、 $\hat{\alpha}$ を以下のように求める。

$$\hat{\alpha} = \Phi \left(\hat{z}_0 + \frac{\hat{z}_0 + z_\alpha}{1 - \hat{a}(\hat{z}_0 + z_\alpha)} \right) \quad (4)$$

また、下側信頼区間の設計も同様に行い、信頼度 $1 - 2\alpha$ の両側信頼区間、 $(\hat{\theta}_{(\hat{\alpha}B)}, \hat{\theta}_{(1-\hat{\alpha}B)})$ を求める。以上のように、信頼区間を設計し、計測値を一定の信頼度で評価をする。

2.5. 計算例

2.3.1, 2.3.2 章についての、計算例を示す。データ数 20、分布関数 $G(x)$ 、平均 30.05、分散 0.016 について、正規分布 $N(30.05, 0.016)$ に従うかの仮説検定 (有意水準は 5%) と信頼区間をフリーソフトの R[2] を使い求める。仮説は、

$H_0: G(x)$ は、 $N(30.05, 0.016)$ の正規分布の分布関数

$H_1: \text{not } H_0$, 有意水準 $\alpha = 0.05$

となり、棄却域は、式(1)を用いて、 $KS > KSA(\alpha) = 0.2$,

KS=0.28 と求まり仮説 H_0 は棄却される。よって $G(x)$ は、正規分布には従わない。

両側信頼区間は、(2)~(4)式を使い、(30.02, 30.15) と求まり、95%の信頼度で母数が(30.02, 30.15)の区間に存在する。

2.6. まとめ

- 統計的手法による評価法を提案した。
- 測定結果への信頼区間の設計手法の提案をした。

3. SAR 衛星フェージビリティスタディ

3.1. 背景

昼夜を問わずに観測することができるという特長から、地球観測や監視の用途にSARのニーズが近年高まっており、海外の商用衛星による観測サービスが展開され始めている。



Fig.3.1 SAR搭載衛星ALOS-2

しかし、SARを搭載した衛星は大量の電力を使用することから衛星の小型化が課題の一つである。

そこで本研究では、超小型衛星でSARを実現するための50kg級SAR衛星のフェージビリティスタディを行い主に電源系について述べる。

3.2. 目的

SAR 衛星は観測時にアンテナ部分で非常に大きな電力を消費するため、バッテリーや太陽電池パネルも大型のものになってしまう。そこで本研究では、アンテナ部で消費する電力を抑えることで SAR 衛星の小型化につながると考え、電力計算を行い小型化の実現可能性の提示を目的とする。

3.3. 電力計算

3.3.1 送信電力

アンテナからマイクロ波を放出する際の送信電力を求めていく。送信電力を求める式を以下に示す。

$$P_t = \frac{(SNR)8\pi R^3 KTFv_{st}\lambda L}{(PRF)p\tau_p A_r^2 \eta^2 \delta_r \sigma_0} \quad (5)$$

※ (SNR) : SN 比 (信号対雑音比), R : スラントレンジ, K : ボルツマン係数, T : 受信機温度, F : 雑音指数, v_{st} : 周回速度, λ : 周波数, L : アンテナ長, (PRF) : パルス繰り返し周波数, p : 偏波効率, τ_p : パルス幅, A_r : アンテナ面積, η : アンテナ効率, δ_r : 分解能, σ_0 : 有効断面積

3.3.2 受信電力

受信電力には、レーダ方程式を使用する。レーダ方程式は、レーダの受信電力をレーダや散乱体のパラメータと関連づける式で、電波の往復の損失を無視すると、SAR アンテナが受ける全電力 P_r は次式で表される。

$$P_r = \left(\frac{P_t G}{4\pi R^2} \right) \sigma \left(\frac{A}{4\pi R^2} \right) \quad (6)$$

※ P_t : 送信電力, G : アンテナ利得, R : スラントレンジ, σ : 後方散乱断面積, A : アンテナ有効面積
 第一項は、アンテナから送信された電力の散乱体の位置における電力密度である。アンテナからの放射電力は凸型の指向性をもつため、送信電力が等方的に広がった場合の G 倍となる。これに後方散乱断面積を乗じたものが後方散乱の全電力である。後方散乱電力は等方的に広がり、レーダの位置での後方散乱電力密度は $1/4\pi R^2$ 倍になるが、アンテナが受ける電力はこの後方散乱電力とアンテナの有効面積を掛けたものとなる。 $G = 4\pi A_p / \lambda^2$ から(6)式は

$$P_r = \frac{p_t \sigma G^2 \lambda^2}{(4\pi)^3 R^4} \quad (7)$$

となり、この式を用いて計算を行っていく。以下に観測時の図を示す。

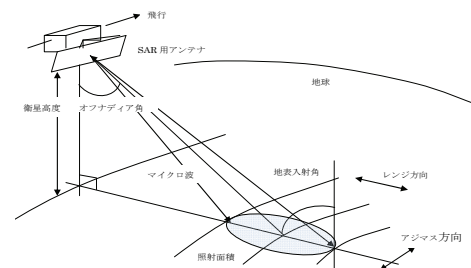


Fig3.2 SAR衛星観測図

3.4. 計算結果

3.4.1 送信電力

3.3.1 で述べた(5)式で使用している係数の値を以下の Table3.1 に記載する.

Table3.1 (5)式で使用する係数

SNR	2.5	R [km]	814.3563
κ [JK^{-1}]	1.381E-23	T [K]	275
F [W]	1.58489	v_{sr} [km/s]	7.530948
λ [km]	0.236E-3	L	4
PRF [Hz]	1882.7	P [%]	22
τ_p [μs]	3.319E-5	A_r^2 [m^2]	2
η [%]	30	δ_r [km]	2E-3
σ_0	0.00047291		

τ_p のパルス幅は $\tau_p = 1/B$ で求めることができ、 B はパルス圧縮で、周波数を変調したときの周波数の差を表わしている. なお、アンテナ効率 η は実際にアンテナを用いて計測を行わなければならないため、今回のフィージビリティスタディでは 30%と想定をし、計算を行った.

以下に上記の値を(5)式に代入した結果を述べる.

$$P_t = 186.087 [W]$$

3.4.2 受信電力

次に受信電力を求めていく. 受信電力を求めるにあたって後方散乱断面積を決定しなければならない.

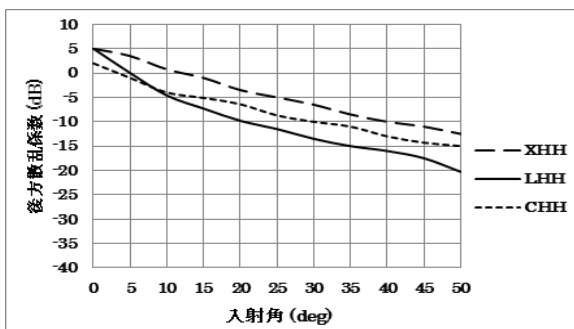


Fig3.3 後方散乱係数

後方散乱断面積は後方散乱係数 σ_0 と衛星が一回の観測で撮ることができるワンシーン面積 S を掛けた値であり、散乱係数は上記の Fig3.3 のグラフから決定していく。入射角はオフナディア角と同じため

35° であるから、Fig.3.3 より σ_0 は 15[dB]となり [W]に変換すると 31.62[W]となる. これより後方散乱断面積 σ は 484162.36[km^2]である. これらの値を(7)式に代入すると以下の様になった.

$$P_r = 0.07935411 [W]$$

3.5. まとめ

従来の SAR 搭載衛星でのアンテナ部分で消費する電力は数千 W であったが、SAR アンテナの小型化や、PRFを抑えたことにより約 190W まで抑えることができた. 190W を発電するのに必要な太陽電池セルは約 0.68[m^2]となり 50cm 立方の衛星でも太陽電池パネルを展開せずに電力を補えると考えられる. また、この電力量であれば 1~2 日間の頻度で約 1, 2 時間の観測を行うことができる. これらから、SAR 衛星の小型化実現可能に繋がると考えられる.

4. 結言

誤差評価をするには、実験が不可欠となるため、今後、高精度展開パネルを使った実験を行ってきたい.

またフィージビリティスタディについては、消費電力を抑えることができ実現可能性について示すことができたが、今後は実際に搭載が可能な機器の選定や構体系を決定していきたい.

5. 参考文献

- [1] 汪金芳, 桜井裕仁: R で学ぶデータサイエンスブートストラップ法入門, 共立出版, 2011
- [2] 舟尾暢男, The R Tips データ解析環境 R の基本技・グラフィックス活用集, オーム社, 2009
- [3] JAXA 陸域観測技術衛星 2 号 ALOS-2
http://www.jaxa.jp/projects/sat/alos2/index_j.htm
- [4] 茂原正道, 鳥山芳夫, 衛星設計入門, 衛星設計コンテスト実行委員会, 2006
- [5] 飯坂讓二, 合成開口レーダ画像ハンドブック, 日本写真測量学会, 1998