

## 地殻変動補正パラメータの高度化の調査・検討

実施期間	令和元年度～令和4年度
測地部測地基準課	山下 達也 深谷 俊太郎 上芝 晴香 中村 見奈子 マービット 京湖
測地部宇宙測地課	三木原 香乃
地理地殻活動研究センター	古屋 智秋 小林 知勝
宇宙測地研究室	

### 1. はじめに

近年衛星測位の精度が向上し、今期の絶対座標値が容易に得られるようになり、除雪支援などの自動運転の分野に応用されつつある（例えば渥美ほか、2021）。これらの測位の応用分野では、測位結果と地図の間の整合性を確保するために、地殻変動補正が不可欠となる。こうした背景を踏まえ、国土地理院は測位向けの地殻変動補正サイト POS2JGD を 2020 年 3 月 31 日から運用し、補正に使用するグリッドデータである地殻変動補正パラメータに加え、補正計算機能も提供している (<https://positions.gsi.go.jp/cdcs/>)。

近年の急速な測位技術の発展を考慮すると、近い将来に地殻変動補正の重要性はますます高まり、より高い精度が求められるようになると期待される。その際課題となるのが、地殻変動補正パラメータの空間分解能の向上である。現状の地殻変動補正パラメータは電子基準点データを用いて作成されており、その配点間隔よりも短い波長の変動成分をとらえることができない。その解決方法のひとつとして、電子基準点のデータに干渉 SAR 解析の結果を組み合わせることで、空間分解能を向上することが考えられる。山下ほか (2022) は、局所的な地盤沈下が発生している利根川中流域を対象として、電子基準点データと干渉 SAR 時系列解析を組み合わせたモデリング手法を試行し、空間分解能向上に有効であることを示した。本年度は、山下ほか (2022) の手法がその他の地域でも有効かを定量的に評価するため、千葉県が 2015 年から 2020 年にかけて房総半島で実施した水準測量データを用いて検証を行った。房総半島を検証対象に選定した理由として、千葉県が実施した水準測量では、複数の局所的な地盤沈下域が確認されており、2015 年から 2020 年にかけて最大で 11.6cm の地盤沈下が発生していること (図-1)、そして同地域では ALOS-2 による観測が高頻度に行われていることが挙げられる。

## 水準測量で得られた変動量 (2015-2020年)

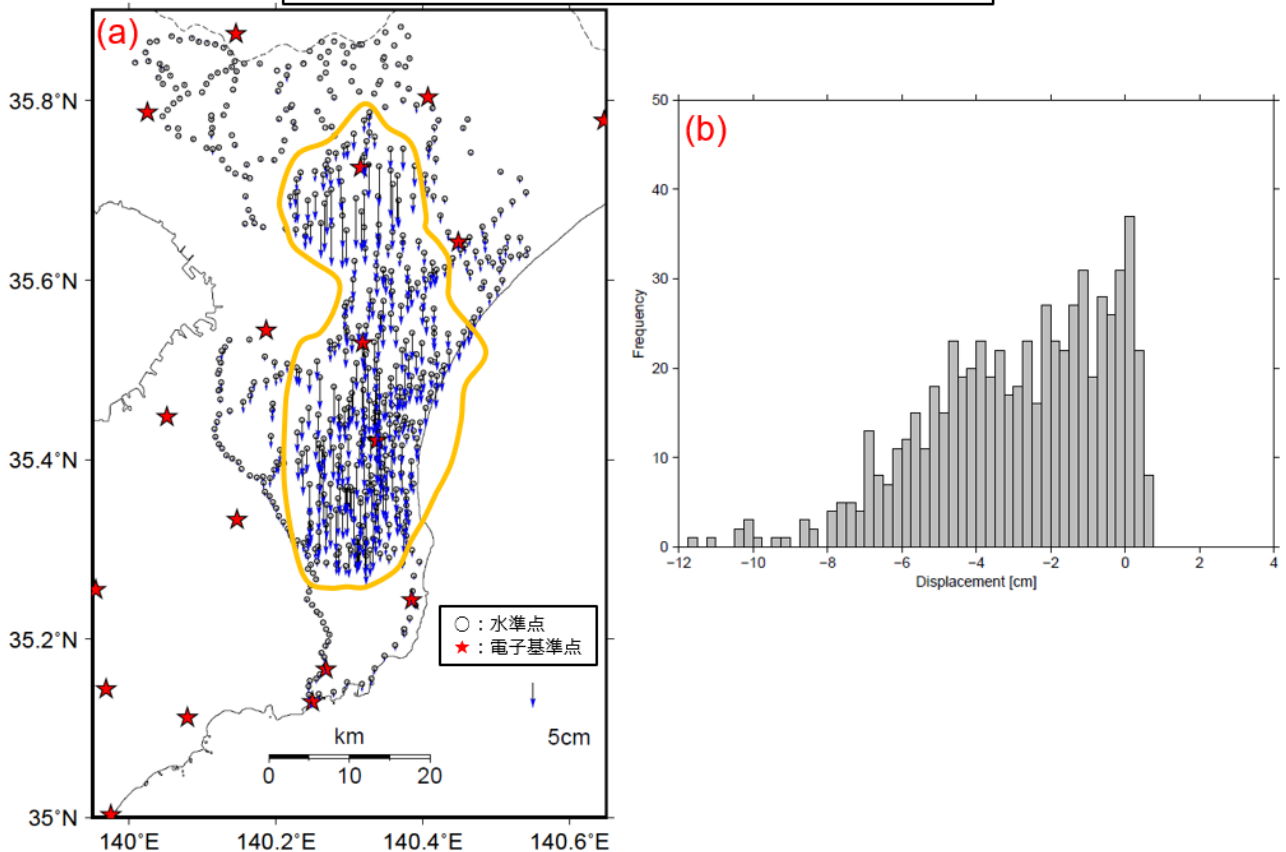


図-1 房総半島において2015年と2020年に実施された水準測量で得られた変動量の空間分布 (a) とヒストグラム (b). 青色の矢印が変動量を, 白抜き丸印と赤色の星印はそれぞれ水準点と電子基準点を表す. 図中のオレンジ色の曲線で囲んだ領域は, 地盤沈下が発生しているエリアを示す.

## 2. 研究内容

### 2.1 手法

本検証では, 房総半島において2015年と2020年に実施された水準測量で得られた変動量を真値とみなし, 電子基準点のみ, あるいは電子基準点と干渉 SAR 時系列解析から推定した変動量の真値との差を比較することで, 空間分解能が向上したかを評価する. 変動量の推定方法は以下のとおりである.

(1) 電子基準点日々の座標値 (F5 解) に対して定常変動 (一次関数), 余効変動 (対数関数), 年周変動 (三角関数) を考慮した関数フィッティングを行い, 各電子基準点において2回の水準測量の間に生じた推定変動量を求める. さらにクリギング法による空間補間を行い, 約 5km 間隔のグリッドデータを作成する.

(2) ALOS-2 が撮影した北行・南行観測の画像に干渉 SAR 時系列解析 (Schmidt et al., 2003) を適用し, それぞれの衛星視線方向の変動速度 (以下「LOS 変動速度」という.) を推定する. 北行・南行観測の LOS 変動速度に対して 2.5 次元解析 (Fujiwara et al., 2000) を適用し, 準上下方向の変動速度を求める. 得られた準上下方向の変動速度に経過時間を乗じ, 推定変動量のグリッドデータ (約 50m 間隔) を作成する.

(3) 作成したグリッドデータを用いて, 各水準点での変動量を推定する. 電子基準点のみで推定する場合, (1) で作成したグリッドデータを適用する. 電子基準点と干渉 SAR 時系列解析で推定する場合, 最小分散推定法 (例えば淡路ほか, 2020) によりデータ同化を行う. 電子基準点から求めた変動量と

その誤差分散をそれぞれ $\Delta\hat{H}_{CORS}$ ,  $\sigma_{CORS}^2$ とし、干渉 SAR 時系列解析と 2.5 次元解析から求めた変動量とその誤差分散をそれぞれ $\Delta\hat{H}_{SAR}$ ,  $\sigma_{SAR}^2$ とすると、データ同化後の変動量 $\Delta\hat{H}$ は以下のように表される。

$$\Delta\hat{H} = \frac{1}{(\sigma_{CORS}^2/\sigma_{SAR}^2) + 1} \Delta\hat{H}_{CORS} + \frac{(\sigma_{CORS}^2/\sigma_{SAR}^2)}{(\sigma_{CORS}^2/\sigma_{SAR}^2) + 1} \Delta\hat{H}_{SAR}$$

山下ほか (2022) では、誤差分散の比 $\sigma_{CORS}^2/\sigma_{SAR}^2$ を定数値で与えていた。しかし、電子基準点の誤差分散 $\sigma_{CORS}^2$ には電子基準点からの距離に依存しない計測誤差分散 $(\sigma_{CORS}^{obs})^2$ に加え、電子基準点からの距離に依存する空間補間誤差分散 $(\sigma_{CORS}^{interp})^2$ も含まれるはずである。そこで本年度は、 $\sigma_{CORS}^2 = (\sigma_{CORS}^{obs})^2 + (\sigma_{CORS}^{interp})^2$ と表されるものとみなし、 $\sigma_{CORS}^2$ のモデル化について、次の 3 通りを試行した。

Case 1 : 山下ほか (2022) と同様、空間一様な誤差分散の比を与える。比の値は、山下ほか (2022) で採用した  $\sigma_{CORS}^2/\sigma_{SAR}^2 = 0.4 \text{ cm}^2/0.25 \text{ cm}^2 = 1.6$ を用いる。

Case 2 :  $(\sigma_{CORS}^{obs})^2$ ,  $\sigma_{SAR}^2$ は Case 1 と同様、それぞれ $(\sigma_{CORS}^{obs})^2 = 0.4 \text{ cm}^2$ ,  $\sigma_{SAR}^2 = 0.25 \text{ cm}^2$ とする。 $(\sigma_{CORS}^{interp})^2$ はクリギング法により推定値とともに得られる不確かさの指標であるクリギング分散によりモデル化する。このとき、クリギング法における入力データの位置を $\mathbf{x}_i (i = 1, 2, \dots, N)$ , 重み係数を $\omega_i$ とすると、任意の位置  $\mathbf{x}$  における $(\sigma_{CORS}^{interp})^2(\mathbf{x})$ は以下のように表現される。

$$(\sigma_{CORS}^{interp})^2(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^N \omega_i \gamma(\mathbf{x}_i - \mathbf{x}) + \mu$$

ここで $\gamma, \mu$ はそれぞれバリオグラム (データどうしの相関を距離の関数としてモデル化したもの)、ラグランジュの未定係数であり、次のように表される。

$$\begin{pmatrix} \omega_1 \\ \vdots \\ \omega_N \\ \mu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma(\mathbf{x}_1 - \mathbf{x}_1) & \cdots & \gamma(\mathbf{x}_1 - \mathbf{x}_N) & 1 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \gamma(\mathbf{x}_N - \mathbf{x}_1) & \cdots & \gamma(\mathbf{x}_N - \mathbf{x}_N) & 1 \\ 1 & \cdots & 1 & 0 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \gamma(\mathbf{x}_1 - \mathbf{x}) \\ \vdots \\ \gamma(\mathbf{x}_N - \mathbf{x}) \\ 1 \end{pmatrix}$$

Case 3 :  $(\sigma_{CORS}^{obs})^2$ ,  $\sigma_{SAR}^2$ は Case 1 と同様、それぞれ $(\sigma_{CORS}^{obs})^2 = 0.4 \text{ cm}^2$ ,  $\sigma_{SAR}^2 = 0.25 \text{ cm}^2$ とする。 $(\sigma_{CORS}^{interp})^2$ については、Yamamoto (2000)が提案した補間分散によりモデル化する。補間分散は、入力データの値が大きいと空間補間誤差も大きくなるという思想に基づいて考案された経験的な指標である。このとき、クリギング法における入力データを $Z(\mathbf{x}_i) (i = 1, 2, \dots, N)$ , クリギング法による推定値を $Z_{krig}(\mathbf{x})$ とすると、 $(\sigma_{CORS}^{interp})^2(\mathbf{x})$ は次のように表される。

$$(\sigma_{CORS}^{interp})^2(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^N \omega_i [Z(\mathbf{x}_i) - Z_{krig}(\mathbf{x})]^2$$

### 3. 結果

#### 3.1 電子基準点データで推定する場合

図-2 に水準測量で得られた変動量 (以下「水準変動量」という。) と、電子基準点データで推定した変動量の差の空間分布とヒストグラムを示す。各水準点における両者の差の絶対値は、多くの水準点において水準変動量 (図-1) よりも小さくなっている。一方、地盤沈下の変動速度が年間 1cm 以上の水準点を含む領域 (オレンジ色の楕円で囲んだ領域) では較差が大きくなっており、較差の絶対値は最大で 7.89cm に及ぶ。統計量を見ると、全水準点の差の RMS は 2.40cm となっている。以上の結果から、電子基準点データで推定する場合、電子基準点の配点間隔よりも長波長の変動は表現できるものの、短波長の変動をとらえきれないことが示唆される。

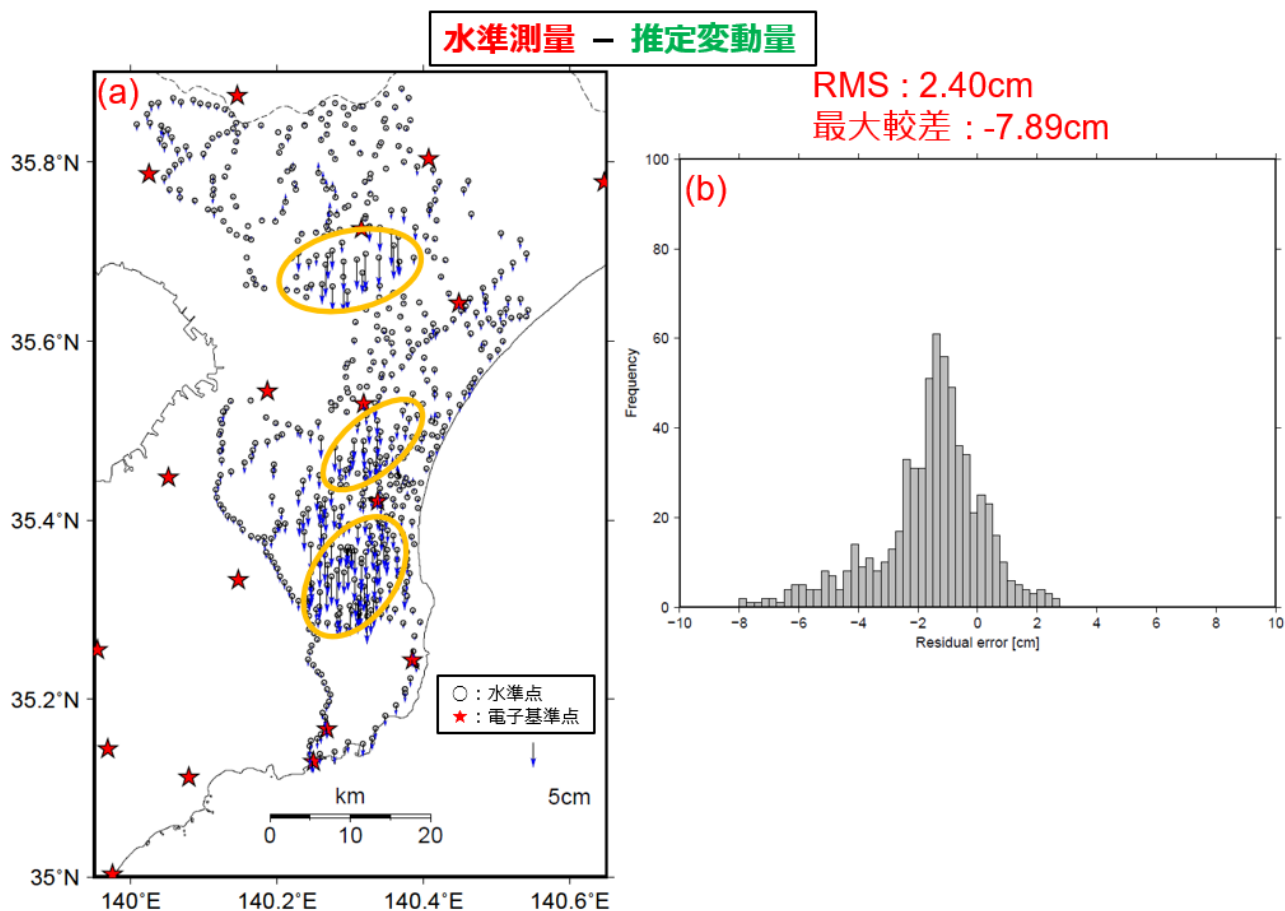


図-2 (a) 電子基準点データで推定する場合の水準変動量と推定変動量の差をベクトル(青矢印)で示したもの。図中の黄色の楕円で囲んだ領域は、変動速度が年間1cm以上の水準点を含むエリアを示している。(b) 水準変動量と推定変動量をヒストグラムで示したもの。

### 3.2 電子基準点と干渉 SAR 時系列解析を組み合わせて推定する場合

#### 3.2.1 誤差分散を一定とする場合 (Case 1)

図-3 に Case 1 における水準変動量と推定変動量の差の空間分布とヒストグラムを示す。3.1 節において較差が大きくなった領域(オレンジ色の楕円で囲んだ領域)で、較差の改善が見られた。しかし、依然として周囲に比べて較差は大きくなっており、較差の絶対値は最大で 4.05cm に及ぶ。統計量を見ると、全水準点の差の RMS は 1.16cm となっている。

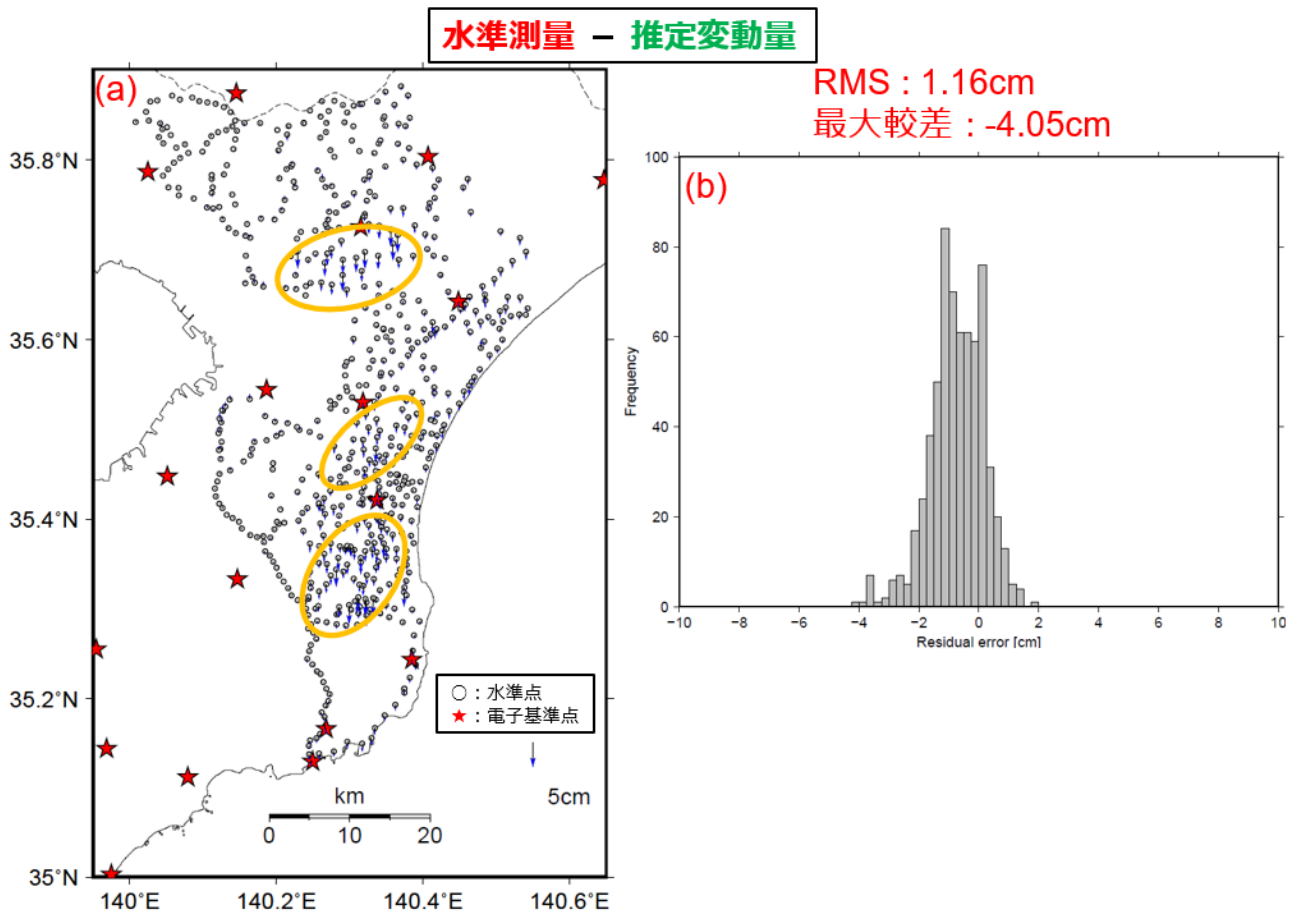


図-3 (a) Case 1における水準変動量と推定変動量の差をベクトル（青矢印）で示したものの。(b) 水準変動量と推定変動量の差をヒストグラムで示したものの。

### 3.2.2 クリギング分散を採用する場合（Case 2）

図-4 に Case 2における水準変動量と推定変動量の差の空間分布とヒストグラムを示す。3.1節において較差が大きくなった領域（オレンジ色の楕円で囲んだ領域）での較差は Case 1 に比べて小さくなった。Case 2における較差の絶対値の最大値と、全水準点の差の RMS はそれぞれ 3.55cm, 0.89cm となっている。

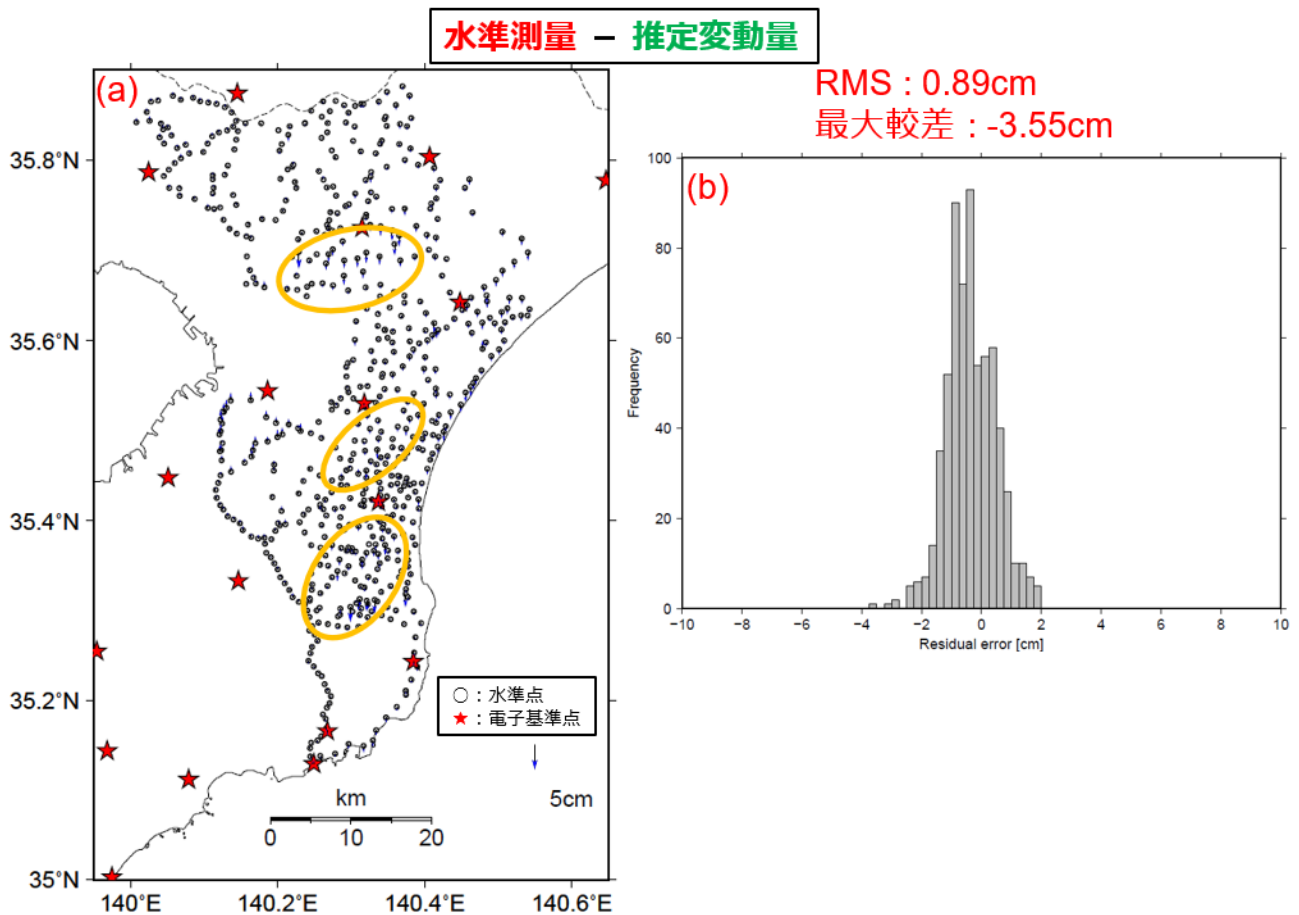


図-4 (a) Case 2における水準変動量と推定変動量の差をベクトル（青矢印）で示したものの。(b) 水準変動量と推定変動量の差をヒストグラムで示したものの。

### 3.2.3 補間分散を採用する場合（Case 3）

図-5 に Case 3における水準変動量と推定変動量の差の空間分布とヒストグラムを示す。Case 2と同様、3.1 節において較差が大きくなった領域（オレンジ色の楕円で囲んだ領域）での較差は Case 1 に比べて小さくなった。Case 3における較差の絶対値の最大値と、全水準点の差の RMS はそれぞれ 3.47cm, 0.89cm となり、Case 2 とほぼ同程度となっている。

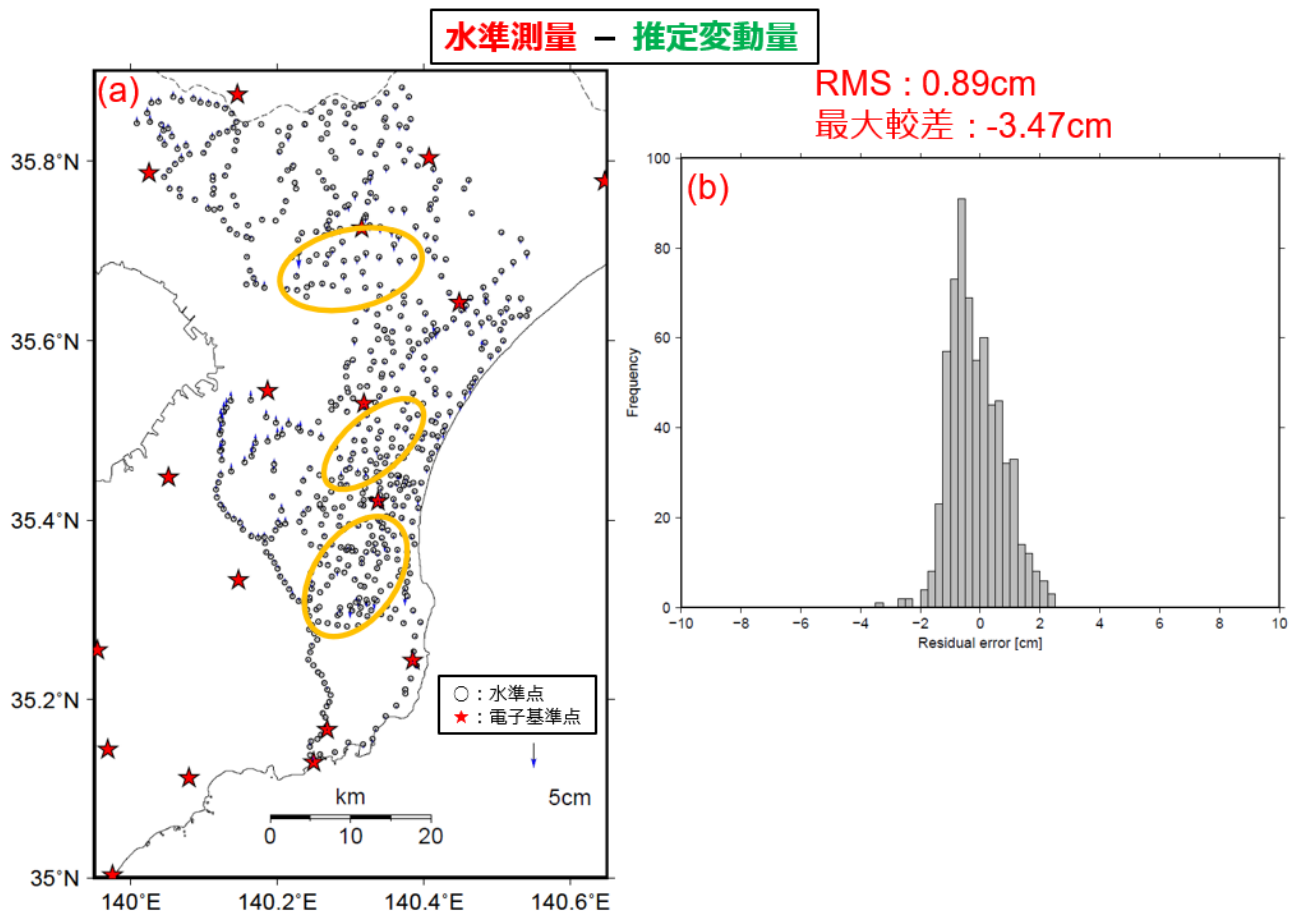


図-5 (a) Case 3における水準変動量と推定変動量の差をベクトル（青矢印）で示したものの。(b) 水準変動量と推定変動量の差をヒストグラムで示したものの。

#### 4. 結論

本研究では、房総半島の地盤沈下を対象として、電子基準点と干渉 SAR 時系列解析のデータ同化がモデルの空間分解能の向上に有効であるかを検証した。データ同化を行う際、誤差分散の与え方が変動推定値に大きな影響を及ぼしうることを考慮し、一定の誤差分散を与える場合（Case 1）、クリギング分散を与える場合（Case 2）、補間分散を与える場合（Case 3）の3通りを試行した。その結果、誤差分散を一定とする場合に比べて、誤差分散の空間依存性をクリギング分散または補間分散でモデル化する場合はより良好な結果が得られることが分かった。

今回の検証ではクリギング分散を与える場合と補間分散を与える場合で大きな差は見られなかった。しかし、補間分散は入力データの値に依存するため、地域や時期によっては両者の間に有意な差が生じる可能性があり、誤差の適切なモデル化のためにはさらなる事例検証を重ねるべきと考えられる。

また、今回の検証では、干渉 SAR 時系列解析に用いる ALOS-2 の観測データが存在する 2015 年以降の変動を評価の対象とした。本手法を地殻変動補正に実装する上で大きな課題となるのは、干渉 SAR 時系列解析の結果を時間方向に外挿することであり、これは測地成果 2011 の元期（2011 年東北地方太平洋沖地震の影響を受けたエリアは 2011 年、それ以外は 1997 年）への変換の精度劣化につながる可能性がある。時間方向の外挿が生じる状況においても本手法が有効であるかについては、今後の検討課題としたい。

もうひとつの技術的課題として、現状では一定値とみなしている SAR の誤差分散の空間分布のモデル化が挙げられる。干渉 SAR の誤差分散は、干渉性の度合い（コヒーレンス）や時系列のばらつきに

より評価できると考えられる。しかし、これらの指標は個々の観測方向（南行・北行）に対して得られるものであり、本検証で使用している 2.5 次元解析の準上下成分の誤差分散については、誤差伝搬の法則に基づいて評価する必要がある。その定式化と定量的評価については、今後取り組むべき課題としたい。

#### 参考文献

- 渥美尚大，臼井和絵，栗原啓伍，河村祐（2021）：除雪車運転支援システムの開発～準天頂衛星システムを活用した作業ガイダンスモニター～，北海道の雪氷，40，49-52.
- 淡路敏之，蒲地政文，池田元美，石川洋一（2020）：データ同化 観測・実験とモデルを融合するイノベーション，京都大学学術出版会，284 pp.
- Fujiwara, S., Nishimura, T., Murakami, M., Nakagawa, H., Tobita, M., and Rosen, P. A. (2000): 2.5-D surface deformation of M6.1 earthquake near Mt Iwate detected by SAR interferometry, *Geophysical Research Letters*, 27, 2049-2052.
- Schmidt, D. A., and Bürgmann R. (2003): Time-dependent land uplift and subsidence in the Santa Clara valley, California, from a large interferometric synthetic aperture radar data set, *Journal of Geophysical Research*, 108(B9), 2416.
- Yamamoto, J. K. (2000): An alternative measure of the reliability of ordinary Kriging estimates, *Mathematical Geology*, 32, 489-509.
- 山下達也，田中もも，マービット京湖，三木原香乃（2022）：電子基準点データによる水準点の標高変動補正の検証（第 6 年次），令和 3 年度調査研究年報，40-46.