第2章 地殻変動解析手法の高度化

2.1 GPS 3 時間解析値のグループ補正

2.1.1 はじめに

気象庁では東海地域に19点の地殻岩石歪計を展開し、東海地震の短期予知のために24時間体制で監視している。地殻岩石歪計は1986年伊豆大島噴火に伴う歪変化を大島島内だけでなく東伊豆や湯河原でも記録する(神定・他,1987)など、高感度でリアルタイムに地殻変動を把握できる。しかし、設置地点周辺の局所的な地下水変化などの影響も見られる(吉田・他,1984;二瓶・佐藤,1988)など、近傍の地殻変動の影響を受けやすい。

一方,国土地理院は平成5(1993)年度に110点のGPS観測局を南関東・東海地域に設置し,その後全国にGPS連続観測網(GEONET)を展開している(鷺谷,1997)。GPSの定常解析としては,1日分の観測データを用いて,組み合わせ暦による解析とIGS(International GPS Service)最終精密暦による解析が行われている(宮崎・畑中,1998)。組み合わせ暦は,1日分の観測データが得られた直後に利用できる最良の暦として国土地理院が用いているもので,IGSが公開している速報暦9時間分と,予測暦15時間分を組み合わせた暦である。速報暦は1日分の観測後6時間以内に交換されたデータのみを用いて解析されたもの,予測暦は軌道決定の際に求められた軌道パラメータを軌道モデルにしたがって積分外挿して得られたものである。IGS最終精密暦は最も高精度な軌道情報で,1週間分の観測の11日後に公開され,地殻変動の監視・研究において最終的なGPSの基線解析に利用されている(島田・他,1998)。座標値が得られるまでに,精密暦による座標値については観測後2週間程度を要し(飯村・他,1997),組み合わせ暦による座標値が得られるのも観測の翌日となる。GPSの座標値データを用いて,1994年三陸はるか沖地震の余効変動の詳細が明らかにされ(Heki et al., 1997),2000年秋からの東海地域の非地震性すべり(Ozawa et al., 2002)が推定されるなど,数日から数年に渡る長期的な地殻変動を面的に把握することには長けている。また,地殻岩石歪計の観測点配置が駿河湾や遠州灘沿岸に限られるのに対し,GPS観測点は内陸部も含めて広範囲により高密度で展開されている。

東海地震に対する現在の予知体制は、地震直前に前兆的な現象が観測されることが前提となっており、その有力な候補は想定震源域およびその周辺のプレート境界で生じると期待されるゆっくりとした前兆すべりである。地殻岩石歪計とGPSの時間的、空間的な特徴を互いに補完することにより、更に有効な地殻変動の監視が可能となることが期待される。しかし、地震発生の前に前兆すべりが生じるとしても、それがどのくらいの規模で、どこでどのように進行するか、現時点では確定的に予測することはできない(吉田、1999)。GPSによる座標値が得られるのは、組み合わせ暦でも観測の翌日であるが、前兆すべりが時間的にどのような経過をたどるのかわからないため、より早く座標値を得ることが望まれる。そこで、国土地理院と気象庁では、平成10(1998)年度から東海地域を対象としてGPSの3時間値の解析と監視を開始した(小林・他、2002)。ここでは、3時間解析値の特徴を把握し、より精度の高い監視を行うための手法について検討を行う。

2.1.2 3時間解析値の精度

国土地理院では前述のように,定常解析として組み合わせ暦と精密暦による解析を行っている。これに対して,観測直後に解析を行う3時間解析では予測暦しか用いることができず,組み合わせ暦や精密暦による1日解析値と比較して,暦の精度や解析対象時間の短さなどから座標値の精度が劣ると予想される。

ここでは,精密暦,組み合わせ暦を用いた1日解析,および予測暦を用いた3時間解析による斜距離をいくつかの 観測点間について求め,調査対象期間中の1次トレンドを除去した残差の標準偏差等について考察する。調査対象期

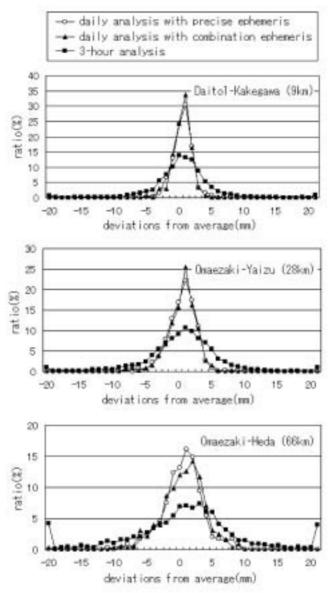


Fig. 2.1.1 Frequency distributions of deviations from the average of baseline lengths obtained by GPS. Open circles indicate frequencies of the deviations obtained from the daily analysis with precise ephemeris; the solid triargles represent the daily analysis with combination ephemeris; and the solid squares represent the analysis using three-hour data.

間は、1998年4月1日から1999年3月31日までの1年間である。斜距離の平均値を中心とした頻度分布をFig. 2.1.1に、標準偏差等をTable 2.1.1に示す。Fig. 2.1.1の頻度分布からわかるように、ほぼすべての解析値が平均値から20mm以内に収まっているが、3時間解析値には明らかに実際の変動とは思われない極端に外れた値(outlier)が稀にみられることがある。このように異常な外れ値を含めると、実際の解析値のばらつきの程度を適切に表さない恐れがあるので、3時間解析値については平均値から20mm以内のデータのみを用いて求めた標準偏差値もあわせて示している。

精密暦,組み合わせ暦による1日解析値の斜距離の頻度分布はよく似ており、標準偏差も同程度である。中には組み合わせ暦による解析値の標準偏差の方が小さい場合があるが、標本数が精密暦の場合よりも少なく、組み合わせ暦では解析値が得られなかったのに、精密暦では精度が悪いながらも解析値が得られていることの影響が入っているものと思われる。一方、3時間解析による斜距離の頻度分布は、精密暦、組み合わせ暦と比較して明らかにばらつきが大きく、外れ値を除いて求めた標準偏差値でも他の暦による1日解析の値の2~3倍になっている。なお、精密暦を用いた1日解析値には顕著な年周変化が見られるが、3時間解析値はばらつきが大きいため年周変化は見られない。

Table 2.1.1 Statistics of some baseline lengths obtained by the daily analysis with a precise ephemeris, the daily analysis with a combination ephemeris, and the analysis using three-hour data.

Baseline : Daitoi-Kakegawa (9km)

	Daily analysis (preciss)	Delly analysis (metrics)	3-hour analysis	3-hour analysis parlie neped
dtandard deviation (mm)	1.45	1.39	6.68	4.12
Maximum (mm)	4.42	1,20	129.02	10.00
Minimum Const	+6.47	+5.38	-94.04	-19.43
Number of samples	356	34.6	2761	2736
Rate to total (V)	0.9715	96.3	.9512	93.7

Baseline: Omaesaki-Yaisu (28km)

	Daily analysis (precise)	Duily enalysis (metrical	3-hour analysis	3-hour snalywis loxiler recod
Standard deviation [mm]	2.04	2,18	6.91	5.00
Maximum (mm)	0.10	7.07	46,71	18.74
Winimum (mm)	-8.09	-8-09	+71-10	-19.16
Number of samples	355	326	2718	2502
Hate to total (%)	97.3	19.3	93.0	91.2

Baseline : Omaetaki - Heda (66km)

	Daily enalysis (precise)	Daily analysis (continuism)	3-hour analysis	3-hour analysis toxlic messal
Standard deriation [mm]	3.03	3.43	14.79	6.39
Maccimum (mm)	0.10	8.74	143.14	15,82
Minimum (mm)	-11.41	-22,34	-178.37	-19,14
Mumber of samples	348	994	2702	2480
Hate to total (V)	95.3	48.4	32.5	84.9

このため、精密暦での1日解析値についても年周補正をしなかった。年周補正をした場合に比べて標準偏差が若干大きくなっていることが予想されるが、いずれにしても精密暦、組み合わせ暦による1日解析値の標準偏差には大きな差はない。組み合わせ暦の解析では半分以上を3時間解析で用いられている予測暦が占めていることから、3時間解析値の精度が悪い原因として暦の違いは考えにくい。

一方,GPSのアンテナを保護するレドームの有無や形状,ピラー頂上部からの電波の散乱が,アンテナ及びレドームやピラー頂上部の構造(以下ではこれらをアンテナ・架台タイプと呼ぶ)ごとに異なることで,衛星の仰角・方位角に依存して観測される位相が変動し,基線解に影響を与えることが報告されている(越智・畑中,1996;澤田・他,1999;Hatanaka et al., 2001a)。1日解析では24時間の間に衛星配置が大きく変化するのでばらつきが平均化されるが,3時間解析では衛星配置の変化が小さいため平均化されないで残る可能性がある。この他に,3時間解析のばらつきの要因として大気遅延勾配(岩淵・他,1999;宮崎・他,1999)や海洋潮汐による荷重変形(Hatanaka et al., 2001c)が挙げられる。大気遅延勾配によるばらつきとは,実際の大気は前線付近などで水蒸気量の違いによる大気遅延の水平勾配があるのに,基線解析でそれを考慮しないために生じる見かけ上の変動である。以上のようなことから,3時間解析値のばらつきが大きい理由は,暦の違いよりも観測時間の短さによると推定される。

精度的には1日解析値に劣る3時間解析値であるが、地殻変動が急速に進行するような場合には、1日解析より早期に地殻変動を検出する可能性を持っている。そこで、3時間解析値の特徴を把握し、解析処理を改修したり、得られた解析値を補正したりすることによって精度の向上を図ることは監視上意味があると考えられる。

2.1.3 3時間解析値と誤差情報

3時間解析結果には,各観測点の座標値の他に,座標計算時に最小二乗法の計算から推定される解の標準偏差(以下,誤差値と呼ぶ)も精度情報として含まれている。ある程度誤差値が大きな場合に,観測点の座標値,または観測点間の斜距離などが平均的な値からかけ離れていれば,監視上容易に観測または計算上の異常値として判断ができる。このため,観測点の座標値と観測点間の斜距離について,偏差と誤差値との関係を調べた。

観測点として御前崎を例にとり,1999年1年間の直交地心座標系(当時ITRF96)X,Y,Z(Z軸:自転軸方向,X 軸:グリニッジ子午線方向)座標値のそれぞれについて1次トレンドを除去し,偏差の絶対値を求めた。X成分の偏 差の絶対値と誤差値との関係をプロットしたものをFig. 2.1.2に示す。誤差値が小さいところでは偏差の最大値を規定 する様子が見られるが,一般に誤差値と偏差との関係は見られない。これは他の成分についても同様である。

斜距離に関しては,御前崎 - 戸田(距離約66km)を例にとって,上記同様に偏差の絶対値を計算した。斜距離に関する誤差値は直接計算されていないため,斜距離に対応した誤差値として,両観測点の誤差値(Xe,Ye,Ze)からそれぞれの二乗和の平方根($\sqrt{(Xe^2+Ye^2+Ze^2)}$)を求め,それらの誤差値間の関係を見たのがFig.~2.1.3である。両者には一定の正相関が見られる。Fig.~2.1.4には御前崎 - 戸田の斜距離偏差の絶対値と,両観測点どちらか大きい方の誤差

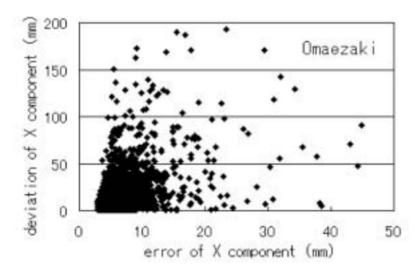


Fig. 2.1.2 Relation between errors and deviations of the X component of Omaezaki station coordinates.

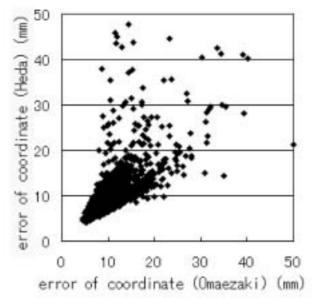


Fig. 2.1.3 Relation between total errors of Omaezaki and Heda station coordinates.

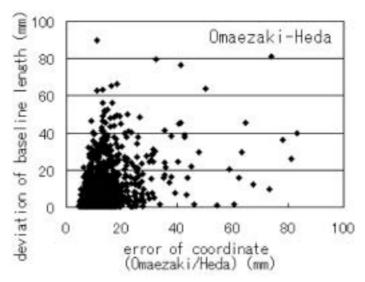


Fig. 2.1.4 Relation between deviations of the baseline length from Omaezaki to Heda, and the larger coordinate error of the two stations.

値との関係を示す。観測点座標値の場合と同様,誤差値と偏差との間に相関は見られない。これらのことから,誤差値は精度の指標としては不十分であることがわかる。

2.1.4 3時間解析値のグループ化と補正

3時間解析値のばらつきの特徴的な一例として,ある時刻の座標値と1ヶ月間の座標値の平均値との差をとって,面的に見たものをFig. 2.1.5に示す。これを見ると,ある一定範囲の観測点が同じ方向に同じ大きさで見かけの変動をしていたり,逆に御前崎付近などのように近接した観測点でもばらついていたりすることに気付く。津村・那須野(1998)は,GEONETのデータを用い2点間の基線長変化について,長距離でも短期再現性(日々のばらつき)が良い基線がある反面,その逆もあることを指摘し,潮位データに対するノイズ補正法(津村,1963)と同様の手法により,ばらつきの時間変化の相関が高い観測点を同一グループとして,ばらつきに含まれる共通成分の除去を試みた。これを参考に,3時間解析値についても同様に観測点のグループ化とばらつきに含まれる共通成分の除去が可能かどうかを検討した。

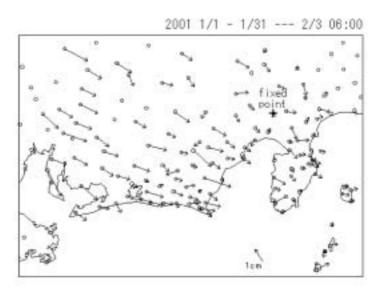


Fig. 2.1.5 Example of a spatial distribution of horizontal coordinate deviations. Difference between the average value of the coordinates in January 2001 and the coordinate from 3:00 to 6:00 on February 3.

調査対象期間としては,現在の132点の解析体制となった2000年4月以降で,2000年6月末から始まった三宅島から新島・神津島近海における地震火山活動の影響を避けて,2001年1月から3月までの3ヶ月間のデータを用いた。2点間の相関は,それぞれの座標3成分(X,Y,Z)の偏差同士の相関係数により判定することとしたが,通常用いられているピアソンの積率相関係数

 $r=(変数 \lor と変数 \lor の共分散) / (変数 \lor の標準偏差 × 変数 \lor の標準偏差)$

では,外れ値がある場合に実態と離れた不適当な値となることがある。これに対し,変数の値ではなく順位に着目したスピアマンの順位相関係数(例えば,東京大学教養学部統計学教室,1991)では外れ値の影響は小さい。なお,スピアマンの順位相関係数点を求める手順は以下の通りである。

- (1) サンプル数を*n*とする。
- (2) 変数 V と変数 W について, 小さいほうから順位をつける。
- (3) 同時刻における両者の順位の差をとり, diとする(di=0)。

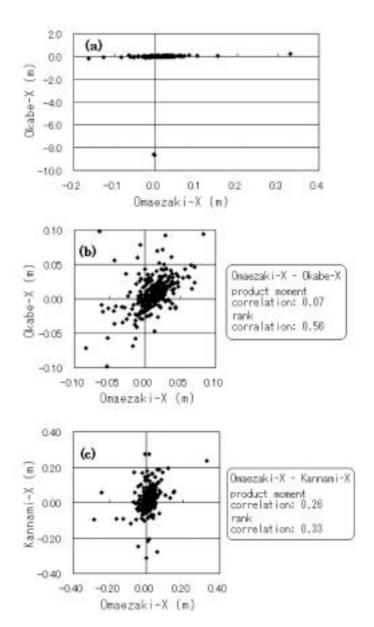


Fig. 2.1.6 Relation and correlation coefficients between X-components of Omaezaki and Okabe station coordinates (a : all data, b : except outlier) and those of Omaezaki and Kannami stations (c).

(4) 2変数の順序が完全に一致するときには, di²=0である。

2 変数の順序が逆順に完全に一致するときには , $d\hat{r}=(n^3-n)/3$ である。

このようなことから,次式を定義すれば,-1 rs 1となる。

 $r_s=1-(6 di^2)/(n^3-n)$

一例として御前崎と岡部のX成分をFig. 2.1.6に示すが,同図(b)に記したように,ピアソンの積率相関係数が0.07であるのに対し,スピアマンの順位相関係数は0.56となる。ここでは,外れ値を含む全データを用いたスピアマンの順位相関係数を2点間の座標3成分の偏差について求め,その平均値により相関の程度を判定する。

調査対象期間内にデータが存在した全119地点の全ての組み合わせについて,X,Y,Z座標値の偏差の相関係数を計算した。その結果の一例として,御前崎とその北隣に位置する静岡相良 2 について,それぞれ相関の高い観測点を Table 2.1.2に示す。通常,観測点間の距離が短いと伝搬遅延誤差が相殺されて,同一グループに属している場合にその相関が際立つことが予想される。しかし,両観測点の距離は8.5kmしか離れていないにも関わらず相関はあまり高くなく,それぞれの観測点と相関の高い観測点は明らかに異なっている。そこで相関の高い観測点同士をまとめてみると,Fig. 2.1.7に示すような 6 つのグループと,いずれとも相関が見られない 1 観測点(常滑 2)に分けることがで

Table 2.1.2 Examples of correlation coefficients of coordinate variations between two stations. Each of the top five stations in correlation with either Omaezaki or Shizuoka-Sagara 2 is shown.

Combination	93101 Owaesahi		960623	Shikuoka-Sagaraz
COMBINACION	rank	correlation	runk	currelation
93094 Hamaokal	1	0,894	19	5.748
93092 Haibara	2	0.874	32	0.709
93098 Ryuyo	3	0.864	22	0.737
93095 Asaba	4	0.858	29	0.713
93096 Pukuroi	5	0.853	30	0.711
960629 Shiruoka-sagara2	91	0.705		
960624 Daito2	38	0.664	1	0.881
960622 Ogasa	34	0.682	1	0.877
970821 Hamamatsu-isaji	33	0.691	3	0.865
960625 Hamaoka2	21	0.769	4	0.854
960dZ8 Shimoda	39	0,661	5	0.819

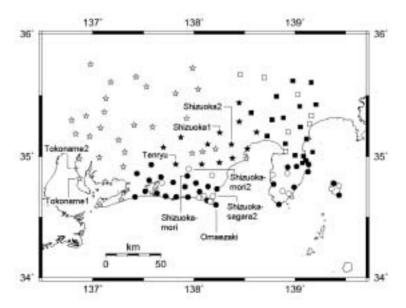


Fig. 2.1.7 Distribution of observation stations grouped according to the correlation of coordinate variations.

きた。ただし,同一グループ中の観測点間の相関係数がほぼ0.8以上になるグループもあれば,0.7~0.8とやや結びつきが弱いグループもあって,一律な基準によるグループ分けではないが,観測点を連鎖的に関連づけてゆくことで明瞭なグループ分けができた。

このようなグループ化が可能な原因について述べる。 3 時間解析値はつくばを基準として解析されているが,すべての観測点を一括して解析しているわけではなく,Fig. 2.1.8に示すような,浜名湖周辺から伊豆半島中南部にかけてのクラスター ,静岡県中部から愛知県,岐阜県にかけてのクラスター ,および伊豆半島北部から山梨県,神奈川県西部にかけてのクラスター の3つのクラスターに分けて解析されている。Fig. 2.1.7のグループ分類をこの解析クラスター分割と比較すると, および で示されるグループはクラスター と, および グループはクラスターと,それぞれ対応していることがわかる。これは基線解析時のクラスター分割が座標値の偏差の相関に影響を及ぼしていることを示している。また,Hatanaka et al.(2001a)は,GEONET観測点には,アンテナ位相特性の違いから主に6つのアンテナ・架台タイプが存在し,それを考慮せずに基線解析を行うと,座標値に影響を及ぼすことを報告している。東海地域では,Topcon社製のアンテナが用いられている1点(常滑2)を除いて,Trimble社製のアンテナが用いられている。常滑2を除く観測点について,Hatanaka et al.(2001a)が定義したアンテナ・架台タイプ別の観測点分布をFig. 2.1.9に示す。この図で 印は93年型ピラーでアンテナを保護するレドームがないタイプ, 印は93年型ピラーで円錐状レドームが設置されているタイプ, 印は95年型ピラーで球状レドームが設定されているタイプ, 印は95年型ピラーで球状レドームが設定されているタイプ, 印は95年型ピラーで球状レドームが設定されているタイプ, 印は95年型ピラーで球状レドームが設定されているタイプ, 印は95年型ピラーで下球状レドームが設定されているタイプ, のは95年型ピラーでトロジャーの発力で表別であると,Fig. 2.1.7の , および グ

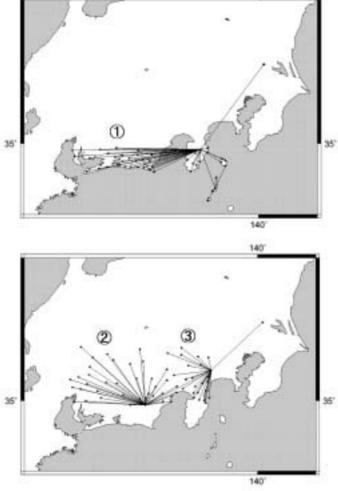


Fig. 2.1.8 Cluster division for the baseline analysis.

ループは93年型のタイプと , および グループは95年型のタイプと , それぞれ対応していることがわかる。93年型のピラーでは円錐状レドームとレドームなしのアンテナ・架台タイプにより座標値の偏差の相関に差は見られなかったが , これらと95年型のピラーで球状レドームのアンテナ・架台タイプとの差ははっきりしている。唯一 , 受信機とアンテナがTopcon社製である常滑 2 (Fig. 2.1.7の + 印) は , 最も相関の高い組み合わせでも0.67であり , どのグループにも属さなかった。Hatanaka et al. (2001a)が指摘しているように , アンテナ・架台タイプによる位相特性の違いが座標値に影響を与えていることが 3 時間解析値でも確認された。これらのグループ分類と解析クラスター , アンテナ・架台タイプの対応に関してTable 2.1.3にまとめておく。

一般にGPS解析値は,水平方向より高さ方向に大きなばらつきが見られ(日本測地学会,1989),この傾向は3時間解析でも同様である。X,Y,Z座標値には高さ方向のばらつきが全て影響しており,高さ方向の相関のみがX,Y,Z座標値の偏差の相関を支配している可能性もある。このため,緯度,経度成分の相関係数の平均値,および高さ成分の相関係数についても同様の調査をしたところ,観測点のグループ化はX,Y,Z座標による場合とほとんど同様の結果となった。これは,高さ方向のみではなく,水平方向についても同じ相関関係が存在していることを示している。

次に,潮位データに対するノイズ補正法(津村,1963)と同様に,各観測点の座標値の平均値からの偏差を同一グループ内で時刻毎に平均し,これを各点の座標値から差し引くことにより,このグループに共通しているばらつきを取り除いた。補正前後の座標値の偏差を面的に見た例をFig. 2.1.10に示す。もともとの偏差が大きい場合には補正後もその影響は残るが,かなり補正の効果は現れて,全般的に変位が小さくなっている。2001年1月~6月の座標値デ

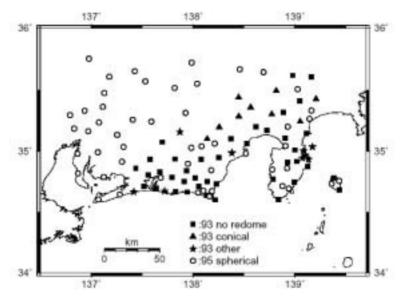


Fig. 2.1.9 Distribution of observation stations grouped according to the monument/ antenna type.

Table 2.1.3 Correspondence of the groups divided in this study with analysis clusters and monument/antenna types.

Symbol of group	Cluster	Monument/antenna type
0	1	
औ	1, 2	Spherical radome (A)
D	3	CONTRACTOR OF THE PARTY OF
•	1	No radone,
*	2	Conical radome, or other type (B)
•	3	The Action of the State of the



Fig. 2.1.10 Example of the group common-noise correction. Difference between the average value of the coordinates from January to March 2001 and the coordinates at 9:00 on April 2 is represented by a vector figure. The upper part denotes before correction, and lower part denotes after correction.

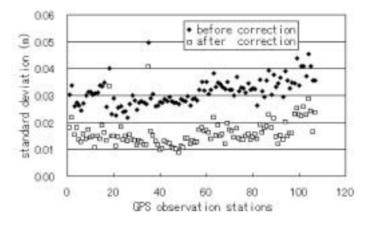


Fig. 2.1.11 Standard deviations of coordinate variation before and after the correction by removing group mean for each station from January to June 2001. The horizontal axis denotes the station in numerical order.

ータを用い,観測点毎に補正前後の座標値の標準偏差をプロットしたものをFig.~2.1.11に示す。標準偏差は,X, Y, Z 座標それぞれについて平均値から20cm以上外れた値を除いて計算し,三成分の平均をとっている。補正前には3 cm 前後あった標準偏差が,補正後にはほぼ半分になっており,補正によりばらつきを小さくできることがわかる。ただしこの補正方法では,グループ全体に渡るような広範囲の変動が実際あった場合に,共通ノイズとして取り除かれてしまうことに注意する必要がある。

2.1.5 新解析システム導入の効果

国土地理院は2001年3月にGEONET解析システムの改良を行っており(畑中・他,2001),3時間解析にも同様の新解析システムが同年7月から導入されている。今回の解析システムの改良には,アンテナ・架台タイプ別の位相特性モデルの導入が含まれ,これによりアンテナ・架台タイプの違いに起因する誤差が縮小することが期待される

(Hatanaka et al., 2001a, b)。そこで,アンテナ・架台タイプの違いに依存する誤差がどの程度改善されたかを確認するため,3時間解析に新解析が導入された後の2001年7月18日から9月18日までの2ヶ月間の座標値について,解析システム変更前の3ヶ月間と同様の手法で,全ての組み合わせについてX, Y, Z座標の偏差の相関係数を求め,それぞれの成分で計算し,三成分を平均して組み合わせ毎の相関係数を求めた。新解析導入前後における相関係数を個々に直接比較することは,季節が異なることから難しい。

観測点毎に、その観測点と同じグループに属する全ての観測点との相関係数の平均値をBとし、その観測点と解析クラスター(Fig. 2.1.8)は同じだがアンテナ・架台タイプの異なるグループに属する全ての観測点との相関係数の平均値をAとする。次にグループ毎に、そのグループに属する全観測点のAおよびBの平均値を求め、両者の比C=(Aの平均値)/(Bの平均値)を算出し、新解析導入前後の変化を見たものがFig. 2.1.12である。ここで、グループ名はTable 2.1.3で示したものに基づいている。グループ1-A、1-B、3-A、および3-Bでは、新解析導入前には比の値が0.65~0.85とアンテナ・架台タイプにより相関係数に差が見られたが、導入後には0.9~1.0と差が見られなくなっている。グループ2-A、2-Bでは、新解析導入により比の値が横ばいか、小さくなっているが、この理由は不明である。なお、3時間解析への新解析導入時に、解析時の基線の組み方がFig. 2.1.8に示した放射状の基線から、隣接点同士を結ぶような観測点間隔が短い順番に組む設定になるという予定外の変更がなされたことが判明した。新解析導入によってアンテナ・架台タイプによる相関係数の差が見られなくなった原因として、この変更がどの程度影響しているかは不明である。

新解析導入前後の斜距離変化例をFig. 2.1.13に示す。常滑 1 と常滑 2 はクラスターが同じだが,観測装置がTrimble 社製とTopcon社製と異なることによりばらつきが大きかったが,新解析導入によりばらつきが小さくなった。このように同じクラスターでアンテナ・架台タイプが異なる組み合わせでは,ばらつきが小さくなっている。しかしこの例の場合,上記変更によって解析時の基線が直接結びついたことが影響している可能性もある。一方,アンテナ・架台タイプが同じだがクラスターが異なる天竜と静岡森は,新解析導入により斜距離のばらつきが大きくなっている。このような例は同じクラスターでアンテナ・架台タイプが本調査のグループ化で同じ扱いだった静岡 1 (円錐レドーム)と静岡 2 (レドームなし)にも見られる。静岡 1 と静岡 2 は,新解析導入により解析時の基線が直接結びついているが,このことが 2 点間の座標の偏差の相関を必ずしも高くしないことがこのような例からわかる。ただし,同じ条件の全観測点の組み合わせについて同様の現象が見られるわけではない。新解析導入により斜距離のばらつきが大

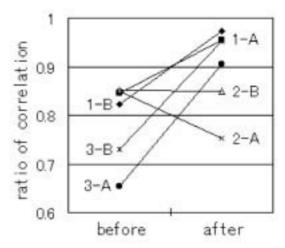


Fig. 2. 1.12 Change of the ratio of correlation coefficients for coordinate variations of observation stations between with a same monument/antenna type and with a different one in the same cluster before and after the alteration of the analysis strategy. Numbers 1 to 3 correspond to the cluster number of Fig.2.1.8; A and B correspond to the classification of the monument/antenna type of Table 2.1.3.

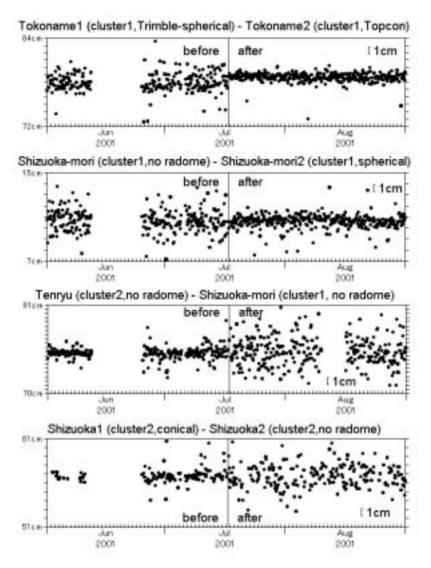


Fig. 2.1.13 Examples of the baseline length variation before and after the alteration of the analysis strategy.

きくなった観測点の組み合わせについて,国土地理院GEONETの定常解析でも新解析導入により同様の現象があるかどうか確認したが,目立った違いは見られなかった。この現象が3時間解析特有のものかどうか,また原因がどこにあるのかについては今後の検討課題である。

2.1.6 まとめ

GPS東海地域3時間解析について,解析値の精度や特徴に関する調査を行った。その結果,観測点が座標値の平均値からのばらつきの相関が高いいくつかのグループに分けられ,これらが解析クラスターとアンテナ・架台タイプに対応していることが判明した。このうちアンテナ・架台タイプによるものは,2001年の新解析システムの導入によりグループ化が解消している。 (小林昭夫)

謝辞

本調査で使用した観測データは,国土地理院担当者の努力によって得られてきた貴重なものである。記して感謝します。

参考文献

- 畑中雄樹・飯塚豊久・沢田正典・山際敦史・菊田有希枝,2001:新解析戦略によるGEONETデータの再解析,日本 測地学会第96回講演会要旨,53-54.
- Hatanaka, Y., M. Sawada, A. Horita and M. Kusaka, 2001a: Calibration of antenna- radome and monument-multipath effect of GEONET Part 1: Measurement of phase characteristics, *Earth Planets Space*, **53**, 13-21.
- Hatanaka, Y., M. Sawada, A. Horita, M. Kusaka, J.M. Johnson and C. Rocken, 2001b: Calibration of antenna-radome and monument-multipath effect of GEONET Part 2: Evaluation of the phase map by GEONET data, *Earth Planets Space*, **53**, 23-30.
- Hatanaka, Y., A. Sengoku, T. Sato, J.M. Johnson, C. Rocken and C. Meertens, 2001c: Detection of Tidal Loading Signals from GPS Permanent Array of GSI Japan, *Jour. Geod. Soc. of Japan*, 47, 1, 187-192.
- Heki, K., S. Miyazaki and H. Tsuji, 1997: Silent fault slip following and interplate thrust earthquake at the Japan Trench, *Nature*, **386**, 595-597.
- 飯村友三郎・宮崎真一・佐々木正博,1997:高密度電子基準点網の構築,国土地理院時報,87,37-49.
- 岩淵哲也・内藤勲夫・千田克志,1999:大気遅延と水平測位解の関係,月刊地球号外,25,78-83.
- 神定健二・佐藤 馨・上垣内 修,1987:体積歪計の変化からみた1986年伊豆大島火山噴火活動の推移,月刊地球, 97,409-418.
- 小林昭夫・山本剛靖・畑中雄樹・丸山一司・竹中 潤・緒方 誠,2002: GPS東海地域3時間解析値のグループ化と 補正,気象研究所研究報告,53,75-84.
- 宮崎真一・岩淵哲也・内藤勲夫,1999:大気遅延勾配の推定と水平測位精度の向上,月刊地球号外,25,84-90.
- 宮崎真一・畑中雄樹,1998:国土地理院GPS連続観測システムの概要,気象研究ノート,192,105-131.
- 中村浩二,1999: GPSデータ簡易表示プログラム(SEIS-GPS)の開発,情報地質,10,257-266.
- 二瓶信一・佐藤 馨, 1988: 埋込式体積歪計による観測(2), 験震時報, 51, 93-106.
- 日本測地学会編著,1989:新訂版GPS-人工衛星による精密測位システム-,社団法人日本測量協会,東京,272p.
- 越智久巳一・畑中雄樹, 1996: GPS異機種間解析における系統誤差の補正方法について, 国土地理院時報, 85, 23-28.
- Ozawa, S., M. Murakami, M. Kaidzu, T. Tada, T. Sagiya, Y. Hatanaka, H. Yarai, and T. Nishimura, 2002: Detection and Monitoring of Ongoing Aseismic Slip in the Tokai Region, Central Japan, *Science*, **298**, 1009-1012.
- 鷺谷 威, 1997:南関東・東海地域におけるGPS連続観測(1994年~1996年), 国土地理院時報, 88, 10-18.
- 澤田正典・堀田暁子・日下正明・畑中雄樹,1999: GEONETにおけるマルチパス及びレドームの影響,国土地理院時報,91,43-48.
- 島田誠一・日置幸介・畑中雄樹, 1998: GPS解析の概要, 気象研究ノート, 192, 61-72.
- 東京大学教養学部統計学教室編,1991:統計学入門,東京大学出版会,307pp.
- 津村建四朗,1963:日本沿岸の平均海面およびその変動の研究()-潮位変化の地域分布-,測地学会誌,9,49-79.
- 津村建四朗・那須野 淳,1998:国土地理院GPS連続観測点の日平均データの経験的ノイズ補正法,地球惑星科学関連学会合同大会予稿集,115.
- Wessel, P. and W.H.F. Smith, 1995: New version of the Generic Mapping Tools released, EOS Trans., AGU, 76, 329.
- 吉田明夫・二瓶信一・太田金房・薄田真司,1984:静岡と網代における体積歪観測孔内の水位変化と歪変化,気象研究所研究報告,35,199-207.
- 吉田明夫,1999: 東海地震予知への新たな取り組み,験震時報,62,1-16.

2.2 GPS1日値に見られる年周パターンの変化

2.2.1 はじめに

国土地理院が行っているGPS全国観測網(GEONET)からは,IGSによる衛星軌道情報のうちの精密解を使って行われる基線解析によって各観測点の最終的な座標値が得られる。この座標値は,ftpサイトなどを通じて一般に公表されて地殻変動研究に広く用いられており,日本付近のプレート相対運動を反映した経年変化(例えばSagiya et al., 2000)や,大地震に伴う変動(例えばTsuji et al., 1995)などが明らかにされてきた。しかし,この座標値には年周的な季節変動が見られることが当初から知られており,特に上下成分に顕著である。このような季節変動の存在は,1ヶ月~1年程度の時間オーダーでゆっくりと進行する地殻変動現象の検出を難しくしており,その影響を取り除くことが必要である。しかし,季節変動の原因については,実際の変動によるものなのか,観測や解析上で生じた見かけの変動なのかを含め,いくつかの考えが示されている(たとえば,Murakami and Miyazaki, 2001)ものの,確定的なものはまだない。そのため季節変動の影響を除去するには,前年同時期との差をとる方法,前年同時期間の変動との差をとる方法,年周・半年周の三角関数の重ねあわせで近似して取り除く方法などがとられる。これらの方法は,年ごとの季節変動のパターンにあまり違いがないことを前提としており,もし有意な違いがあればそれを地殻変動と誤認する恐れがある。

本節では,年周的な季節変動のパターン(以下では,年周パターンと呼ぶ)が2000年以降とそれ以前とでは微小ではあるが有意に異なること,そのため長基線や広領域において地殻変動を見ていく場合にその影響があることを示す。

2.2.2 全国的な年周パターンの変化

Fig. 2.2.1に九州から沖縄にかけて設置されている5つの観測点における新潟県大潟観測点(950241)を基準とした

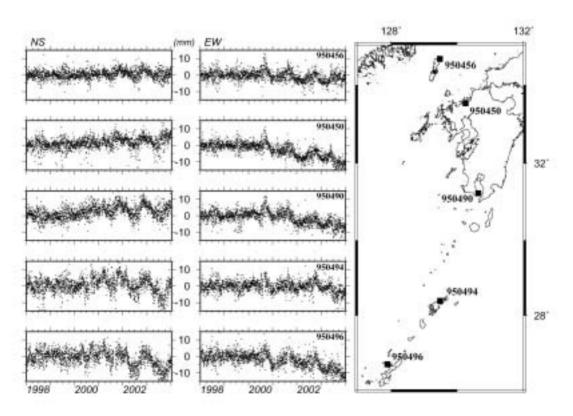


Fig. 2.2.1 Horizontal displacements of five GPS observation sites located in Kyusyu and Okinawa districts from 1998 to 2003.

座標変化の南北,東西成分時系列を示す。1998年1月から1999年12月までの2年間の元データに直線・年周・半年周頃からなる近似曲線をあてはめ,全体の期間の元データから引き去った残差を示している。いずれの観測点においても,近似曲線を求めた1998年から1999年にかけての期間には,残差がゼロの周りに10mm前後のばらつきの範囲内で分布しているが,2000年以降には,それ以前の期間には見られない振幅で変動している。東西成分では,まず2000年夏から秋にかけて一斉に東へ変位したあと冬にかけて西向きに戻り,その後ゆっくりと東に変位するような年周パターンが見られ,その振幅はいずれの観測点でもほぼ同じである。南北成分では,2000年の中頃から冬に北へ,夏に南へ変位するような年周パターンが見られ,その振幅は南側の観測点ほど大きい傾向にある。このように1998~1999年のデータから求めた近似曲線を外挿して引き去った残差になお年周パターンが見られるということは,2000年以降の年周パターンがそれ以前のものと有意に変化したことを示している。

この2000年以降の年周パターン変化の特徴を抽出するため、座標の南北・東西成分について、前述した1998~1999年のデータから求めた近似曲線を差し引いた残差をデータとして、2001年1月から2002年12月までの2年間に直線・年周・半年周項からなる新たな近似曲線をあてはめて各項の振幅係数を求めた。

まず年周パターン変化の位相について調べるため,求められた年周項の正弦項係数と余弦項係数の分布をFig.2.2.2 に示す。座標原点から各点へ引いた直線の傾きがそれぞれの観測点での位相に対応することになるが,様々な方向を向いてばらつきが大きい。そこで,全体として平均的な1つの位相をもつものとして,図中の直線の傾きを全観測点に共通な位相として採用した。その結果は南北成分で約-56日,東西成分で約33日となり,それぞれ5月下旬と11月下旬,2月下旬と8月下旬に極値をとる。半年周項については,年周項に見られるような全体的な傾向が認められず,同様の方法では求められないため,年周項と同じ位相であると仮定した。

次に、この求められた位相に固定して、改めて直線・年周・半年周項からなる近似曲線のあてはめを行って各項の振幅係数を求めた。求められた年周及び半年周項の振幅係数をFig. 2.2.3に示す。南北成分の振幅係数は観測点の緯度に対して、東西成分の振幅係数は観測点の経度に対して、それぞれ図示されている。この図で振幅係数の符号は年初(冬)における符号を表す。この図から、南北成分では、南側の観測点が夏に南へ、冬に北へ変位し、北側の観測点が夏に北へ、冬に南へ変位するような季節変動をしていることがわかる。つまり、観測網全体が南北方向に夏に伸び、冬に縮みとなる変化をしていることに相当する。一方、東西成分は、西側の観測点が夏に東へ、冬に西へ変位し、東側の観測点が夏に西へ、冬に東へ変位するような季節変動をしており、全体としては東西方向に夏に縮み、冬に伸びとなる変化をしている。振幅係数の空間変化率を、振幅係数が経緯度の1次式で表されるとして求めると、最大変化

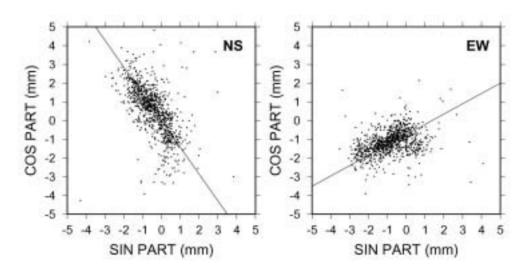


Fig. 2.2.2 Relations between coefficients of sine and cosine part of annual variation derived from the data of 2001 to 2002.

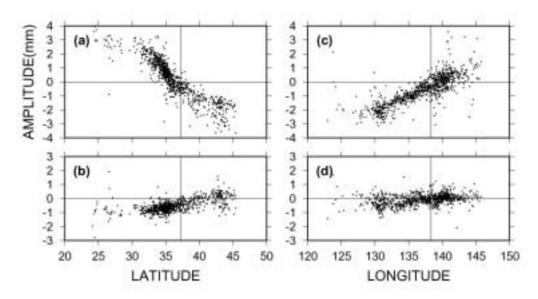


Fig. 2.2.3 Amplitudes of annual (a, c) and semi-annual (b, d) variations of latitudinal (left) and longitudinal (right) components derived from the data of 2001 to 2002.

方向は,南北年周振幅係数ではN40°E-S40°W方向,南北半年周振幅係数ではほぼ緯度方向,東西年周・半年周振幅係数ではほぼ経度方向となった。また,南北成分の年周振幅の変化率は約0.2mm/度,半年周振幅は約0.09mm/度,東西成分の年周振幅は約0.2mm/度,半年周振幅は約0.03mm/度となった。これらの量は極めて微小であり,数100kmの基線長でようやく振幅が1mmに達する程度であるので,それより狭い領域において変動を調べる場合にはほとんど問題にならないが,広い範囲における微小な変動を調べる場合には考慮しなければならない量である。

2000年より前の期間の全国的な年周パターンは概ね等方的なスケール変化で近似できる(畑中,2002)。しかし, 上述のように2000年以降の年周パターン変化では南北成分と東西成分で季節による伸縮の符号が逆になり,南北成分 については従来の年周パターンを強める向き,東西成分については打ち消す向きに生じており,等方的なスケール変 化では説明できない。年周パターン変化の振幅が全国観測網の全体にわたって系統的に分布する特徴をもっているこ

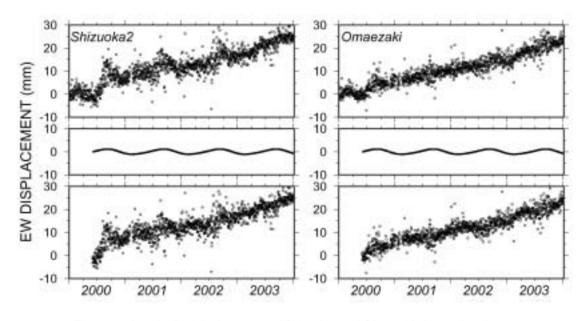


Fig. 2.2.4 Longitudinal displacements of Shizuoka2 and Omaezaki observation sites.

とから,この変化は実際の地殻変動によるものではなく,観測・解析上の原因によるものではないかと考えられる。ただ,各観測点の座標時系列データを細かく見てみると,観測網全体に系統的に分布する成分(以下,全国共通成分と呼ぶ)だけでは,年周パターン変化の影響を十分には考慮できない。その例として,Fig. 2.2.4に,静岡 2 (93078) と御前崎 (93101) における座標変化の東西成分時系列を示す。上段に示した観測値に見られるように,静岡 2 では秋頃に上に凸(東へ変位)となる変化が特徴的に現れる。中段には,前項で求めた年周パターン変化の全国共通成分の静岡 2 における変化を示している。上段の観測値と比較すると位相は合っているが振幅が異なるため,下段にあるように半年周変化が取りきれずに残る。このような特徴的な半年周変動が周辺の観測点では見られないこと,2年間同じパターンを繰り返していることから,この期間に地殻変動が生じていたというよりは,解析上生じた誤差であると考えられる。一方,御前崎については元のデータがほとんど直線的に変化しているので,年周パターン変化の全国共通成分を引き去ると残差に逆向きの年周変動が現れてしまう。

このように年周パターン変化には全国共通成分とは別に観測点固有のものが存在する可能性がある。このことは,全国共通成分だけで補正することは必ずしも十分ではないことを意味する。しかし,スローイベントや大地震の余効変動のような非定常な地殻変動が観測されている観測点では,年周パターン変化と非定常な地殻変動の時間的なゆらぎを区別することが難しいため,観測値から年周パターン変化の観測点固有成分を評価し,同時に非定常変動の時間的なゆらぎを正確に捉えることには限界がある。したがって,非定常な地殻変動の時間的なゆらぎを検出するには,何か別の方法で年周パターン変化を評価する必要がある。

2.2.4 年周パターンの年々変化

ここまでは1998~1999年と2001~2002年のデータとの差から年周パターン変化をみてきた。しかし、Fig. 2.2.1に示されている南北成分の時系列をみると、2001年よりも2002年、2003年の振幅が大きくなっているように見える。そこで2001年と2002年のそれぞれ1年間のデータについて南北成分の年周パターンを解析した結果をFig. 2.2.5に示す。解析期間が短いが、やはり経緯度の1次式で近似できるような全国的に共通の傾向が見られる。2001年には0.1mm/度であった年周振幅の空間変化率が2002年には0.4mm/度と大きくなり、半年周振幅の空間変化率は逆に0.2mm/度から0.0mm/度と小さくなるという違いが見られた。その結果、2001年には半年周変化が卓越していたが、2002年には

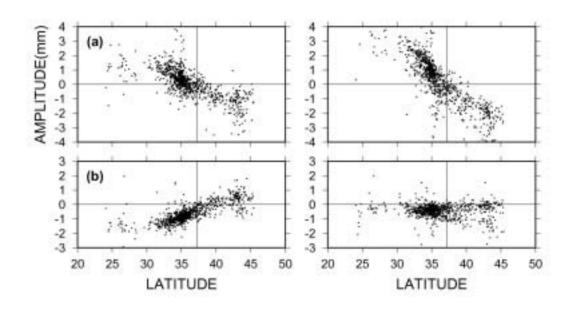


Fig. 2.2.5 Amplitudes of annual and semi-annual variations of latitudinal components derived from the data of 2001 (left) and 2002 (right).

年周変化が大きく卓越するようになった。2000年頃を境に見られる年周パターン変化は,2000年より前のある安定した年周パターンから2000年頃を境に別の安定した年周パターンへ切り替わったということではなく,年ごとに変化している不安定な年周パターンが明瞭に見られるようになったということなのかもしれない。

なお、2003年には宮城県沖の地震(5月26日、M7.1)、宮城県北部の地震(7月26日、M6.4)、そして平成15年(2003年)十勝沖地震(9月26日、M8.0)といった広い範囲で大きな地殻変動を伴う大地震が連続して発生したため、地震時ステップを補正できたとしても、北海道・東北地方の観測点で余効変動による地殻変動データのゆらぎが見られる。また、2002年秋から2003年夏にかけての期間には、ほぼ全部の観測点でアンテナ交換が行われたほか、レドームの設置や交換、解析時のアンテナ高設定パラメータの変更が行われた。これらの作業によって生じたデータのシフトについては概ね補正可能であるが、アンテナ機種が変わったことによって年周パターンが変わった可能性がある。一例として、Fig. 2.2.3に示した静岡 2 観測点の東西成分の変動が挙げられる。前述したように静岡2の東西成分には秋頃に上に凸となる変動が特徴的に見られていたが、2003年には小さくなっている。そのほかにも上下変動の振幅が小さくなったように見える観測点もある。以上のことから、2003年の年周パターンを精密かつ正確に求めることは困難であり、2004年以降のデータについて経過を見ていく必要がある。

2.2.5 まとめ

GEONETの1日値座標データに見られる年周的な季節変動パターンを詳細に調べた結果,2000年以降の年周パターンがそれ以前のものに比べて,南北成分でその振幅が大きくなり、東西成分ではその振幅がやや小さくなっていることがわかった。この振幅変化は,南北成分が緯度に,東西成分が経度に依存するように,観測網全体に系統性をもって分布しており,その系統性から観測や解析上で生じている現象と考えられる。しかし,その原因は今のところ明らかではない。さらに,この年周パターン変化は,観測点ごとに固有な成分があったり,年ごとに変化量が異なったりするなど,複雑な様相を示す。

地殻変動を見いだすために,年周パターンが年ごとに有意には変化しないと仮定して,年周パターンを近似的に表現する三角関数をデータにあてはめて除去するという簡易な方法が従来からしばしば行われている。しかし、微小ではあるが年周パターンが変化していることは,異なる季節間で極めて微小な変動を検出しようとするような場合にはこの仮定が成り立たないことを示しており,そのような地殻変動解析の際には注意が必要である。 (山本剛靖)

参考文献

- 畑中雄樹,2002:GEONET新解析結果による座標値の季節変動成分の評価,地球惑星科学関連学会2002年合同大会 予稿集,D058-003.
- Murakami, M. and S. Miyazaki, 2001: Periodicity of strain accumulation detected by permanent GPS array: possible relationship to seasonality of major earthquakes1 occurrence, *Geophys. Res. Lett.*, **28**, 2983-2986.
- Sagiya, T., S. Miyazaki and T. Tada, 2000: Continuous GPS array and present-day crustal deformation of Japan, *PAGEOPH*, **157**, 2303-2322.
- Tsuji, H., Y. Hatanaka, T. Sagiya, and M. Hashimoto, 1995: Coseismic crustal deformation from the 1994 Hokkaido-Toho-Oki earthquake monitored by a nationwide continuous GPS array in Japan, *Geophys. Res. Lett.*, **22**, 1669-1672.

2.3 東海地域の検潮所におけるGPS観測

2.3.1 はじめに

平成6~10年度に実施した特別研究「南関東地域における応力場と地震活動予測に関する研究」では,つくばの気象研究所構内のほか,布良検潮所(千葉県)と岡田検潮所(伊豆大島)にGPS観測点を設置して検潮との比較観測を行い,その結果,検潮で観測されている最近の傾向とほぼ同様の布良の沈降と岡田の隆起傾向をGPSで観測した(気象研究所地震火山研究部,2000)。本特別研究では,東海地域の地殻変動を支配するフィリピン海プレート北端部の挙動を引き続き把握するため布良と岡田におけるGPS観測を継続するとともに,2000年に内浦,清水港及び御前崎検潮所(いずれも静岡県)に新たにGPS観測点を設置して観測を開始した。さらに2002年には,東海スローイベントの状況を把握するため,静岡県西部の舞阪検潮所にもGPS観測点を設置して観測を開始した。

本節では、これらのGPS観測の解析結果を用いて、GEONETのデータとの比較により両データの信頼性について検討すると共に、検潮データとの比較を行って、東海地域における観測期間内の上下変動の傾向について調べた。

2.3.2 GPS観測と基線解析

GPS観測点の位置をFig. 2.3.1に示す。GPSアンテナは検潮所の屋上に基台を設け,その上に設置した。使用したGPS受信機はTrimble 4000SSE, 4000SSi, 及び5700である。使用したアンテナはTrimble Micro Centered型アンテナで,グランドプレーンを付けているがレドームは付けていない。布良及び岡田の設置状況については気象研究所地震火山研究部(2000)に写真で示されており,東海地域に設置した各観測点は布良と同じステンレス・パイプ型のアンテナ基台である。

観測データは,1日1回,電話回線を通じて気象研究所に回収された後,IGSの予報暦を用いた解析が観測翌日に,最終精密暦を用いた精密解析が約3週間後に行われる。ここまでの手順は専用ソフトウェア(GARD2)によって自動的に行われる。なお,観測期間中の2000年7月につくば・布良両観測点,2001年7月につくば観測点の受信機とアンテナが雷による故障のため,また,2002年8月には岡田観測点の受信機の熱暴走とみられる故障のため,それぞれ

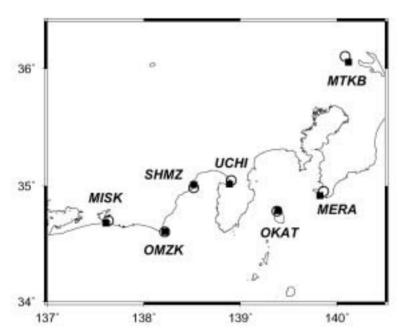


Fig. 2.3.1 Location of GPS observation sites in Tokai and South Kanto areas. Solid squares denote the site established by MRI and open circles denote the neighboring sites of GEONET.

長期の欠測となった。また,御前崎観測点は通信回線の不安定や断線のため,設置直後から2001年頃までたびたび欠測となった。

本報告では、この自動解析とは別に、Bernese GPS Software ver.4.2 (Hugentobler et al., 2001)を使用して新たに行った解析結果を示す。まず、気象研つくば観測点(MTKB)を解析基準点として使用するための準備として、IGSのつくば観測点(TSKB)を基準としてMTKBとの間で基線解析を行い、後者の座標を精密に決定した。そして、決定された座標データから期間全体の平均変位を求めてこれをMTKBの基準座標値とし、この値を基準として東海・南関東地域の各GPS観測点との基線解析を行った。いずれの解析も、座標系はITRF1997を用い、衛星軌道情報と極運動情報はIGSによる最終精密解を使用した。対流圏伝搬遅延推定に際してはNiellのマッピング関数(Niell、1996)を用い、天頂方向遅延量を3時間ごとに推定した。アンテナ位相情報としては標準値(IGS 01.PCV)をそのまま用いた。

2.3.3 つくば観測点座標の比較

気象研つくば観測点(MTKB)の基準座標値を求めるために行った基線解析の結果について述べる。基線解析に使用したのは,現行の1日24時間観測が開始された1996年10月16日から2002年12月31日までの約6年間のデータである。基線解析の結果であるMTKBのITRF97系での南北・東西・上下各座標変化をFig. 2.3.2に示す。データが途切れているのは,MTKB側の欠測のためである。2000年7月2日から10月13日までと2001年6月7日から7月12日までの欠測期間は,いずれも雷によるアンテナの故障に伴うもので,復旧のためにアンテナを交換している。2001年の欠測期間を挟む前後で東西成分が約1cm西向きにずれており,時期的にはアンテナ交換の影響であると思われるが,アンテナ

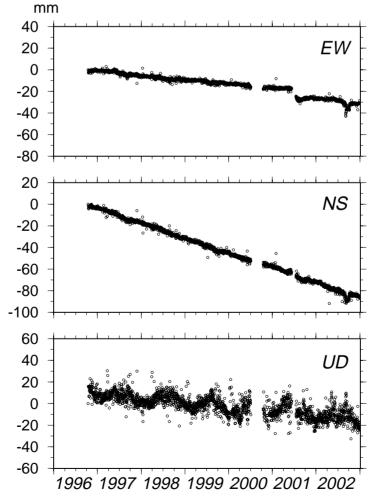


Fig. 2.3.2 Coordinate changes of the MRI's Tsukuba observation site (MTKB) from 1996 to 2002, based on IGS Tsukuba observation site (TSKB).

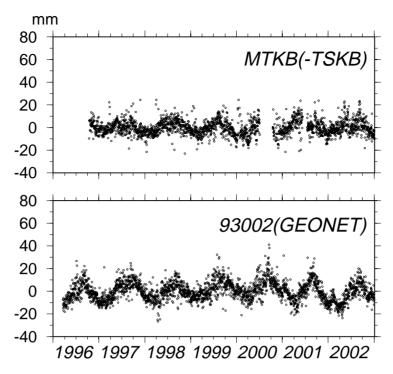


Fig. 2.3.3 Up-down components of coordinate changes of MTKB based on TSKB and Yasato (93002) in GEONET.

基台の構造上,設置誤差としては大きすぎる値である。それを除くと水平成分の経年変化はほぼ一様で,南に14 mm/yr,西に4 mm/yrの速度で変位している。TSKB(ITRF97)との相対変位はほとんどないが,2002年9月頃に南向きかつ西向きのやや大きなゆらぎが見える。同じ2002年秋頃にSOPAC(Scripps Orbit and Permanent Array Center)によるTSKBのグローバル座標解でもゆらぎが目立つことから,この時期のTSKBのデータになんらかの問題があったのかもしれない。

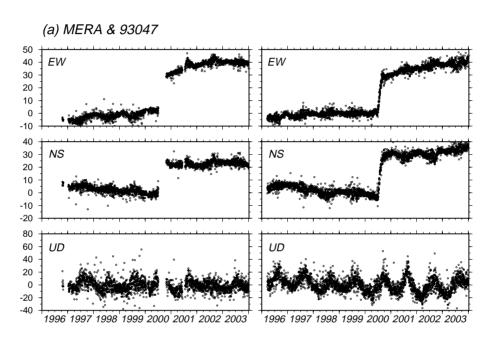
一方,上下成分にはTSKBに対してMTKBが相対的に夏に上昇,冬に下降する向きの年周的な季節変動が見られる。この変動がどちらの観測点によるものか検討する。GEONET座標データには共通して年周的な上下季節変動が見られる。これは基準としている国土地理院構内の観測点が季節変動しているために,その他の観測点に見かけ上現れている可能性がある(Hatanaka et al., 2003)。この上下季節変動の原因として,つくばにおける地下水位変動に伴う地盤変動が考えられている(宗包ほか, 2003)。Fig. 2.3.3に,TSKBを基準としたMTKBと,GEONETつくば観測点(92110)を基準としたGEONET八郷観測点(93002)の上下変化を示す。いずれも直線的な変化は除去してある。図に示した期間内の平均的な年周変動の全振幅は,MTKBで約12mm,八郷で約20mmと異なる。また,国土地理院構内点の側が夏季に沈下する傾向は一致しているが,その位相は若干ずれていて,MTKBの変動の方がやや早く極値をとる。もし20mmの年周変動がすべて国土地理院構内側で起きているとすれば,MTKBはその半分程度の振幅の変動を生じていることになる。このように同じつくば市内であるが約6.4km離れた国土地理院構内と気象研構内との間には相対的な上下変位があり,国土地理院構内の方の振幅が大きい可能性があり,その原因となる現象の空間的な広がりを考える上でひとつの情報となりうるだろう。

2.3.4 最寄りのGEONET観測点との比較

次に,東海・南関東地域の観測点の結果について述べる。基線解析の結果の妥当性を調べるため,気象研観測点の結果を最寄りのGEONET観測点の結果と比較した。最寄りのGEONET観測点として採用したのは,布良に対して館山(93047,基線長5.3km),岡田に対して大島1(93051,基線長1.1km),内浦に対して沼津(960626,基線長3.7km),

清水港に対して静岡清水市2(950296,基線長2.8km),御前崎に対して御前崎(93101,基線長0.7km),舞阪に対して雄踏(93100,基線長3.1km)の各点である。GEONETの観測点は国土地理院構内に受信機の種類ごとに設けられた観測点を基準として解析され,それらの基準観測点はTSKBからの基線解析を通じて結合されている。前述したように気象研の観測網が基準としたMTKBもTSKBに結合したため,TSKBを通じてGEONETの結果と直接比較できると考えられる。また,GEONETの座標解には2002年秋から2003年夏にかけて実施されたアンテナ交換などの人為的作業によってステップが生じ,そのデータの連続性が問題となったが,同じ期間に気象研の観測点ではシステムに変更がなく,データの連続性は保たれており,気象研の観測点で得られたデータを基準としてGEONET観測点の結果を見ることで後者のデータの連続性を検証できる。

気象研の観測点とGEONET観測点のデータをFig. 2.3.4に示す。変化の詳細を見られるよう,両者ともGEONET観



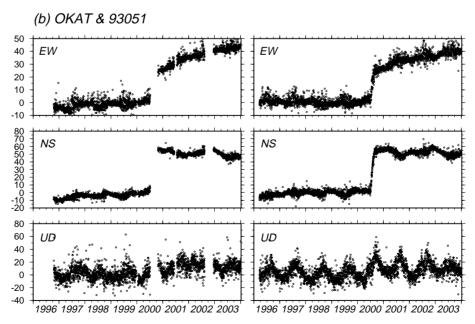


Fig. 2.3.4 Coordinate changes of the MRI's observation sites (left) and the neighboring sites of GEONET (right). (a) Tatekaya and Mera, (b) Oshima1 and Okata, (c) Numazu and Uchiura, (d) Shizuoka-Shimizu-shi2 and Shimizu-minato, (e) Omaezaki and MRI's Omaezaki, (f) Yuto and Maisaka

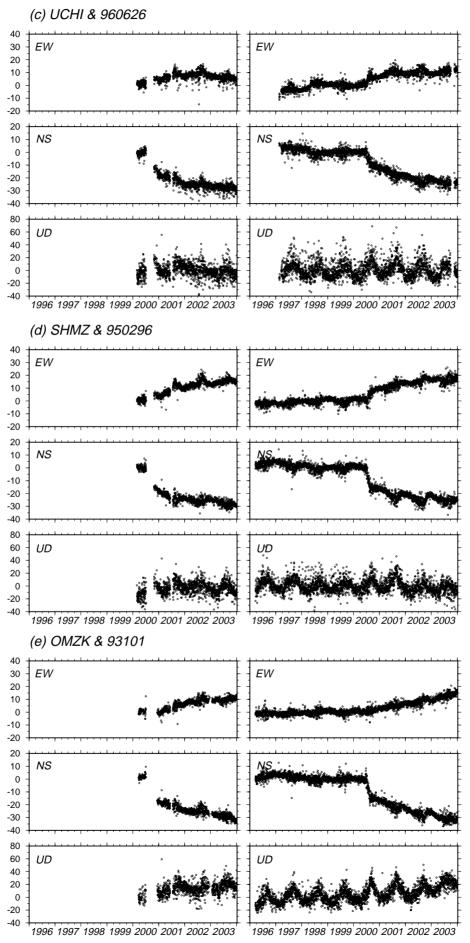


Fig. 2.3.4 (continued)

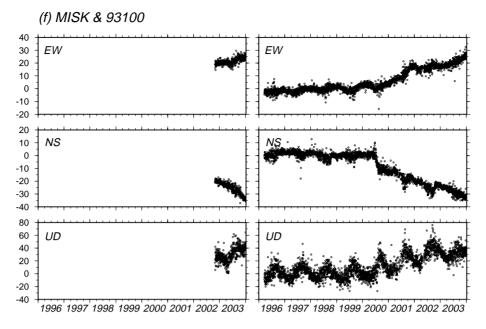


Fig. 2.3.4 (continued)

測点の1998~1999年の平均変位速度を除去してある。両者の日々のばらつきはほぼ同じ程度である。水平変位のトレンドはかなりよく一致する。布良・岡田に見られる2000年夏の伊豆諸島北部イベントに伴う地殻変動も両者でほぼ同じ程度である。水平変位に比べて上下変位は局所性の影響を受けやすいので直接の比較は難しいと思われるが、ここで比較している6箇所については極端に違う結果は見られない。

一方,年周的な季節変動の様相は互いに異なっている。気象研観測点の東西成分には秋頃に上に凸となる特徴的な変化が見られる(たとえばFig. 2.3.4(a))。上下成分ではGEONET観測点の季節変動が大きく,振幅は気象研観測点の

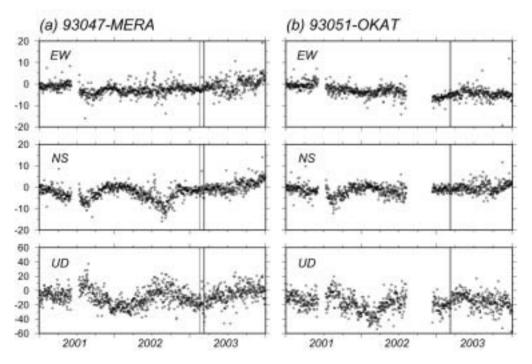
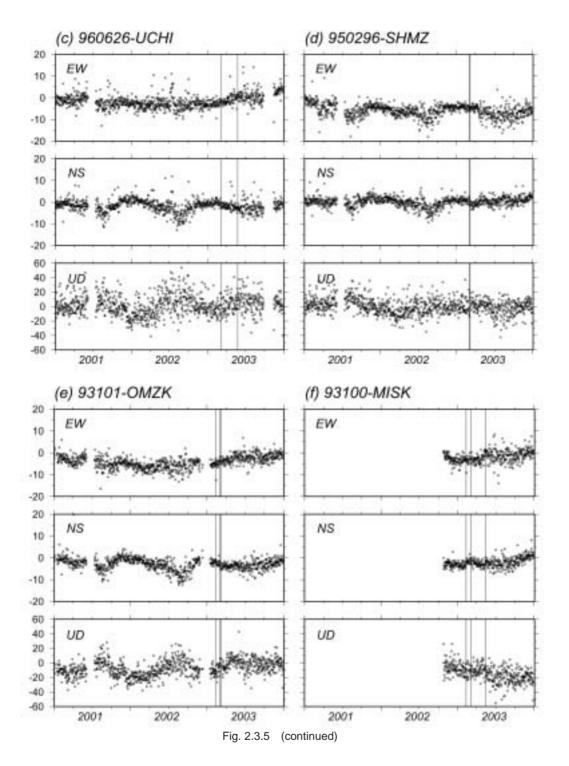


Fig. 2.3.5 Differences of coordinate changes between MRI 's site and GEONET site.

(a) Tatekaya and Mera, (b) Oshima1 and Okata, (c) Numazu and Uchiura,

(d) Shizuoka-Shimizu-shi2 and Shimizu-minato, (e) Omaezaki and Omaezaki, (f) Yuto and Maisaka



2 倍になっている。GEONET観測点の座標変化から気象研観測点の座標変化を引いた両者の座標差変化をFig. 2.3.5に示す。図中の縦線はGEONET観測点のアンテナ交換等があった日を示している。アンテナ交換等によるデータのシフトは、比較する前に補正されている。東西成分には明瞭な季節変動は認められないが、南北及び上下成分では明瞭に認められる。南北成分の季節変動には夏季8月~9月頃に南向き変位の極値をとる特徴があり、2002年には11~12月頃にかけて急激に北向き変位の戻りが見られる。全振幅はおよそ10mmである。2003年にはそのような特徴的な季節変動ではなく、全振幅が高々5mm程度の緩やかな季節変動が見られる。上下成分の特徴も南北成分とほぼ同様で、8~9月頃に上昇の極値をとる、全振幅がおよそ20mmの季節変動を示す。2003年の季節変動は明瞭ではない。また、静岡清水市2(GSI)-清水港(MRI)の座標差には2001から2003年までの各年とも特徴的な季節変動が見られないが、これは他の点で見られる季節変動がないことを示しているのか、それとも逆向きの局所的な季節変動があってそ

れによって打ち消されているのか,区別がつかない。

気象研の観測点とGEONETの観測点との間で季節変動の様相が異なるのは、それぞれの2観測点間で生じた実際の変動とは考えられず、解析上生じたなんらかの系統誤差であると思われる。上下成分についてはそれぞれの基準点の季節変動に違いがあることの反映と考えられるが、南北成分についてはそれぞれの基準点の間でこのように明瞭な季節変動の違いは見られない。南北成分についての一つの可能性は、上下成分の季節変動が基線解析の過程で南北成分にも紛れ込んだということである。もう一つの可能性は、一度に解析する観測網の規模の違いのため、広域の観測点を解析するGEONETがより南にある観測点の季節変動に引きずられるように東海地域の観測点にもその変動を配分したということである。

2003年の季節変動振幅が、それまでより小さくなっているのは現象としての変化によるものか、GEONETのアンテナ交換等の影響なのかについては現時点では区別がつかず、2004年以降のデータの蓄積を待つ必要がある。

2.3.5 上下変動と検潮記録との比較

次に,GPS観測と検潮で得られた最近の上下変動を比較する。Fig. 2.3.6は東海・南関東地域に設置されている各検 潮所の潮位観測及びGPS観測から得られた相対的な地盤変動(上向きが地盤上昇)を1997年から2003年の期間につい て示している。検潮データが得られている期間はFig. 2.3.6に示した期間よりはるかに長いが,ここではGPS観測データが得られている1997年以降についてのみ示した。相対変動を求める組み合わせは海況変動の共通性を考慮して,岡田-布良,清水港-内浦,御前崎-内浦,及び舞阪-御前崎とした。

気象研究所地震火山研究部(2000)は,南関東地域の潮位記録を解析して,岡田-布良の相対変動量が1990年代に入

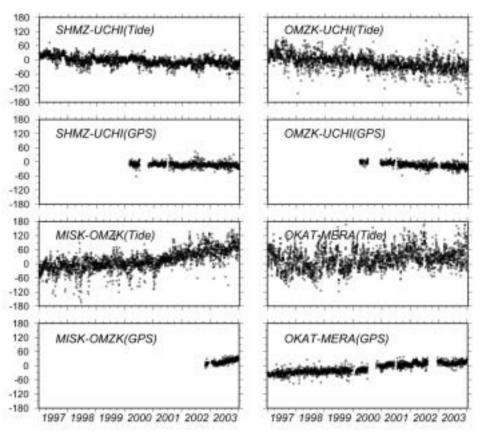


Fig. 2.3.6 Relative up-down components of coordinate changes of the tide gauge station and GPS observation sites (Shimizu-minato - Uchiura, Omaezaki - Uchiura, Maisaka - Omaezaki and Okata - Mera) in the Tokai and South Kanto regions.

って大きくなったこと,1997~1998年頃の平均変化速度が 6 mm/yr程度で岡田が相対的に隆起したことを示した。潮位観測データから Fig. 2.3.6に示している 1997~2003年の7年間の平均的な上下変位速度を求めると,布良に対して岡田が平均 $5.9 \, \text{mm/yr}$ で上昇している。 GPS観測からは期間の中ほどに布良のアンテナ交換に伴うと見られるくいちがいが見られるので,この時期を境に前半・後半に分けて平均変位速度を求めると,いずれの期間とも $5.0 \, \text{mm/yr}$ となり,潮位観測から求めた値とほぼ一致する。したがって,1990年代中頃からの布良に対する岡田の隆起傾向がそのまま維持されていることを示している。

駿河湾内の3観測点(内浦,清水港,御前崎)の相対変動について,GPS観測から得られた2001~2003年の3年間の平均的な上下変位速度は,内浦を基準として清水港で-1.9mm/yr,御前崎で-5.8mm/yとなった。一方,潮位観測から得られた同じ3年間の平均的な上下変位速度は,清水港で-0.8mm/yr.,御前崎で-4.0mm/yrとなり,GPS観測から得られた値と比べるといずれも若干(1~2mm/yr)小さい。期間を広げて1997~2003年の7年間の平均的な上下変位速度を求めると,清水港は-4.7mm/yr,御前崎は-8.2mm/yrとなり,最近3年間の傾向と比べるといずれも4mm/yr程度大きい。国土地理院(2004)は,潮位観測と水準測量の結果を用いて,駿河湾周辺の1976年~2003年(6月まで)の期間における平均的な上下変動速度を求めている。それによると,内浦(検潮所及び水準点)を基準とした御前崎(検潮所及び水準点)の上下変位速度は,潮位観測から-8.3mm/yr,水準測量から-8.0mm/yrであった。上述した1997年以降の上下変位速度-8.2mm/yrはこれらの値とほぼ一致しており,最近7年間の平均変位速度はさらに長期の傾向と整合的であるといえる。

Fig. 2.3.6を見ると,潮位観測から得られた舞阪 - 御前崎間の相対変位は期間の前半と後半とで傾向が異なるように見える。そこで,それぞれの期間について平均変位速度を計算したところ,前半(1997~1999年)が8.2mm/yr,後半(2001~2003年)が24mm/yrとなった。一方,GPS観測から得られた平均変位速度は2003年の1年間ではあるが22mm/yrとなり,潮位観測から計算された後半の平均変位速度とほぼ一致する。後述する(2.7節)ように,東海地域では2001年頃からスロースリップイベントが継続しており,それに伴う非定常な上下変位は浜名湖東側付近を中心とする隆起で特徴づけられる。舞阪はほぼ隆起の中心域に位置しているので,潮位観測から得られた隆起速度の増大はスロースリップに起因するものと考えられる。また,清水港と御前崎の内浦に対する最近3年間の沈降速度が長期的な傾向より減少していることも,同じくスロースリップによるものと考えられる。

以上,各区間で見てきたように潮位観測とGPS観測で得られる上下変位は,数年程度よりも長い期間の平均速度ではほぼ一致する。しかし,それよりも短い期間では様々な要因による誤差のために必ずしも一致しない。より短い時間間隔で上下変動を検出するためには,検潮・GPS双方の誤差要因についてさらに検討していく必要があろう。

2.3.6 まとめ

つくば市の気象研究所構内(MTKB)及び東海地域の検潮所にGPS観測点を設置して観測を行った。取得したデータを,TSKBに結合するなどGEONETに準じた手順で基線解析し,求められた座標データを最寄りのGEONET観測点の座標データと比較して両者の整合性を検討した。TSKBを基準としたMTKBの相対変動には上下成分に年周的な季節変動が見られ,双方の季節変動振幅の差を反映しているものと考えられる。東海地域の観測点の比較では,上下成分に加えて南北成分にも年周的な季節変動差が見いだされた。比較したほとんどの観測点に共通して見られることから,実際の相対変動ではなく,解析上生じたものであると考えられる。

GPS観測から得られた上下変位を検潮データと比較したところ,数年程度よりも長い期間の平均速度で見た場合には概ね一致し,東海スロースリップに起因すると考えられる舞阪検潮所における傾向変化が見いだされた。

(山本剛靖)

謝辞

検潮所におけるGPS観測は,東京管区気象台,銚子地方気象台,静岡地方気象台,館山測候所,大島測候所,御前崎測候所,浜松測候所の協力により行われている。ここに記して謝意を表す。

参考文献

- 国土地理院,2004:第215回地震防災対策強化地域判定会委員打合せ会国土地理院資料,29.
- Hatanaka, Y., T. Iizuka, M. Sawada, A. Yamagiwa, Y. Kikuta, J. M. Johnson and C. Rocken, 2003: Improvement of the analysis strategy of GEONET, *Bull. of Geographical Survey Inst.*, **49**, 11-37.
- Hugentobler, U., S. Schuer and P. Fridez, 2001 : Bernese GPS software version 4.2, Astronomical Inst., Univ. of Berne, 515p.
- 宗包浩志・飛田幹男・高島和宏・松坂 茂・黒石裕樹・眞崎良光,2003:地下水で動く電子基準点,日本測地学会第 100回講演会要旨,65-66.
- Niell, A. E., 1996: Global mapping functions for the atmosphere delay at radio wavelengths, *J. Geophys. Res.*, **100**, 3227-3246.
- 気象研究所地震火山研究部,2000: 南関東地域における応力場と地震活動予測に関する研究,気象研究所技術報告, 40,169p.

2.4 潮位データによる東南海・南海地震前後の上下変動

2.4.1 はじめに

東海地震予知の取り組みにおいては,前兆的な地殻変動の捕捉に大きな期待がかけられている。過去のプレート間巨大地震の直前に前兆的地殻変動が存在したかどうかを現在手にし得る限りの観測データを最大限活用して調べておくことは,プレート間巨大地震の短期的な予知の可能性を探る上で重要なことである。また,プレート境界の大地震に伴って顕著な余効変動の生じた例が,地殻変動連続観測や近年のGPSの解析に基づいて報告されている(例えば Kawasaki *et al*(1995), Heki *et al*(1997), Hirose *et al*(1999))。プレート間大地震発生後の地殻変動の詳細を明らかにすることは,プレート間相互作用の時間経過を解明する上で重要である。

想定される東海地震の震源域に隣接する地域で発生した1944年東南海地震については,この地震の前後に静岡県の掛川付近で実施されていた水準測量(越山,1976)により,地震発生の2日ほど前から前兆的な傾斜変動が観測されたことが報告されている(佐藤,1970;茂木,1982)。ここでは,1944年東南海地震,1946年南海地震直前の潮位記録について解析し,地震直前に前兆的地殻変動が見られたかどうか,地震後の余効変動の範囲や時間的な経過がどうであったかを考察する。

2.4.2 1944年東南海地震直前の潮位変化

潮位記録から上下方向の地殻変動を推定するためには、気圧、風、海流や海水密度など、気象および海沢の変化による潮位の変化を取り除かなければならない。しかし、1944年東南海地震、1946年南海地震が発生したのは戦争中および終戦直後であり、観測を継続できていた検潮所が少ないうえに、潮位資料も気象庁本庁などに集約されていないものもあった。海沢に関するデータもほとんどないため、絶対的な補正法は適用できない。相対的な補正法についても、津村(1963)の方法は同じ海域について充分な数の検潮所を必要とする(加藤・津村、1979)ため適用が難しい。津村(1957)は、気象および海沢の変化による潮位変化が、広い範囲に共通しているということを利用して、比較的近接した2点の潮位差をとって相殺させる方法を、月平均潮位、および日平均潮位について適用している。そこでこでは、BAYTAP-Gによる潮汐補正(石黒・他、1984)と検潮所近くの測候所などで観測された1日3~6回の気圧を補間して・10.0mm/hPaによる気圧補正を施し、その後で2つの検潮所間の潮位差をとるという方法によって、相対的な潮位変化を上下方向の地殻変動として把握することにする。

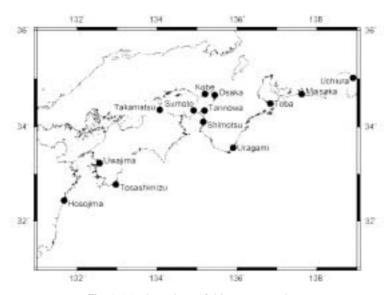


Fig. 2.4.1 Locations of tide gauge stations.

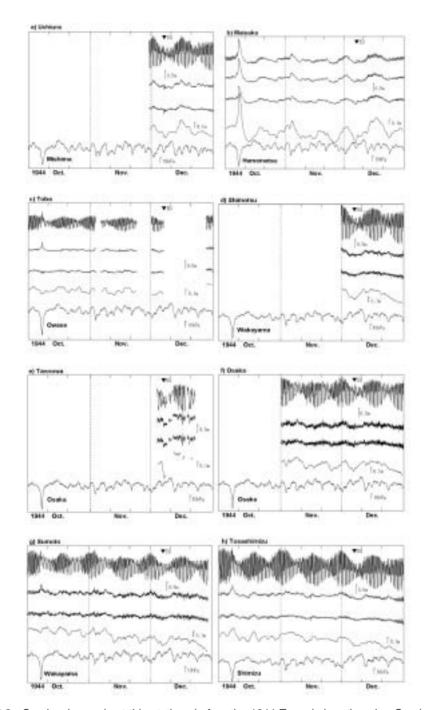


Fig. 2.4.2 Sea level records at tide stations before the 1944 Tonankai earthquake. Graphs from top to bottom in each figure present the original record, tide-corrected record, tide- and atmospheric pressure-corrected record, 25-hour moving average of the corrected record, and atmospheric pressure used for the correction.

用いたデータは、1944年10月から地震の発生した12月までの3ヶ月間の毎時潮位である。ここで使用した観測点は、Fig. 2.4.1に示す観測点のうち内浦、舞阪、鳥羽、下津、淡輪、大阪、洲本、土佐清水の8点で、震源域付近の観測点は鳥羽と舞阪である。観測点毎に潮汐補正および気圧補正を行った補正結果をFig. 2.4.2に示す。上から順に毎時潮位原記録、潮汐補正を施したもの、更に気圧補正を施したもの、潮汐気圧補正後に25時間移動平均したもの、および気圧補正に用いた気圧である。舞阪は前兆的な傾斜変化が観測された掛川に最も近い観測点だが、潮汐成分が小さく、気圧補正の効果もあまり見られないなど、この期間のデータには問題があるため潮位差解析には使用しない。他の地点では、潮汐成分は期間の短い淡輪を除きほぼ良好に除去され、気圧の影響も有効に補正されていることがわかる。記録が残っていた8点の中で、3ヶ月間ほぼデータがそろっているのは舞阪、洲本、土佐清水のみで、内浦、下津、

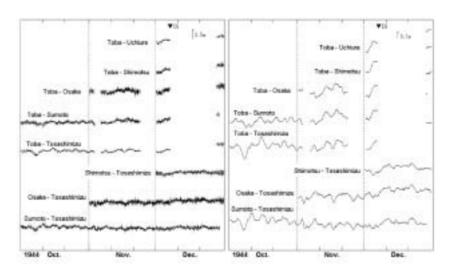


Fig. 2.4.3 Differences of sea level between two stations. The left figure represents the difference of the records after corrections of the effects due to tide and atmospheric pressure, and the right figure illustrates the 25-hour moving average of the difference in the left figure.

淡輪でデータが存在するのは12月のみなど,戦争中で潮位観測の維持,その後のデータ保管に困難さがあったことを示している。

2点間の組み合わせのうち,震源域に近い鳥羽と他の観測点との潮位差を中心にFig. 2.4.3に示す。左側の図は潮汐・気圧補正後に潮位差をとったもの,右側の図は潮汐・気圧補正して25時間移動平均後に潮位差をとったものである。東南海地震前数日間に鳥羽の潮位が他の地点に対して相対的に10cm余り上昇しているが,地震前2ヶ月間のデータがある鳥羽と洲本の潮位差や鳥羽と土佐清水の潮位差を見ると,同程度の大きさの変化が他にも何回か見られ,とりたてて大きな変化ではないことがわかる。この変化が前兆的な地殻変動を表しているとは,このデータからは言えない。

2.4.3 1946年南海地震直前の潮位変化

1946年10月から地震の発生した12月までの3ヶ月間の毎時潮位について,前節同様に潮汐補正および気圧補正を行った。ここで使用した観測点は,Fig. 2.4.1に示す観測点のうち内浦,舞阪,浦神,下津,神戸,土佐清水,宇和島,細島の8点である。Fig. 2.4.4に補正結果を示す。上から順に毎時潮位原記録,潮汐補正を施したもの,更に気圧補正を施したもの,潮汐気圧補正後に25時間移動平均したもの,および気圧補正に用いた気圧である。潮汐成分は一部を除き良好に除去され,気圧の影響も有効に補正されていることがわかる。全般的に潮位の変動は各観測点で似通っていて,この期間では12月中旬の鍋底型の低下が特徴的である。

Fig. 2.4.5に浦神と下津の潮位差を示す。上側は潮汐気圧補正後に潮位差をとった記録,下側はこの潮位差の25時間移動平均である。潮位差は10月上旬の変化を除き安定しており,12月21日の地震直前に浦神の潮位が相対的に10cm ほど上昇していることが見てとれる。Fig. 2.4.6には地震前の期間を拡大し,浦神の原記録,潮汐気圧補正を施したもの,浦神と下津および浦神と内浦の潮位差の25時間移動平均を示す。浦神と下津の潮位差では,12月中旬に発生した鍋底型の潮位低下の大きさが両地点の間で違うことにより潮位差にも変化が現れているが,12月10日頃に低下した潮位差が次第に元のレベルに回復した。それに引き続いて地震の2~3日前にあたる18日から19日にかけて潮位差が明らかに上昇している。浦神の地震直前1日弱の記録がないため,12月18日からの変化が21日未明の地震前まで継続していたのか,更に加速するような現象が見られたのか,あるいは一時的な変化に過ぎなかったのかを知ることはできない。なお,潮位差が上昇したときに,潮汐気圧補正後の潮位に1日周期の変動が大きくなっており,何らかの関係

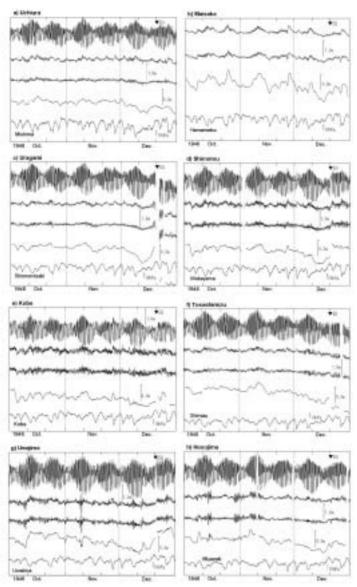


Fig. 2.4.4 Sea level records before the 1946 Nankai earthquake. From top to bottom the figure presents the original record, tide-corrected record, tide- and atmospheric pressure-corrected record, 25-hour moving average of the corrected record, and atmospheric pressure used for the correction. Tidal correction is not applied for the records at Maisaka.

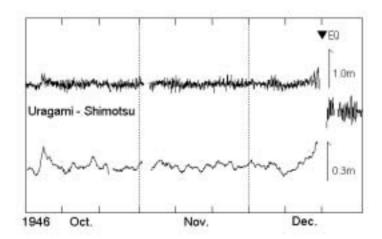


Fig. 2.4.5 Differences of sea level between Uragami and Shimotsu. The top graph depicts the difference of the records after corrections of the effects due to tide and atmospheric pressure, and the bottom graph shows 25-hour moving average of the difference.

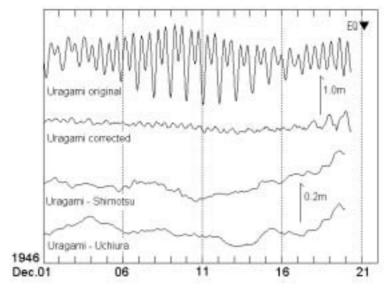


Fig. 2.4.6 Sea level records before the 1946 Nankai earthquake. From top to bottom, the figure indicates the original record at Uragami, tide-and atmospheric pressure-corrected record, 25-hour moving average of the difference of sea level between Uragami and Shimotsu, and that between Uragami and Uchiura

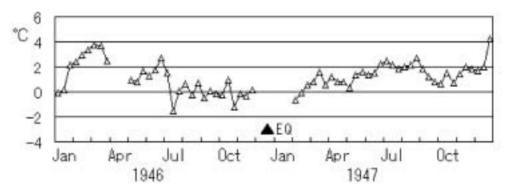


Fig. 2.4.7 Difference of water temperature between the west coast of Kushimoto and Owase.

があるのかもしれない。

津村(1957)は月平均潮位から浦神、串本間には著しい潮位変化の不連続が存在することを指摘した。一般に、黒潮が潮岬に接岸している場合には浦神は串本に対して相対的に潮位が下降し、黒潮が紀伊半島沖で南に蛇行している場合には両地点の潮位差は小さくなる。このため、南海地震直前の浦神での潮位の上昇が地殻変動を表していたかどうかを判断する上で、当時の黒潮の流路がどうであったかは重要な情報になる。竹内・諏訪(1999)は、黒潮が紀伊半島に接岸しているとき、潮岬西岸の水深約5mでの水温は東岸に比べ約2 ほど高く、離岸しているときには両者の水温はほぼ同じになることを報告している。当時の海水温の観測データとしては、串本検潮所とほぼ同じ位置の串本西岸での毎日の測定値と、熊野灘側の尾鷲における旬毎の値(旬平均値か10日に一度の測定値かは不明)がある。Fig. 2.4.7に南海地震前後2年間の串本西岸と尾鷲の旬毎の水温差を示す。残念ながら串本西岸の水温データは1946年12月から翌年1月にかけて欠測であるが、前後の水温差から地震発生時には両者の水温がほぼ同程度だった可能性が高いことが推測される。比較のため、最近3年間の串本西岸と尾鷲の旬平均水温の差と、海上保安庁水路部発行の海洋速報による潮岬から黒潮流軸中心部までの距離をFig. 2.4.8に示す。2000年前半のように、串本西岸と尾鷲の水温がほぼ同じになっている期間は、黒潮が潮岬から離岸していることがわかる。Moriyasu(1958)によれば、下津を含む紀伊水道の月平均潮位は串本と似た変動を示すので、浦神と下津の潮位差をとった場合、黒潮が海岸沿いに直線的に

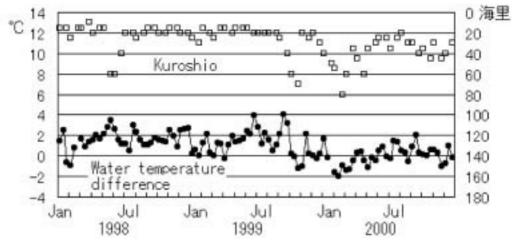


Fig. 2.4.8 Difference of water temperature between the west coast of Kushimoto and Owase (solid circle), and position of the Kuroshio axis measured from Cape Shionomisaki (open square).

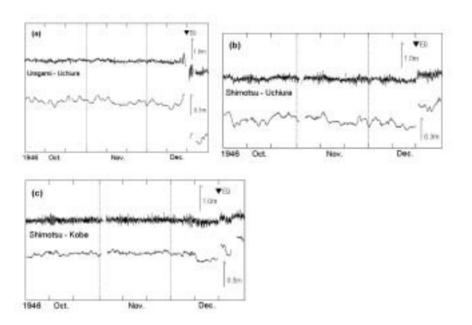


Fig. 2.4.9 Differences of sea level between two stations: (a)Uragami and Uchiura; (b)Shimotsu and Uchiura; (c)Shimotsu and Kobe. Each top graph plots the difference of the records after corrections of the effects due to tide and atmospheric pressure, and the bottom presents the 25-hour moving average of the difference.

流れている期間や、蛇行期間との移り変わりの時期には海況による影響が残る恐れがあるが、黒潮が蛇行している期間は、海況による変動は数日という比較的短周期のものまで相殺されると考えられる。以上のことから、南海地震発生前後には黒潮が潮岬から離岸していた可能性が高く、浦神と下津の潮位差に黒潮による影響が入りにくい時期であり、短周期的な変動は起りにくかったと推測される。

津村(1963)による気象および海沢の変化による潮位変化が共通している海域で、内浦は浦神と同じ領域に分類されている。内浦は浦神との距離は離れているものの、潮位差は黒潮の紀伊半島への接岸・離岸による影響を受けにくいものと考えられる。そこで浦神と内浦の潮位差でも地震の2~3日前からの変化が見られるか確認する。内浦についてはFig. 2.4.4に示すとおり潮汐・気圧補正とも効果的であり、浦神、下津同様12月中旬の潮位低下も見られる。Fig. 2.4.9に示した浦神と内浦の潮位差は、直線距離で約300km離れているにも関わらず、1946年10月から11月にかけて比較的安定している。Fig. 2.4.5の浦神と下津の潮位差において見られた10月上旬の変化はなく、一方Fig. 2.4.6から、地

震直前の12月18日から19日にかけての浦神潮位の相対的な上昇はここでも見られる。また,Fig. 2.4.9の下津と内浦,下津と神戸の潮位差では地震直前に相対的な変化が見られない。以上のことから,前述したように,地震の $2 \sim 3$ 日前からの潮位変化は浦神で発生していたと結論される。

2.4.4 1946年南海地震直前の前兆すべり

浦神における地震の2~3日前からの潮位上昇の原因としては、観測点周辺における地盤の沈降の他に、黒潮流路 の変動などの海況による可能性も今のところ除外できない。しかしここでは、潮位の上昇が地盤の沈降を示すものだ として、それがプレート境界上での前兆すべりによって生じたとすると、どこでどの程度の大きさのすべりがあった とすればその地殻変動が説明できるかを検討してみる。Fig. 2.4.10に,一例として浦神沖のプレート境界上に M_* にし て6.9規模のすべりが発生したときの理論的な上下変動をOkada(1992)の式により計算した結果を示す。このすべりに よって浦神付近で10cm程度の沈降,下津を含め他の潮位観測点では1mm程度の変化となり,浦神の潮位上昇を説明 することができる。このすべりの場所はMog(1968)やKanamor(1972)による南海地震の24時間以内の余震域,およ び羽鳥(1974)やTanioka and Satake(2001)による津波波源域の東端に位置しており,1944年東南海地震の24時間以内 の余震域や津波波源域に隣接している。また,上のすべり領域の位置は岡野・木村(1996)による南海地震の震央付近 にあたる。橋本・菊地(1999)による震源は潮岬南方沖約50kmで,気象庁(1982)のものと同じく陸から離れているが, 初動直後のサブイベントの位置は上のすべり領域の位置に近い。前兆すべりを想定した場所は東南海地震の震源域に 隣接し応力集中の起きやすい領域であること、南海地震の破壊開始点に近いことなどを考慮すると、そこで実際に前 兆すべりが発生したとしても不自然ではない。しかし、直前の地殻変動を示す可能性のある変化が観測されたのが浦 神1地点のみのため拘束条件は少なく, Fig. 2.4.10に示したすべりの位置及び大きさに関しては任意性が大きいこと に注意する必要がある。例えば、ここで示した領域の大きさは宇津(2001)による浅い地震のマグニチュードと各種パ ラメータとの標準的な関係によったが、すべり量を小さくしてすべり領域を海側に移動・拡大しても、浦神での変動 量を同様に説明することができる。

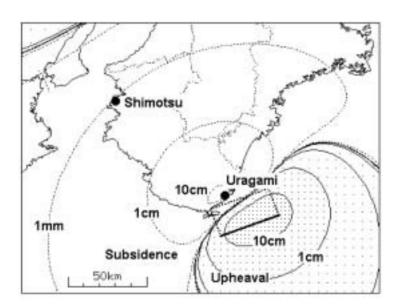


Fig. 2.4.10 A possible model of a precursory fault slip that explains the rise of sea level at Uragami before the 1946 Nankai earthquake. Fault parameters are: dimension 39 × 20km; depth of the fault center 18km; dislocation 1.2m; strike 250deg; dip 16deg; rake 120deg; seismic moment 2.8 × 10¹⁹Nm.

2.4.5 1946年南海地震後の余効変動

1946年南海地震時に顕著な地殻変動が認められなかった四国北部で1947~49年の大潮時に海水が侵入したことが知られており(高松地方気象台,1950),河角(1956)は潮位記録や海岸調査によって四国北部で広範囲な地盤の沈降があったことを明らかにしている。Thatcher(1984)は,水準測量から四国北西部の顕著な沈降は1949~50年に発生した可能性を指摘し,Sagiya(1995)は潮位記録に基づいて,1947~50年に沈降が大きく進み,1950年以降は沈降速度が鈍ったものの1960年代まで続いたことを示した。地震後の変動を生じさせたメカニズムについて,Thatcher and Rundle (1984)は,南海地震直後の地殻変動は余効すべりにより,他の期間の地殻変動は概ね粘弾性モデルで説明できるとしている。鷺谷(1999)は南海地震後の四国地方の地殻変動が,震源域の深部延長上での余効すべりによるものであると推測している。

1946年10月から1950年12月までの4年3ヶ月間の内浦,浦神,下津,神戸,土佐清水,宇和島,細島の日平均潮位について,潮位観測点に近い測候所などの日平均気圧を用いて-10.0mm/hPaによる気圧補正をした。また,日平均潮位には潮汐による影響が10~20cm程度含まれているので,それらを除くために各観測点における推算潮位(気象庁,1999)を差し引いた。下津の補正には和歌山の推算潮位を使用している。Fig. 2.4.11に示した潮汐・気圧補正後の日平均潮位では,各観測点で共通した潮位の変動が見られ,この変動には海況の影響が入っていると推定される。以下では,2点間の相対的な潮位変動について検討する。

浦神,下津,神戸及び内浦の各観測点間の日平均潮位差と,それを月平均し更に7ヶ月移動平均したものをFig. 2.4.12に示す。浦神と下津の潮位差では,地震時の地殻変動に伴う潮位差の急変に引き続き,浦神の潮位が相対的に下がってゆく様子が明瞭に見られる。震源域から十分離れており,地震による地殻変動の影響を受けていないと考えられる内浦との潮位差で見ると,地震時には浦神では約50cmの地盤隆起,下津では約20cmの地盤沈降のあったことが読み取れる。浦神における地震後の変動に着目すると,浦神と下津の潮位差変動は地震直後の半年間ほどは急速で,

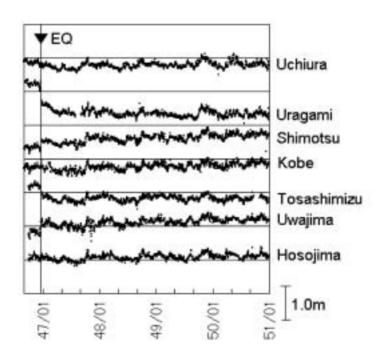


Fig. 2.4.11 Daily mean sea level at each station before and after the 1946 Nankai earthquake. Effects of astronomical tide and atmospheric pressure are corrected. We subtracted 50cm from the data of sea level at Uragami after September 1947, because an artificial offset of some 50cm was observed between July and September 1947.

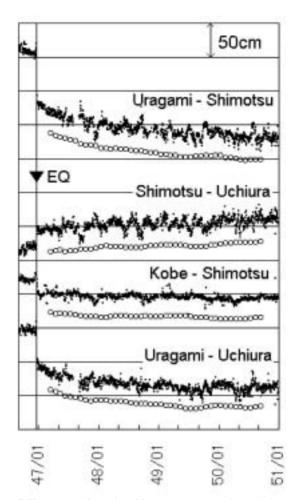


Fig. 2.4.12 Differences of sea level between two stations during a four-year period. Dots indicate daily mean value, and open circles indicate seven-month running averages.

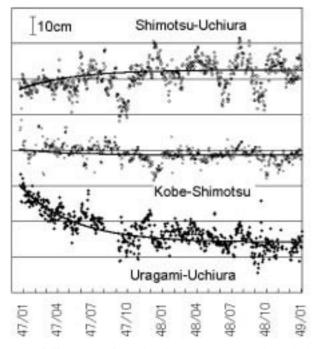


Fig. 2.4.13 Differences of sea level between two stations during two years after the Nankai earthquake. Fitted curves represent exponentially decaying functions with the same relaxation time of 139 days.

その後はゆっくりとした緩和的な変化が生じたことがわかる。同様なセンスの変動が浦神と内浦の潮位差でも見られ,潮位差の変動が主に浦神の潮位下降によるものであることを示している。Fig. 2.4.13は地震後から1948年までの期間を拡大表示したものである。浦神と内浦の潮位差変化から最小二乗法でその時定数を求めると4~5ヶ月となるが,この同じ時定数の緩和的変化で他の観測点間における潮位差の時間的推移もよく表される。浦神と内浦の潮位差からは,浦神潮位が相対的に地震後半年間に約25cm低下し,その後1950年までの3年半に更に20cm弱低下したことが認められる。一方,下津と内浦の潮位差はややばらつきが大きいが,地震後から下津の潮位上昇が見られ,地震後半年間の変化量は10cm弱,地震後から1950年までの変化量は約15cmである。また,神戸と下津の潮位差は比較的ばらつきが小さく,地震後から1950年までに,神戸の潮位が下津に対して相対的に10cm弱低下していることが見てとれる。この期間中に内浦で上下方向の地殻変動がなく,これらの潮位差変化が紀伊半島付近の地殻上下変動を示していると仮定すると,地震後の半年間に浦神は25cm程度隆起,下津は10cm弱沈降,地震後の4年間では浦神は約40cm隆起,下津は15cm程度沈降したと見積もられる。

四国西部から九州にかけての観測点である宇和島,土佐清水および細島,並びに内浦における潮位から求めた日平均潮位差と,それらを月平均し更に7ヶ月移動平均したものをFig. 2.4.14に示す。細島と内浦の間では地震時および地震後数年間に潮位差変化が見られないことから,震源域から離れた細島では内浦と同様,地震に伴う地殻上下変動がほとんどなかったと推定される。その細島との潮位差から,地震時に土佐清水で約30cmの地盤隆起,宇和島で約25cmの地盤沈降のあったことが読み取れる。一方,地震後から1947年までの期間を拡大したFig. 2.4.15の潮位差には,地震直後に変化の大きかった期間が存在した可能性は否定できないものの,Fig. 2.4.13の紀伊半島の観測点で見られたような地震後数ヶ月から数年間の明瞭な緩和的潮位差変化は見られない。しかし地震後から1950年までの期間について示したFig. 2.4.14では,土佐清水は宇和島に対して約15cm,細島に対して約10cmの潮位低下,宇和島は細島に対

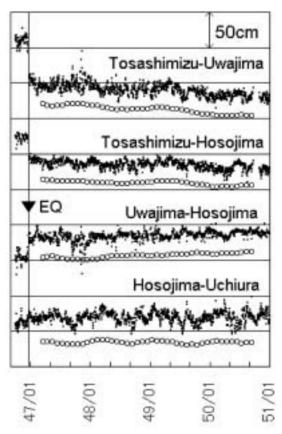


Fig. 2.4.14 Differences of sea level between two stations during a four-year period. Dots indicate daily mean value and open circles indicate seven-month running averages.

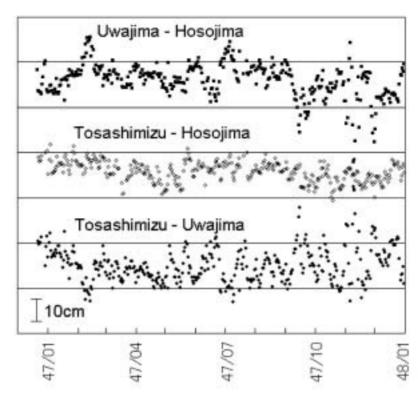


Fig. 2.4.15 Differences of sea level between two stations for a year after the Nankai earthquake.

して10cm弱の潮位上昇のあったことが見てとれる。対象期間中に細島で上下方向の地殻変動がなく,これらの潮位 差変化が地殻上下変動を示していると仮定すると,地震後の4年間で宇和島の地盤が10cm弱沈降,土佐清水が約 10cm降起したことになる。

Sagiya(1995)は,南海地震後に四国北部において広範囲な沈降が生じ,沈降速度は1950年まで急速で,その後減速したが1960年代まで続いていたことを高松と小松島(1950年までは豊益)の年平均潮位に基づいて明らかにした。これらの地点の潮位から沈降の半分以上は地震直後の5年程の間に起き,時定数は2~3年であることが見てとれる。この地殻変動を説明するために,鷺谷(1999)は四国下のプレート境界面上の,地震時にすべった領域より深いところで大きな余効すべりが生じたと推測している。また,水準測量データから求めた南海地震後約20年間(1947年から1968/71年)の上下変動速度についても図を示しており,その図から宇和島付近は約5mm/yearの沈降,土佐清水付近は0~5mm/yearの隆起が読み取れる。今回の潮位データによるこの両地点における地震後4年間の地殻上下変動量は,宇和島で10cm弱の沈降,土佐清水で約10cmの隆起であり,水準測量による地震後約20年間の上下変動量(0~5mm/year×20year=0~10cm)と同程度である。四国北部の沈降の半分以上が地震直後の5年程の間に生じたことを考慮すると,今回の潮位による調査で得られた地殻上下変動は水準測量結果と大きくは矛盾しない。

紀伊半島における南海地震後 2 年間の余効的な上下変動は,浦神,下津ともに地震時と同じ向きでそれぞれ30cm 強および10cm程度であり,両地点での隆起および沈降量の比が地震時とほぼ等しい。これらの地点での上下変動の原因がプレート境界上での余効すべりであるとすると,地震時に大きくすべった場所の全体か,もしくはその一部がすべったことによって生じたと考えられる。一例として,浦神と下津の間にM-7.4相当の余効すべりが発生したと考えたときの上下変動をOkada(1992)の式により計算した結果をFig. 2.4.16に示す。フィリピン海プレートの沈み込み角度が紀伊半島の南西海岸付近で急変している(Cummins・他,2001)ため,中村・他(1997)を参考に沈み込み角度の異なる二つのすべりを考えた。これらのすべりによって,浦神付近で30cm程度の隆起,下津付近で10cm程度の沈降,神戸付近で2cm程度の沈降を説明できる。この余効すべりの場所は,Tanioka and Satake(2001)によって津波の

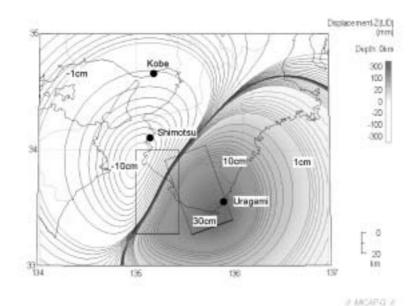


Fig. 2.4.16 A possible model of a postseismic fault slip that can explain the upheaval at Uragami and the subsidence at Shimotsu following the 1946 Nankai earthquake. Fault parameters are: (1:east) dimension 40x80km; depth of the fault top 25km; dislocation 1.2m; strike 250deg; dip 23deg; rake 120deg. (2:west) dimension 40x80km; depth of the fault top 25km; dislocation 0.6m; strike 270deg; dip 14deg; rake 140deg. Seismic moment for both (1) and (2) is 1.73 x 10²⁰ Nm.

解析から推定されている地震時に大きくすべった領域のうち深い部分にあたり、Hyndman et al(1995)による推定固着域の下限付近から遷移域に相当する。潮位観測点が北西から南東方向に並んでいるため、ここで示した余効すべりの場所は、それとは直交する南西から北東方向に関して、また海域となる南東方向の拘束は弱いが、下津の沈降を説明するためには、すべりの北端の位置に関してある程度の拘束がかけられる。また、浦神で見られた余効変動の時定数は4~5ヶ月であり、鷺谷(1999)が推測した四国下での余効すべりの時定数より明らかに短い。従って両者は同じすべりによるものではなく、南海地震後には異なった時定数を持つ少なくとも二つの余効すべりが別の場所で起きたと推測される。また、1949~50年の余効的な上下変動は、変化量が小さくなるものの、浦神、下津とも10cm程度と見積もられる。隆起および沈降量の比が地震時の変化と異なって両地点で同程度になるためには、余効すべりが地震直後よりも深いところで生じたと考える必要があり、余効すべりの場所が時間の経過とともに移動した可能性がある。このように時間と共に余効すべりの大きさや場所が変化することは、1964年アラスカ地震後の地殻変動についても報告されている(Cohen and Freymueller、2001)。海溝型巨大地震の場合には、地震時のすべりが大きかった部分や小さかった部分があるのと同様に、地震後の余効すべりも複数の場所で発生し、それらの時間経過も異なることがあると考えられる。

2.4.6 まとめ

1944年東南海地震,1946年南海地震前後の地殻上下変動について,潮位データを用いて解析した。その結果,1946年南海地震直前に紀伊半島南部の浦神で前兆すべりの可能性のある潮位変化が生じていたことがわかった。また,南海地震後に紀伊半島と四国とで時定数の異なる余効変動が発生していたことが明らかになった。潮位は気象や海況の影響を受けるため適切な補正を施す必要があり,地殻変動の観測手段としては弱点もあるが,水準測量や近年のようにGPS観測が頻繁に行われていない時代において,上下方向の地殻変動を連続的に把握できる数少ない貴重な資料である。当時の潮位資料に関する情報については小林・他(2002b)にまとめられている。 (小林昭夫)

謝辞

今回使用した潮位資料の収集にあたり,国土地理院,潮岬測候所,和歌山地方気象台,神戸海洋気象台,宇和島測候所,気象庁海洋気象情報室,気象庁統計室の皆様にお世話になった。特に海洋気象情報室の檜垣将和氏,野崎太氏にはデータ提供,および観測履歴の確認に関し多大な御協力をいただいた。和歌山県水産試験場,三重県尾鷲栽培漁業センターからは,それぞれ串本西岸,尾鷲市賀田の最近の水温データをいただいた。以上,記して厚く感謝します。

参考文献

- Cohen, S.C. and J.T. Freymueller, 2001: Crustal uplift in the south central Alaska subduction zone: New analysis and interpretation of tide gauge observations, *J. Geophys. Res.*, **106**, 11259-11270.
- Cummins, P. R.・馬場俊孝・堀 高峰・金田義行, 2001:1946年南海地震震源過程から推定された南海トラフ巨大地震に対するフィリピン海プレート形状の影響,地学雑誌, **110**, 4, 498-509.
- 橋本徹夫・菊地正幸,1999:地震記象から見た1946年南海地震の震源過程,月刊地球号外,24,16-20.
- 羽鳥徳太郎,1974: 東海・南海道沖における大津波の波源 1944年東南海,1946年南海道津波波源の再検討と宝永・安政大津波の規模と波源域の推定 ,地震 2 , 27 , 10-24.
- Heki, K., S. Miyazaki and H. Tsuji, 1997: Silent fault slip following an interplate thrust earthquake at the Japan Trench, *Nature*, **386**, 595-598.
- Hirose, H., K. Hirahara, F. Kimata, N. Fujii and S. Miyazaki, 1999: A slow thrust slip event following the 1996 Hyuga-nada earthquakes beneath the Bungo Channel, southwest Japan, *Geophys. Res. Lett.*, **26**, 3237-3240.
- Hyndman, R.D., K. Wang and M. Yamano, 1995: Thermal constraints on the seismogenic portion of the southwestern Japan subduction thrust, *J. Geophys. Res.*, **100**, 15373-15392.
- 石黒真木夫・佐藤忠弘・田村良明・大江昌嗣,1984:地球潮汐データ解析 プログラムBAYTAP-Gの紹介 ,統計数 理研究所彙報,32,71-85.
- Kanamori, H., 1972: Tectonic Implications of the 1944 Tonankai and the 1946 Nankaido Earthquakes, *Phys. Earth Planet. Interiors*, **5**, 129-139.
- 加藤照之・津村建四朗,1979: 潮位記録から推定される日本の垂直地殻変動(1951~1978), 地震研究所彙報,**54**,559-628.
- Kawasaki, I., Y. Asai, Y. Tamura, T. Sagiya, N. Mikami, Y. Okada, M. Sakata and M. Kasahara, 1995: The 1992 Sanriku-Oki, Japan, Ultra-Slow Earthquake, *J. Phys. Earth*, **43**, 105-116.
- 河角 広,1956:昭和二十一年十二月二十一日南海大地震当時及びその後に起った四国地方地盤変動の実態,四国地方総合開発審議会,3-16.
- 気象庁,1982:改訂日本付近の主要地震の表(1926年~1960年),地震月報,別冊第6号,気象庁,109p.
- 気象庁, 1999:海洋観測指針(第2部), 90pp.
- 小林昭夫・真砂礼宏・吉田明夫,2002a:1946年南海地震直前の浦神の潮位変化,測地学会誌,48,1,1-12.
- 小林昭夫・真砂 礼宏・吉田明夫・檜垣将和,2002b:1944年東南海地震前の潮位変化と当時の潮位資料,験震時報, 65,1-4,1-43.
- 越山敏郎,1976:国土地理院広報,第100号別冊,7-8.
- 中村正夫・渡辺 晃・許斐 直・木村昌三・三浦勝美,1997:西南日本外帯における地殻下地震の活動特性,京都大

学防災研究所年報,40,B-1,1-20.

Mogi, K., 1968: Development of Aftershock Areas of Great Earthquakes, 地震研究所彙報, 46, 175-203.

茂木清夫,1982:1944年東南海地震直前の前兆的地殻変動の時間的変化,地震2,35,145-148.

Moriyasu, S., 1958: On the Fluctuation of the Kuroshio South of Honshu (4) (The Influence of the Oceanographic Conditions upon the Monthly Mean Sea Level), 日本海洋学会誌, 17, 197-200.

Okada, Y., 1992: Internal deformation due to shear and tensile faults in a half-space, *Bull. Seis. Soc. America.*, 82, 2, 1018-1040.

岡野健之助・木村昌三,1996:南海地震に関連する四国およびその周辺地域の地盤変動,地震2,49,361-374.

Sagiya, T., 1995: Crustal deformation cycle and interplate coupling in Shikoku, southwest Japan, *Ph.D. thesis, Univ. of Tokyo*, 164pp.

鷺谷 威, 1999: 四国における地殻変動サイクルとプレート間相互作用, 月刊地球号外, 24, 26-33.

佐藤 裕, 1970: 1944年の東南海地震に伴なう地殻変動, 測地学会誌, 15, 177-180.

高松地方気象台,1950:高松地方気象台要報,2,22pp.

竹内淳一・諏訪 剛,1999: 潮岬沖を通過する黒潮小蛇行と沿岸海況 - 1998年5月~6月の事例 - ,関東・東海ブロック水産海洋連絡会報,71-79.

Tanioka, Y. and K. Satake, 2001: Coseismic slip distribution of the 1946 Nankai earthquake and aseismic slips caused by the earthquake, *Earth Planets Space*, **53**, 235-241.

Thatcher, W., 1984: The earthquake deformation cycle at the Nankai trough, southwest Japan, J. Geophys. Res., 89, 3087-3101.

Thatcher, W. and J.B. Rundle, 1984: A Viscoelastic coupling model for the cyclic deformation due to periodically repeated earthquakes at subduction zones, *J. Geophys. Res.*, **89**, 7631-7640.

津村建四朗,1957:平均潮位の差から求めた地殻変動の研究,地震2,10,67-78.

津村建四朗,1963:日本沿岸の平均海面およびその変動の研究()-潮位変化の地域分布-,測地学会誌,9,49-79. 宇津徳治総編集,2001:地震の事典,朝倉書店,676p.

2.5 東海地域の水準測量データの解析

2.5.1 はじめに

掛川 - 御前崎間では,1970年代から国土地理院によって水準測量が繰り返し実施されており,御前崎(浜岡:水準点25951)は掛川(水準点140-1)に対して,最近30年間に約15cm沈降した(沈降速度にすると平均5 mm/年)という結果が得られている(Fig. 2.5.1)。これは,駿河トラフからフィリピン海プレートが沈み込んでいる証左であり,プレート間カップリングによって駿河湾西岸域の下に歪みエネルギーが蓄積されつつあることを示すものである。従来,季節変動等は別として,経常的に進行しつつあると考えられていたこの地殻変動に変化が生じてきているのではないかという見方が様々な観点から提出され,地震活動の状況とも合わせて論議されている。最初に沈降が鈍化しているのではないかと指摘されたのは1992年頃である。

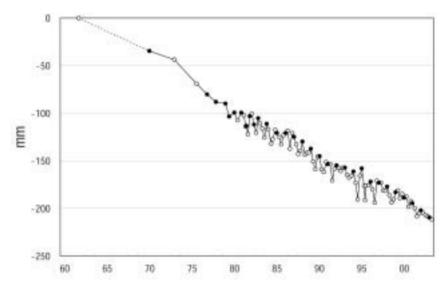


Fig. 2.5.1 Result of leveling measurements performed by the Geographical Survey Institute, showing subsidence at Hamaoka (BM25951) relative to Kakegawa (BM140-1) since 1962. Solid circles represent data obtained by net adjustment.

御前崎の沈下傾向の変化が注目されるのは,中期的な前兆現象として海岸部の地殻変動が沈降から隆起に変わる可能性が考えられるからである。例えば,関東地震の約10年前から三浦半島の油壺の沈下が停滞していた様子が検潮記録に見られ,東南海地震の前の串本の記録にも同様な傾向が見られることが指摘されている(佐藤,1978)。そうした変化が生じる可能性は,また,数値シミュレーションによっても示されている(黒木・他,2001)。

掛川に対する御前崎の沈降が、いつ頃からどの程度有意に鈍化したと言えるか、またそれが継続しているのか、あるいは変化の兆しが見えるのか等に関して、一見して年周変化や不規則な変動がかなり含まれている20年間程度の年4回の水準観測データを基に明確な評価を下すのはなかなか容易ではない。1990年代半ばに鈍化傾向が見られた際には、その傾向が更に明瞭なものとなってそのうち反転するのではないかという見方がある一方で、特別な意味はない単なる地殻変動のゆらぎを見ているにすぎないという考え方もあった。同じデータに基づきながらこのように様々な見方がでてくるのは、データのどのような変化成分に意義を認めるか、また、その解釈にあたってどのようなモデルを背景に考えるかに依る。Igarashi(2000)は、振動的な変化の周期が次第に短くなってきていることに注目してこの水準データにクリティカル・ポイント理論を適用し、また、川崎・岡田(2001)は、震源核成長モデルに基づいて、御前崎の沈降の鈍化傾向が加速しながら一方向に進む曲線をあてはめ、それぞれ東海地震の発生時期について議論している。

ここでは,地震準備過程の進行に関するそうした特定のモデルを前提とはせず,水準データを年周的変化や不規則

なノイズを含んだ時系列データと見て,その中から経年的な部分(トレンド成分)を取り出し,この20年間にそれが どのように変化したかを検討する。この解析には,ベイズ型季節調整モデルに基づく統計手法(石黒,1981)を用いた。

水準測量の一路線に関するデータから,プレート境界のカップリング状態について議論するのは情報がいかにも不十分である。近年,東海地域に展開された稠密なGPS観測網の水平変動データを使って,プレート境界でのバックスリップに関する解析が行われるようになった(鷺谷,1998)。これは巨大地震の準備過程の解明に向けた研究において大きな進展といえるが,上下変動に関してはデータ期間と精度の点で水準測量の意義はまだまだ失われていない。そこで御前崎-掛川の路線データに駿河湾や遠州灘沿岸の水準路線データも使うことにより,面的に見たときの地殻上下変動パターンの経年的な変化の特徴についても考察する。

なお,水準測量データの標準偏差(mm単位)は路線長(km単位)の平方根の0.3~0.4倍であり,ここでは数mm程度と考えられる。

2.5.2 ベイズ型季節調整モデルに基づく解析

季節変動や不規則変動を含んだデータから,長期的な傾向の変化を取りだしてみたいということがしばしば生じる。ベイズ型季節調整法(BAYSEA)はそうした目的のためにつくられた統計解析プログラムであり(石黒,1981),これによって観測データをゆっくりと変動するトレンド成分,季節変動,不規則成分の3つに分離することができる。

Fig. 2.5.2は,測量が年4回ほぼ定期的に実施されるようになった1982年1月から2003年10月までの水準データをBAYSEAを用いて解析した結果である。図で,上側は左から順にトレンド成分,季節変動,不規則成分を示し,下側はトレンド成分について1年,2年,3年の平均的な沈降率の変化を求めてプロットしたものである。

最近約20年間の掛川に対する御前崎の水準の変化に関して認められる特徴は,1988年から89年にかけて沈降速度が加速していたということ,また,2000年以降も加速傾向が見られることである。1980年代末に沈降が加速した時期には駿河湾西域の地震活動が静穏化したことが知られている(吉田・前田,1990)ほか,沈降速度の変化とb値の変化の様子が良く似ていることが指摘されており(Wiemer *et al.*, Submitted),地殻変動と地震活動との間には対応が見られる。これについては議論のところでもう一度触れる。

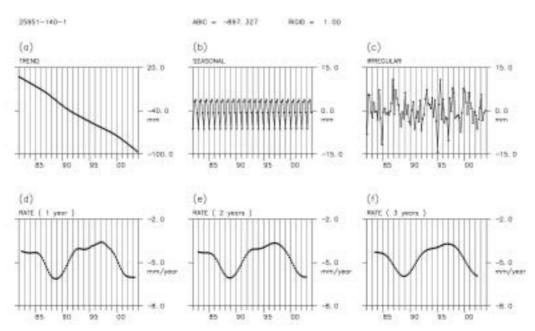


Fig. 2.5.2 Result of the analysis of leveling data from Kakegawa to Hamaoka using computer program BAYSEA. The top panel reveals (a) estimated trend , (b) seasonal, and (c) irregular components. The bottom panel presents subsidence rates averaged over (d) one, (e) two, and (f) three years, calculated from the estimated trend component.

2.5.3 面的な変動パターン

駿河湾西岸域には掛川 - 御前崎間だけでなく,駿河湾沿いと遠州灘沿岸沿い,それから静岡から掛川を通って浜名湖に至る水準路線があって,年1回網平均をかけた水準測量が行われている(掛川 - 御前崎間は前述のように年4回)。これらの路線についての測量結果を基に,1年ずつずらしながら駿河湾西岸域における2年ごとの地殻変動パターンをGMT(Wessel and Smith, 1995)を使って示したのがFig. 2.5.3である。これを見ると,1987-89年の期間に駿河湾西岸北部で沈降が進んだこと,逆に1985-87年や1991-93年,1997-99年の期間では隆起したことが見てとれる。Fig. 2.5.4に,1983-2002年の平均的な変動パターン図と,1987-91年,1991-95年,1998-2002年の各期間における変動からその平均的な変動パターンを差し引いた差を示す。掛川に対する御前崎の沈降が加速した1987-91年の期間は特に駿河湾北部で沈降が顕著だったこと,また,1991-95年は駿河湾西岸で沈降が鈍化し,一方,最近(1998-2002年)は加速していることがわかる。

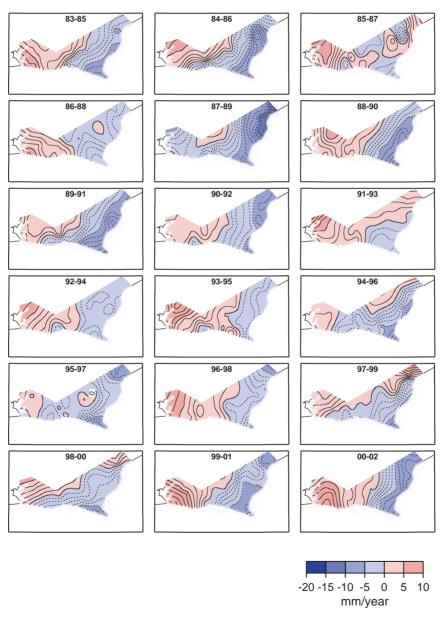


Fig. 2.5.3 Spatial pattern of the rate of vertical crustal movement in each two-year period obtained by the leveling data at 55 benchmarks. Interval of contour lines is 1 mm per year. Dashed lines indicate subsidence relative to BM140-1. GMT (Wessel and Smith, 1995) is used to make these maps, as well as those in Figs. 2.5.4 and 2.5.5.

変動パターンの変化を別の視点からとらえるために、1983-2002年の網平均された年1回のデータについて主成分分析を行った。Fig. 2.5.5は第1~第5主成分の空間的パターンを示したものである。Fig. 2.5.4の平均的な変動パターンと似ていることからわかるように、経時的に積分していけば第1主成分(#1)が当然のことながら卓越する (Fig. 2.5.6)。第2主成分(#2)は駿河湾西岸北部の隆起あるいは沈降(沈降の鈍化あるいは加速)を表すが、1987-89年には沈降、1991-95年には隆起を示している。これらの変化は測量誤差を上回り、有意であると考えられる。他の主成分については、特にある時期に大きく現れたという様子は見えない。ほとんどの期間で第1主成分が最も大きいが、1985-87年や1991-93年では第2主成分の方が大きくなっている(Fig. 2.5.7)。

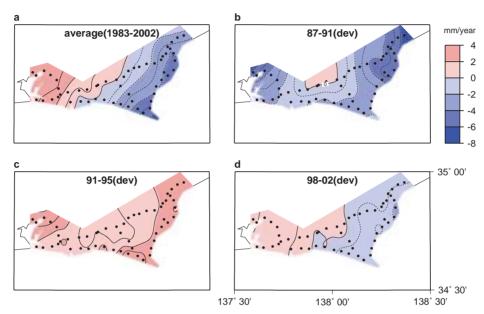


Fig. 2.5.4 Spatial pattern of annual vertical movement on the western coast of Suruga Bay averaged (a) from 1983 to 2002, and deviations of annual vertical movement from the averaged pattern (b) from 1987 to 1991, (c) from 1991 to 1995, and (d) from 1998 to 2002. Interval of contour lines is 1 mm per

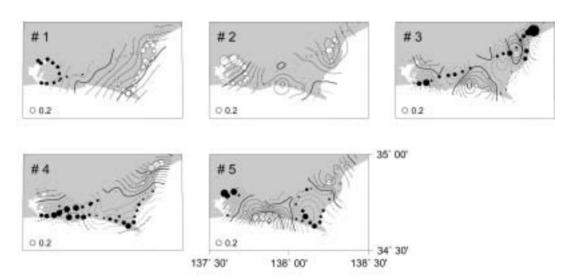


Fig. 2.5.5 Spatial pattern representing distribution of components of normalized eigenvectors for the first (#1) to fifth (#5) principal components. The radii of circles are proportional to magnitudes of components, and the circle on the left bottom side in each map shows the scale. Interval of contour lines is 0.04.

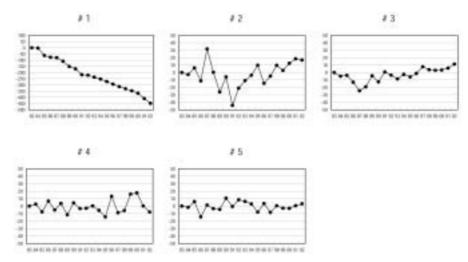


Fig. 2.5.6 Temporal variation of the scores for each of the first (#1) to fifth (#5) principal components.

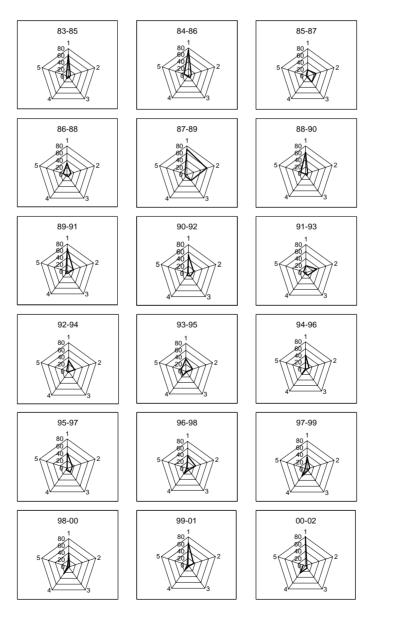


Fig. 2.5.7 Rose diagrams of scores for the first to fifth principal components in each two-year period. Numerals in the graphs represent absolute magnitude of the scores with the sign ignored.

2000年末から東海地域ではスロースリップが生じており(国土地理院,2004),この間,掛川に対する御前崎の沈降には加速傾向が認められる。沈降の加速は1980年代末にも見られ,この時にもスロースリップが生じていたと推定される(小林・吉田,2004;防災科学技術研究所,2004)。ただし,東海地域の水準測量データからは,最近の変動パターン,特に浜名湖周辺は1980年代末とは異なっているように見える(Fig. 2.5.3)。1980年代末に大きく変化した第2主成分も最近は大きな変化は見られない(Fig. 2.5.6)。

2.5.4 議論

御前崎 - 掛川間の水準路線の測量データが注目を集めるのは、それなりの根拠がある。まず、直下にプレート間の 固着領域が存在すると推定されることである(Matsumura,1997)。しかも路線の走る向きはプレート間の相対運動 の向きにほぼ等しく、シミュレーションの結果によれば、この路線に沿って長・中・短期でそれぞれ特徴的な地殻変動が見られることが期待される(黒木・他,2001)。

プレートの沈み込みは時間的に単純に一方向的に進行するものではないだろう。1990年代半ばに沈降速度の鈍化した時にも、これは必ずしも東海地震の準備段階が着実に一歩進んだことを示す前兆的変化ではなくて、むしろ何らかの原因による一時的なゆらぎを示すものであるという見方が出された(国土地理院、2000)。実際、1960年代以降の水準測量結果や御前崎の潮位変化を子細に見ると、御前崎の沈降がやや鈍化したように見える時期と、加速したように見える時期が何度かある。地震活動との対応では、地殻変動が鈍化した時期に活発化し(茂木、1998)、加速した時期に静穏化する傾向が見られる(Yoshida *et al.*、1998)。これはスラブ内の起震応力がプレート間カップリングの強化によってむしろ小さくなると考えると説明可能である(吉田・他、2003)。

2.5.5 まとめ

水準測量による掛川に対する御前崎の高度差のデータにベイズ型季節調整法(BAYSEA)を適用し,トレンド成分を推定した。掛川に対する御前崎の沈降は,1988-89年および2000年以降に加速傾向が見られる。東海地域の網平均した水準データを用いると,御前崎の沈降が加速した1988-89年には駿河湾西岸北部でその傾向が大きかった様子が見られるが,最近の沈降のパターンはそれとは異なって駿河湾西岸全域で沈降が大きくなっている。 (高山寛美)

参考文献

防災科学技術研究所,2004:傾斜及び地震観測で捉えた東海地域におけるスロースリップイベント - 繰り返し発生している可能性 - , 地震予知連絡会会報,71,584-587.

Igarashi, G., 2000: A geodetic sign of the critical point of stress-strain state at a plate boundary, *Geophys. Res. Lett.*, **27**, 1973-1976.

石黒真木夫,1981:ベイズ型季節調整モデル,数理科学,213,57-61.

川崎一朗・岡田義光,2001: 東海地震発生時期の予測 - モデルと東海地震への適用の試み - ,月刊地球,号外33,149-158.

国土地理院,2000: 東海地方の地殻変動,地震予知連絡会会報,64,257-285.

国土地理院,2004:東海地方の地殻変動,地震予知連絡会会報,71,481-583.

小林昭夫・吉田明夫,2004: 東海スロースリップ現象に対応した舞阪の潮位及び地震活動の変化,地球惑星科学関連 学会2004年合同大会予稿集.

黒木英州・伊藤秀美・吉田明夫,2001:地震サイクルのモデル化と東海地震,月刊地球,号外33,139-145.

- Matsumura, S., 1997: Focal zone of a future Tokai earthquake inferred from the seismicity pattern around the plate interface, *Tectonophysics*, **273**, 274-291.
- 茂木清夫,1998:最近の東海地方の地殻変動,地震予知連絡会会報,59,413-414.
- 鷺谷 威,1998: GPS連続データから推定されるフィリピン海プレート北端部におけるプレート間相互作用とテクトニクス,地震研究所彙報,73,275-290.
- 佐藤 裕,1978:測量のくりかえし,浅田 敏(編)「地震予知の方法」,東京大学出版会,pp93-114.
- Wessel, P. and W.H.F. Smith, 1995: New version of the Genetic Mapping Tools released, *EOS, Trans. Amer. Geophys. U.*, **36**, 15-26.
- Wiemer, S., A. Yoshida, K. Hosono, S. Noguchi and H. Takayama: Correlating seismicity and subsidence in the Tokai region, Central Japan, *J. Geophys. Res.* in submitted.
- 吉田明夫・前田憲二,1990:駿河湾西岸域の地震活動に現れた静穏化現象,地震2,43,27-42.
- Yoshida, A., K. Hosono, S. Wiemer and S. Noguchi, 1998: Re-examination of the seismic quiescence observed in western Suruga Bay during the period 1988-89, *Abstracts 1998 Japan Earth and Planetary Science Joint Meeting*, 397.
- 吉田明夫・小林昭夫・山本剛靖・高山寛美・塚越利光・細野耕司,2003:地殻変動と地震活動から推定される東海地方におけるプレート間カップリングの変化,地球惑星科学関連学会2003年合同大会予稿集,D007-008.

2.6 2000年伊豆諸島北部の地震・火山活動に伴う地殻変動

2.6.1 はじめに

2000年 6 月26日,三宅島雄山直下の群発地震から始まった三宅島の火山活動は,7月8日の山頂噴火の後,大規模な火口の陥没が生じた。9月に入ってからは大量の二酸化硫黄を含む火山ガスの放出が始まり,それは3年半が経過した2004年 1 月現在も依然として続いている。一方,群発地震活動は,三宅島直下からその西方,更に北西方向へと移動し,2000年 7 月から8 月中旬にかけての最盛期には,三宅島から新島・神津島近海においてM6クラスの地震5つを含む,近代地震観測が始まって以来最大級の活動となった(Japan Meteorological Agency,2000;橋本,2000)。この地震・火山活動(以下,2000年伊豆諸島北部イベント,あるいは単にイベントと呼ぶ)は顕著な広域地殻変動を伴ったことが,国土地理院のGPS連続観測等によって明らかにされ,その範囲は伊豆諸島北部を中心として房総半島から伊豆半島,東海地方にまで及んだことが報告されている(Kaidzu et al., 2000;小林・他,2000)。この広域地殻変動の源として,地震活動域とほぼ一致する領域でのダイクの貫入および断層モデルが提案されている(例えばNishimura et al., 2001)。

2000年伊豆諸島北部イベントの最盛期が過ぎた2000年秋から,東海地域で別の地殻変動が進行していることがGPS 連続観測データの解析から指摘された(Ozawa *et al.*,2002)。この地殻変動は浜名湖付近直下のプレート境界面上でのすべりによって説明されており,2004年1月現在も継続している。

2000年伊豆諸島北部イベントに伴う広域地殻変動がどの範囲にまで及んでいたか,またその地殻変動はどのような時間的推移をしたのかを詳細に把握することは,その変動源を明らかにする上だけではなく,東海で発生している地殻変動との関係を考える上で重要である。本論ではこの観点から,2000年伊豆諸島北部イベント時,およびそれ以後の広域地殻変動の推移を詳しく調べ,その解析結果について考察する。

2.6.2 広域に及んだ地殻変動

気象庁では東海・南関東地域に34点の地殻岩石歪計を展開している。地震・火山活動に関連して気象庁の地殻岩石 歪計で変化が観測された例として,1986年伊豆大島噴火に伴うもの(神定・他,1987)や,伊豆半島東方沖の群発地 震に伴うもの(気象庁地震予知情報課,1998)が報告されている。今回の活動に伴う変化が東海地域の地殻岩石歪計 にどのように表れているかを調査した。Fig. 2.6.1に1999年1月から2000年10月までの歪変化を,東海地域の主な観測点について示す。御前崎・榛原・藤枝においては縮みトレンドが見えているが,2000年7月から8月はトレンドからずれてほぼ横ばい状態となっている。石廊崎・土肥は同時期にトレンドが横ばいから伸びに変化している。これらの観測点では,通常のトレンドに伸び成分が重なったと見ることもできる。これら変化量は2ヶ月間で10の-7乗オーダーと小さく,降水に対する応答や年周変化などを考慮しなければならないが,複数の観測点で変化がほぼ同時に発生していること,9月に入って通常のトレンドに近づいていることから2000年伊豆諸島北部イベントに関係した有意な変化と思われる。一方,網代は2000年夏期にトレンドが伸びからほぼ横ばい状態となっており,イベント最盛期を過ぎてもトレンドが元に戻っていない。

国土地理院のGPS連続観測網GEONET (例えば,鷺谷,1997)のデータを用いて,村上・他(2000)は新島と神津島間の距離が伸びるセンスの地殻変動が特に顕著だったこと,10月中旬時点で神津島での水平変位量は60cmに達したこと,また地殻変動は房総半島や伊豆半島でも観測されていることを示した。ここでは同データを用いて,非定常変位(定常変位からのずれ)を調べる。イベント最盛期の2000年6月末から8月中旬を含む1年間の水平変位から,定常変位を差し引いたものを非定常変位とした。定常変位は,イベントが始まる前までの3年間(1997年5月~2000年5月)の水平変位を3で割った1年間あたりの平均値とした。なお期間内の水平変位とは,期間前後の1ヶ月間の座

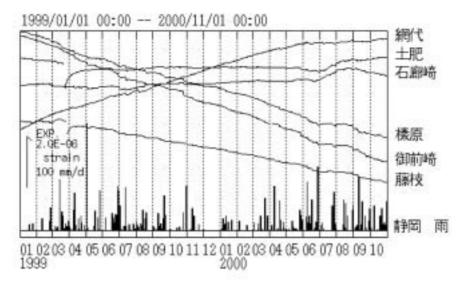


Fig. 2.6.1 Temporal changes of volumetric strain obtained by the JMA strainmeters accompanied with the 2000 northern Izu Islands event.

標平均値(南北,東西成分)の差,例えば2000年1月~2001年1月の場合は2001年1月一杯の座標平均値から2000年1月一杯の値を差し引いたものである。イベントの影響を受けていないと考えられる新潟県の大潟を変位の固定点とした。変位を面的に滑らかにとらえるために,GMT(Wessel and Smith, 1995)の機能を使用して,各観測点の変位を緯度経度0.5度ごとに平均するとともに格子点化し,スプライン関数を用いて平滑化した。なお,期間内に周辺の観測点とは著しく異なる変位が見られた観測点は解析から除き,平滑化を適当なものにするため変位の極端に大きな伊豆諸島の観測点も解析から除いた。

このようにして得られた1年間の非定常水平変位の分布を2000年1月から3ヶ月づつずらしてFig. 2.6.2に示す。これらの分布図から伊豆諸島北部イベント時,およびそれ以後の地殻変動が,房総半島から東海地方までの広い範囲に及んでいたことは明らかである。しかし,その時間的な推移には場所による違いが見られる。まず南北成分を見ると,房総方面は2000年4月からの1年間と比較して2000年7月からの1年間の方が北向きの非定常変位が小さくなっているのに対し,静岡方面は2000年7月からの方が南向きの非定常変位が大きくなっている。また東西成分は,房総方面から静岡県にかけて全体的に東向きの非定常変位が見られる。2000年1月からの1年間と比較して,2000年4月および7月からの1年間では房総方面の非定常変位は大きくなっていないが,西側は非定常変位の大きな範囲が愛知県まで次第に拡がっている。更に,イベントの最盛期を過ぎた2000年10月からの1年間では,南北,東西成分とも房総半島の非定常変位は減少し小さくなっているのに対し,伊豆半島から愛知県にかけての東海地域には非定常変位が依然として存在している。なお,中国地方の非定常変位には2000年10月の鳥取県西部地震の影響が含まれている。

2.6.3 地殻変動の時間的な推移

前述したように,2000年1月から1年間の非定常変位と比較して,4月,7月から1年間の南向きの非定常変位は,東海地方から中部地方内陸部に次第に拡大しているように見える(Fig. 2.6.2)。この南向き非定常変化の発生時期とその推移を明らかにし,また,2000年10月からの1年間に東海地域に継続して観測されている非定常変位との関連を調べるために,変位をより短く3ヶ月間ごとに検討する。

GEONETの座標値データには年周変化が見られることが指摘されている(Murakami and Miyazaki, 2001)。Fig. 2.6.2に示される非定常変位は1年間の変位を扱っており,年周変化を除去した結果となっている。しかし,それより短い期間で議論する場合,年周変化の影響を考えなければならない。大潟を基準とした場合,東海地域における水平変位の年周振幅は数mmに達し,今回の東海地域における非定常変動を議論する上では無視できない大きさになる。

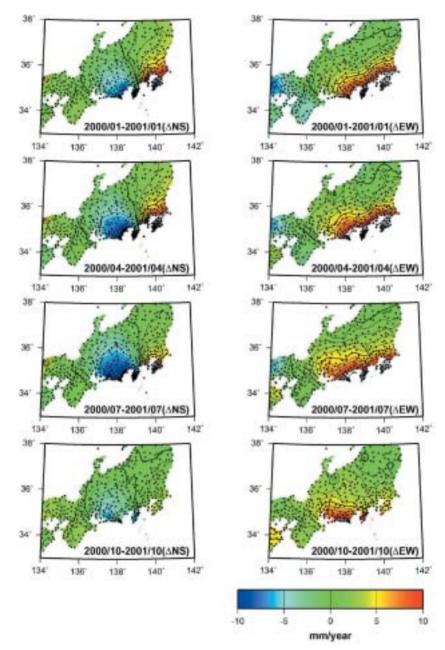


Fig. 2.6.2 Non-steady horizontal deformations in one year. Left panel: North-south displacements. Right panel: East-west displacements. Positive values denote northward or eastward displacements. Contour lines are drawn at an interval of 1mm/year.

Ozawa et al.(2002) は、1998年から1999年のデータから年周及びその高次項を求め、それを全期間のデータから引き去ることで年周変化の影響を除いている。2000年までの期間は年周変化の振幅と位相に年ごとの差異が小さく、期間を通して同一の振幅と位相と見なした議論も有効と考えられる。しかし、2000年以降の期間における年周変化は、それ以前の年周変化と比べてGEONET全体で系統的に変わり、1年未満の期間の非定常変位を議論する場合に大きな誤差を生じる可能性があることが指摘されている(本報告2.2節)。そこで、本研究では、1998年1月~1999年12月(期間1)と、2001年1月~2002年12月(期間2)とで期間を分けて、各期間で座標値ごとにその変化を直線、年周および半年周項からなる式で近似した。座標値の年周および半年周成分を補正する際に、年周パターンが2000年のどの時点で変化したかを確定するのは難しいが、年周パターン変化が大きな観測点の時系列を参考にして、期間1の係数は2000年5月まで、期間2の係数は2000年6月以降に対して適用した。

年周補正した3ヶ月間の非定常変位の分布について,2000年4月から1ヶ月づつずらしながら解析した結果をFig.

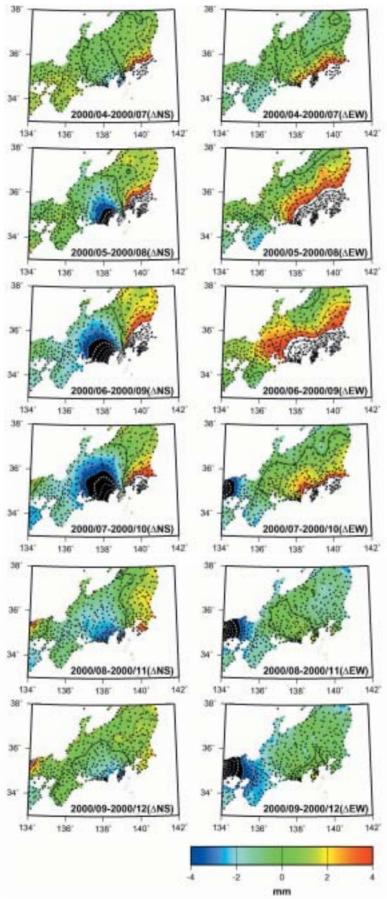


Fig. 2.6.3 Non-steady horizontal deformations in three months. Left panel: North-south displacements. Right panel: East-west displacements. Positive values denote northward or eastward displacements. Contour lines are drawn at an interval of 1mm/3months.

2.6.3に示す。2000年4月~7月の非定常変位にはイベント初期の地殻変動が含まれていて,房総半島で北東向き,静岡方面で南東向きの非定常変位が見られ,その中で房総方面の変位量が目立っている。5月~8月,6月~9月とイベント最盛期,およびその後半の地殻変動が含まれてくるに従って,非定常変位を示す範囲が拡大するとともに,房総方面と比較して東海地域や中部地方内陸部の非定常変位が目立つようになってくる。7月~10月にはイベント初期の非定常変位が含まれなくなり,房総方面の変位量は小さくなるが,中部地方内陸部の南向きの非定常変位はむしるやや拡大した傾向が見られる。このように,南北成分に見られる静岡県から中部地方内陸部の南向きの非定常変位は,イベント初期には目立たないが,イベント最盛期後半から顕著となり,それ以降も観測誤差を少し上回る程度で継続している。

2.6.4 非定常変位の力源モデル

三宅島から神津島にかけての激しい群発活動は、三宅島から西方海底下へ貫入したマグマがきっかけとなり生じたと考えることができ、活動の初期にはダイクの進行に伴うと見られる震源域の移動・拡大が観測された(例えば浜田、2001;高山・吉田、2002)。群発地震の最盛期にはまた、新島・神津島間で著しい距離の伸びが観測され、村上・他(2000)はそれをダイクの貫入によるとして説明した。しかし、ダイクの貫入だけでは伊豆諸島北部の地殻変動の空間パターンをうまく説明することができないことから、Nishimura et al.(2001)は、2000年6月~8月末までのイベント最盛期における伊豆諸島北部近辺の地殻変動を説明するため、ダイクと5つのM6クラスの地震以外に、横ずれクリープ断層を組み込んだ変動源の提案を行った。小沢・他(2001)は、解析期間をずらしながら各期間の地殻変動に対する変動源を求め、横ずれクリープ断層はイベント後期に次第にその寄与が増すことを示した。

ここでもNishimura et al.(2001)やOzawa et al.(2002)と同様に,伊豆諸島北部海域にダイク,主な地震,クリープ的な横ずれ断層を変動源として置いたインバージョン解析を行った。変動源の位置をFig. 2.6.4に示す。2000年5月~8月より1ヶ月ずつ期間をずらし,7月~10月までの各3ヶ月間の非定常変位を説明するように,ダイクの開口量と右横ずれ断層の変位量を,関東から東海,中部地方の57ヶ所のGPS観測点の変位を用いてMICAP-Gに追加された地殻変動源推定機能(本報告2.9節)により求めた。M6以上の地震の震源とメカニズム解については気象庁カタログを用いた。こうして得られたそれぞれのパラメータの期間別最適値をTable 2.6.1に示す。Fig. 2.6.5はこのインバージョン解析によって得られた変動源による変位場と実際に観測された変位場との残差を,各期間について南北,東西の成分

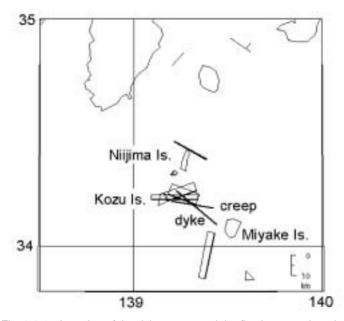


Fig. 2.6.4 Location of the dyke, creep and the five large earthquakes.

Table 2.6.1 Parameters of the dyke and the creeping fault obtained by the inversion analysis and sum of dislocations on a hypothetical fault by earthquakes with magnitudes less than 6 for each period.

Period	2000/04-07	05-08	06-09	07-10
Thickness of the dyke (m)	1.3±0.1	2.9±0.1	3.0±0.1	1.8±0.1
Length of the dyke (km)	24.4±1.8	24.7±0.9	23.2±0.9	24.9±1.5
Direction of the right-lateral creeping fault (deg)	744-2	N89E±0	N86E±0	N97E±0
Dislocation on the right-lateral creeping fault (m)	0.0±0.1	0.7±0.0	1.1±0.0	1.7±0.1
Sum of dislocations by earthquakes with magnitudes less than 6 on a hypothetical fault (m)	0.7	0.8	0.8	0.6

Fixed parameters: (Dyke intrusion) Strike: N45W, Dip: 90deg, Width: 10km, (A hypothetical fault) Strike: N100E, Dip: 90deg, Length: 20.9km, Width: 10.5km,

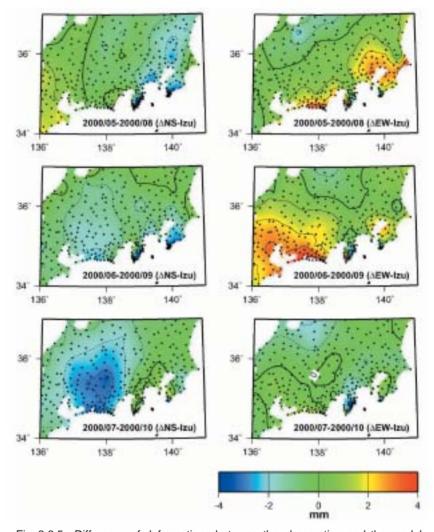


Fig. 2.6.5 Difference of deformations between the observation and the model. Left panel: North-south displacements. Right panel: East-west displacements. Positive values denote northward or eastward displacements. Contour lines are drawn at an interval of 1mm/3months: solid lines are for positive values and white dotted lines are for negative values.

に分けてそれぞれ示したものである。この図から,観測された場とモデルによる場との残差が,関東地方については5月~8月に少し見られる。しかし,東海地方とその周辺では,それより明らかに大きく6月~9月の期間は東西成分に東向きの,7~10月の活動後期には南北成分に南向きの残差が存在することが見てとれる。観測された変位場とモデルによる変位場の,東海地方とその周辺におけるこの著しい差異の特徴として,例えば7月~10月の期間の南北変位について見ると,南から北に向かって距離減衰が小さいということがあげられる。これは伊豆諸島北部付近に変動源を置いたのでは説明することが難しい。

小林・他(2003)は、伊豆諸島北部に変動源を置いたモデルによる変位場と観測された変位場との間の残差を説明するにあたって、下部地殻や上部マントルの粘弾性的性質による歪の拡散現象の可能性を考えたが、定量的な説明については将来の課題として残された。ここでは、東海地域のプレート間カップリングの変化を考えることで東海地域の残差の説明を試みる。プレート上のすべり分布を求めるインバージョンは、MICAP-Gに追加された地殻変動源推定機能(本報告2.9節)を使用した。

Savage(1983)は、プレートの沈み込みによる地殻変動は、プレート境界面上で生じているプレート間相対運動のすべり欠損(バックスリップ)を、プレート相対運動の向きとは逆向きの断層がそこに存在すると見なすことによっておおむね説明できることを示した。Fig. 2.6.6(a)に、1997~1999年のGPSデータから推定したプレート境界上のバックスリップ分布を示す。矢印はフィリピン海プレートに対する上盤側プレートの仮想的なすべりを示している。もしバックスリップ速度の大きさが沈み込み相対速度と同じならば、そこは完全に固着していることになる。Fig. 2.6.6(b)~(d)に、Fig. 2.6.5に示された残差のうち、範囲が北緯34.6~36.0度、東経136.6~138.4度の、0.2度間隔の格子点値から推定したプレート境界のすべり分布を示す。ここで、Fig. 2.6.5に示された残差は、定常状態の変位を差し引いたものであることに注意する必要があり、Fig. 2.6.6(b)~(d)に見られる南東向きの矢印はプレート境界上での実際のすべりではなく、定常状態におけるバックスリップからの偏差を表しているということである。Fig. 2.6.6(a)のバックスリップと反対向きで同じ大きさのFig. 2.6.6(b)~(d)のすべりは、定常のプレート沈み込み速度と等しい速度の逆断層的なすべりの発生を意味する以外に、フィリピン海プレート、あるいは伊豆マイクロプレート(Sagiya、1999)の沈み込みの停滞を意味する。バックスリップと反対向きでより大きなすべりは、定常のプレート沈み込み速度を超えるような

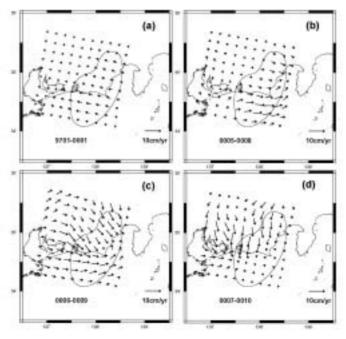


Fig. 2.6.6 Estimated slip distributions on the plate interface.

速度の逆断層的なすべりが発生しているものと考えられる。 $5 \sim 8$ 月については,想定東海地震の震源域(Fig. 2.6.6 の曲線内)南東部を中心に $5 \sim 6$ cm/yearの東向きのすべりがあり,その大きさはそこでの定常的なバックスリップ速度約 3 cm/yearよりやや大きいが,すべり量計算時の標準偏差が $2 \sim 3$ cmあることを考慮すれば同程度であると考えられ,実際に逆断層的なすべりが発生していたとまでは言えないように思われる。 $6 \sim 9$ 月については,浜名湖付近を中心にして $6 \sim 7$ cm/yearのすべりが見られ,そこでの定常的なバックスリップ速度 $1 \sim 2$ cm/yearを超えており,すべり量計算時の標準偏差を考慮しても実際に逆断層的なすべりが発生していたものと考えられる。 $7 \sim 10$ 月にはすべりの中心領域がより北西に移動して目立っている一方,想定震源域の南東部のすべりがなくなって固着状況が元に戻っている様子が見える。 Fig. 2.6.6(b) \sim (d)に示されたすべりは一見して大きく見えるが, 1 年あたりに換算したすべり量で示しているため,実際にすべりが発生していたとしても,そのすべり量はそれほど大きなものではない。以上のように,東海地域のプレート間カップリングの変化があったとしてモデル化を行うと,Fig. 2.6.5に示した 6

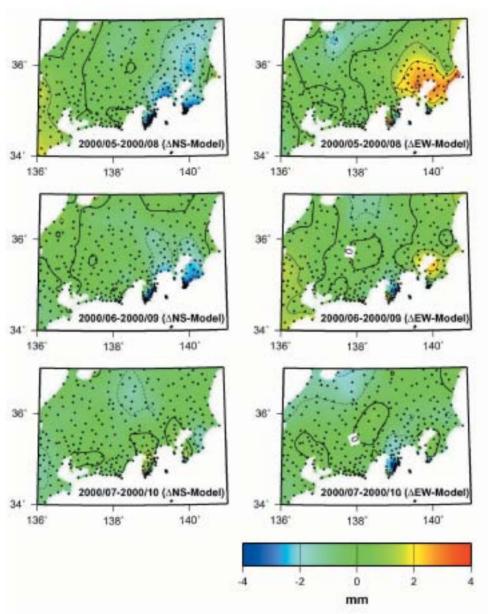


Fig. 2.6.7 Difference of deformations between the observation and the model including slip on the plate interface. Left panel: North-south displacements. Right panel: East-west displacements. Positive values denote northward or eastward displacements. Contour lines are drawn at an interval of 1mm/3months: solid lines are for positive values and white dotted lines are for negative values.

月から9月にかけての東向きの変位場や7月から10月にかけての南向きの変位場も説明することができ、Fig.2.6.7に示すように,モデルと観測との差異はほとんど消えてしまう。また,東海地域のプレート間カップリングの変化は想定震源域の南東部にあたる御前崎周辺から始まり,北西側に移動して最終的に浜名湖周辺に至ったことがわかる。プレート間相対速度を有意に超える逆断層的なすべりは5~8月の期間に認められないものの,6~9月や7~10月に見られることから,Ozawa et al.(2002)が指摘した東海スローイベントは,2000年伊豆諸島北部イベントの最盛期後半(8月か9月頃)に既に生じていたと考えられる。さらに,プレート間カップリングが低下した領域の中心が伊豆諸島北部に近い御前崎付近から北西方向へ移動したことから,東海スロースリップは2000年イベントにより引き起こされた可能性がある。

2.6.5 まとめ

2000年伊豆諸島北部の地震・火山活動に伴い,関東から中部地方にかけて広範囲に地殻変動が観測された。その時間的推移を調べ,東海地域から中部地方内陸部にかけて,伊豆諸島北部の変動源では説明できない地殻変動が生じていたことがわかった。この地殻変動は,東海地域のプレート境界上におけるカップリングの変化で説明可能である。

(小林昭夫)

謝辞

本研究では、国土地理院GEONET(GPS連続観測網)の解析データを使用しました。記して感謝します。

参考文献

浜田信生,2001:三宅島,神津島,新島周辺の過去の地震活動,地学雑誌,110,2,132-144.

- 橋本徹夫,2000:2000年6月26日から始まった三宅島近海から新島・神津島近海の地震活動,月刊地球,22,747-756.
- Japan Meteorological Agency, 2000 : Recent seismic activity in the Miyakejima and Niijima-Kozushima region, Japan ₹the largest earthquake swarm ever recorded-, *Earth Planets Space*, **52**, i-viii.
- 気象庁地震予知情報課,1998:伊豆半島東方沖地震に関連した体積歪計の変化(1998年4月~5月),地震予知連絡会会報,**60**,311-317.
- Kaidzu, M., T. Nishimura, M. Murakami, S. Ozawa, T. Sagiya, H. Yarai and T. Imakiire, 2000: Crustal deformation associated with crustal activities in the northern Izu-islands area during the summer, 2000, *Earth Planets Space*, **52**, ix-xviii.
- 上垣内 修,竹中潤,宮越憲明,小山卓三,吉川澄夫,小林昭夫,山本剛靖,2000:2000年6月26日からの三宅島~ 新島・神津島周辺の地震・火山活動と気象庁体積歪データ,月刊地球,22,757-767.
- 神定健二・佐藤 馨・上垣内 修,1987:体積歪計の変化からみた1986年伊豆大島火山噴火活動の推移,月刊地球,9,409-418
- 小林昭夫,山本剛靖,吉川澄夫,吉田明夫,露木貴裕,小山卓三,2000:三宅島から新島・神津島近海の地震火山活動に伴う東海・南関東地域の地殻変動,日本地震学会講演予稿集2000年度秋季大会,A10.
- 小林昭夫,山本剛靖,高山寛美,吉田明夫,2003:2000年伊豆諸島北部の地震・火山活動時およびその後の中部・関東地域の地殻変動,測地学会誌,49,121-133.

- Murakami, M. and S. Miyazaki, 2001: Periodicity of strain accumulation detected by permanent GPS array: Possible relationship to seasonality of major earthquakes1 occurrence, *Geophs. Res. Lett.*, **28**, 2983-2986.
- 村上 亮,西村卓也,小沢慎三郎,鷺谷 威,矢来博司,多田 堯,海津 優,2000:2000年三宅島噴火と新島・神津島近海の群発地震活動に伴う地殻変動,月刊地球,**22**,822-827.
- 内藤宏人,吉川澄夫,1999:地殻変動解析支援プログラムMICAP-Gの開発,地震2,52,101-103.
- 中村浩二,1999: GPSデータ簡易表示プログラム(SEIS-GPS)の開発,情報地質,10,257-266.
- Nishimura, T., S. Ozawa, M. Murakami, T. Sagiya, T. Tada, M. Kaidzu and M. Ukawa, 2001: Crustal deformation caused by magma migration in the northern Izu Islands, Japan, *Geophys. Res. Lett.*, **28**, 3745-3748.
- 小沢慎三郎,宮崎真一,西村卓也,村上 亮,鷺谷 威,矢来博司,多田 堯,海津 優,2001:伊豆諸島群発地震に伴う地殻変動データの時間発展インバージョン,地球惑星科学関連学会2001年合同大会予稿集,Jo-P004.
- Ozawa, S., M. Murakami, M. Kaidzu, T. Tada, T. Sagiya, Y. Hatanaka, H. Yarai and T. Nishimura, 2002: Detection and monitoring of ongoing aseismic slip in the Tokai Region, central Japan, *Science*, **298**, 1009-1012.
- 鷺谷 威, 1997:南関東・東海地域におけるGPS連続観測(1994年~1996年), 国土地理院時報, 88, 10-18.
- Savage, J. C., 1983: A dislocation model of strain accumulation and release at a subduction zone, *J. Geophys. Res.*, **88**, 4984-4996. 1983.
- 高山博之,吉田明夫,2002:2000年三宅島・神津島・新島付近の群発地震活動におけるb値の空間分布と時間変化, 地震2,55,295-300.
- Wessel, P. and W.H.F. Smith, 1995: New version of the Generic Mapping Tools released, EOS Trans., AGU, 76, 329.

2.7 体積歪計における東海スロースリップ検出の試み

2.7.1 はじめに

東海地域ではGPS観測データにより2001年頃から定常的なプレート運動に対して年間数cmの遅れもしくは逆向きの移動が見られるようになった(小澤・他,2001)。この現象は,浜名湖周辺域直下でプレート境界面のゆっくり滑りが生じていることに起因すると解釈されており(Ozawa et al., 2002),東海スロースリップと称される。場合によっては大地震に繋がる恐れも考えられるが,同地域で展開されている気象庁の地殻岩石歪計には現時点で対応する変化が見つかっていない。この原因の1つとして,降水や地下水の変動などによって生じた歪変化によって上記の現象がマスクされている可能性が考えられる。

地殻岩石歪計のみならず,一般に高精度の地殻変動観測を行う上で降水や地下水変動の影響除去は長年の課題であった。この課題を解決するため,例えば,田中(1979),山内(1981),二瓶・檜皮(1983)等はタンクモデル(例えば,菅原,1972)による補正法を適用し一応の成功を収めた。しかし,この方法は降水の非線形効果を取り入れることができるものの,適正なモデルを見出すことが簡単ではなく,しかも降水の即時的影響を反映することができないという難点から,現在は使われることが少なくなった。別の方法として,地殻岩石歪計と同じ観測井戸における水位データを用いて,地下水変動や降水の影響除去を試みた例もある(例えば,小泉・吉田,1989)。この検討例では,地下水応答が季節によって異なる事が明らかになり,結果として降水の影響を直接補正することの必要性を示すことになった。近年,時系列解析の方法に基づくMR-AR法(Matsumoto,1992)が開発され,地下水位の観測データに含まれる降水の影響除去の成功例が報告されている(松本・高橋,1993)。また気象庁の地震活動等総合監視システム(EPOS)のルーチン処理においても,同様の方法(石垣,1995)により数日間以下の短期間のデータに対する降水補正が行われている。しかしながら,東海スロースリップに伴う歪変化は2.8節で述べるように年間0.1ppm程度と微小であり,しかも数年にわたる長期間の現象であることから,これを地殻岩石歪計で捉えるためには,まずそれに見合う期間の降水・地下水応答を解析し除去する必要がある。

本節では、東海地域で展開されている地殻岩石歪計の観測データに関してMR-AR法を適用し、長時間スケールにおける降水の影響を除去する方法を検討すると共にスロースリップに伴う歪変化の検出を試みた結果を述べる。

2.7.2 方法

本節ではMatsumoto(1992)に従い,地殻変動(地殻岩石歪計観測データ)と降水量の時系列に対して多変量自己回帰モデルによる降水補正の方法を述べる。石垣(1995)による方法との違いは,本研究ではスロースリップによる歪変化の検出のために長周期変動を残すことが必要であるため,カルマンフィルター(例えば,北川,1993)を用いたトレンド除去を行わず,トレンドそのものの変動に着目した点である。

多変量自己回帰モデルによる解析の原理とその手法については, Matsumoto(1992)や松本・高橋(1993)に詳しいので,簡単な手順のみを以下に記す。

(1) 多変量自己回帰モデルによる解析

まず,歪変化に含まれる気圧応答を位相遅れのない一次式で近似する(例えば,檜皮・他,1983)と共に,BAYTAP-G(石黒・他,1984)を適用することにより,気圧・潮汐の影響を除去したデータセット Y(n) (n=1,2,...,N) を準備する。本節では 5 年間以上にわたる長期間のデータを一括して処理する必要上,データのサンプリングを1日毎としたため,上述の潮汐補正を行う必要はない。

この方法では,観測データの時系列Y(n)を

$$Y(n)=t(n) + R(n) + w(n)$$
 (2.7.1)

と要因毎に分解して表現する。ここで,

Y(n): 観測データの一次元時系列 (気圧・潮汐補正後の歪の日値),

t(n): トレンド成分,

R(n): 降水応答成分,

w(n):観測ノイズ~N(0,²) (正規分布),

n: 時系列データの番号 (n=1,..., N)

である。降水応答成分については,

$$R(n) = \sum_{i=1}^{m} a(i)R(n-i) + \sum_{i=1}^{m} b(i)r(n-i)$$
(2.7.2)

と自己回帰モデルで表現する。ここで r(n)は降水量であり,右辺第1項は過去の降水応答の履歴に関するもの(自己回帰係数項),同第2項は降水の直接的効果に関するもの(雨量補正係数項)を表す。式(2.7.2)の次数mと自己回帰係数 a(i),b(i)は,AIC最小化法(赤池・中川,1972)によって求めることができ,降水応答Rの時系列は,得られた次数と自己回帰係数を用いて式(2.7.2)から推定することができる。

この推定には、Akaike et al(1979)の多変量自己回帰モデル解析プログラムMULMAR (TIMSAC84) を使用することが便利である。観測データの種類によって、降水応答が降水直後の影響を大きく受ける場合があるが、このような場合には降水時の影響を無視できなくなるため、式(2.7.2)の第 2 項は 0 次の係数から考慮する必要がある。MULMARではその両方の場合に対してパラメータを設定することにより解を求めることができる。降水応答R(n)が推定されれば、式(2.7.1)に代入することにより、

$$Y(n) - R(n) = t(n) + w(n)$$
 (2.7.1)

となり、トレンドとノイズの和が求められることになる。最終的にトレンドを得るためには、ノイズをどのようにして除去するかが問題となる。

(2) カルマンフィルターによる平滑処理

式(2.7.1)におけるトレンドt(n)と降水応答R(n)を求める方法としては,MR-AR法とは別に,最尤法を取り入れたカルマンフィルター(松本,1995)による推定法がある。この方法も多変量自己回帰モデルに基づくものである。以下では,まず一般論を記述する。

一般に,任意の時系列モデルは次の状態空間表現で記述される。

$$X_n = FX_{n-1} + Mr_n + GV_n \qquad (システムモデル) \tag{2.7.3}$$

$$Y_m = HX_n + W_n$$
 (観測モデル) (2.7.4)

ただし, X_n は状態ベクトル,Mは外部擾乱,Gはシステム擾乱,そしてHは変換行列であり,それぞれ, X_n =(t_n , R_n , R_n , ..., R_n , ...

$$F = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & a_1 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & a_2 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & a_m & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$(2.7.5)$$

状態ベクトルの推定には次のカルマンフィルターのアルゴリズムを使う:

[1期先予測]

$$X_{n|n+1} = F \cdot X_{n+1|n+1} + M \cdot r_n$$

$$V_{n|n+1} = F \cdot V_{n+1|n+1} \cdot F^t + G \cdot G^t$$

[フィルター]

$$K_{n} = V_{n|n-1} \cdot H_{n}^{t} \cdot (H_{n} \cdot V_{n|n-1} \cdot H_{n}^{t} + ^{2})^{-1}$$

$$X_{n|n} = X_{n|n-1} + K_{n} \cdot (Y_{n} - H_{n} \cdot X_{n|n-1})$$

$$V_{n|n} = (I - K_{n} \cdot H_{n}) \cdot V_{n|n-1}$$

[平滑化アルゴリズム]

$$A_{n} = V_{n/n} \cdot F_{n+1}^{t} \cdot V_{n+1/n}^{-1}$$

$$X_{n/N} = X_{n/n} + A_{n} \cdot (X_{n+1/N} - X_{n+1/n})$$

$$V_{n/N} = V_{n/n} + A_{n} \cdot (V_{n+1/N} - V_{n+1/n}) \cdot A_{n}^{t}$$

上式の1期先予測では過去(第n-1項目まで)の時系列から次のステップ(第n項目)の状態を予測するのに対して,フィルターでは現在(第n項目)までの時系列から現時点(第n項目)の状態を推定する。また,平滑化アルゴリズムでは,現在(第n項目)までの状態推定値から過去の任意の時点(第n項目)の最も確からしい状態を推定する。このアルゴリズムによって,予め計算に必要なパラメータ(自己回帰係数,システムノイズ,および観測ノイズ)が仮に知られていれば,状態ベクトルすなわち,トレンドと降水応答を計算することができる。

これらのパラメータの推定に最尤法を用いる。それにはまず次式で与えられる対数尤度Lを計算する:

$$L(a_i, b_i, {}^2, {}^2) = -\frac{1}{2} \{ N \log 2 + \sum_{n=1}^{N} \log D_{n/n-1} + \sum_{n=1}^{N} \frac{(Y_n - Y_{n/n-1})^2}{D_{n/n-1}}$$

ここで,

$$Y_{n/n-1}=H_n X_{n/n-1}$$

$$D_{n/n-1} = H_n \cdot V_{n/n-1} \cdot H^t +$$

であり、仮定したパラメータを用いたカルマンフィルターの計算結果を用いて求められる。この L を最大化するパラメータが最適値ということになる。パラメータの推定方法としては非線形最適化法として知られるsimplex法が使われる(松本,1995)。

最尤法を用いたカルマンフィルターによるパラメータ推定は、前項で述べた方法と比べて、全てのパラメータ(自己回帰係数、システムノイズ、観測ノイズ)を一度に推定できる利点がある。しかし、計算時間を要すること、観測データに含まれる異常変化(例えば停電後の復旧に伴う変化など)によって収束不安定になる場合があることから、特に地殻岩石歪計の長期間における観測データに関して適用するにはあまり実用的とは言えない。そこでこれら2つの方法を組み合わせて用いることにした。すなわち、前項で述べたプログラムMULMARによって降水応答を求め、残ったトレンドとノイズを分離するためにカルマンフィルターを用いた。この方法により、トレンドと降水応答の時系列を推定することができる。

2.7.3 東海スロースリップと体積歪計に見られる歪変化傾向

地殻岩石歪計の中でも体積歪計の場合,その出力は薄肉円筒容器の容積変化に比例するが,容器の形状から鉛直方向の変形は水平面内変形に比べて十分小さく,面積歪変化をほぼ反映すると見られる。後述(2.8節)するように,面積歪変化はGPSデータに基づく変位量から求めることができ,2001年からの東海スロースリップに伴う面積歪変化としては,御前崎周辺と渥美半島周辺では収縮歪,浜名湖周辺では伸張歪がそれぞれ現れることが推定される。本節では東海地域太平洋沿岸に近い体積歪計観測点を解析対象とし,この中で上述の歪変化が予想される御前崎,浜岡,

三ヶ日および蒲郡の各観測点における観測データを用いた解析例を示す。

MR-AR法を東海地域11ヶ所の地殻岩石歪計に適用した結果得られた多次元自己回帰モデルの次数と係数をTable 2.7.1にまとめた。最大次数を50に設定した結果,観測点によって3次から21次までのケースが得られた。いずれも低次の係数が大きく,高次の係数が急速に減衰していることから,自己回帰モデルの仮定が成立していると見られる。 Figs. 2.7.1~2.7.4は,上述の観測点における地殻岩石歪計観測データについて,原データと共にカルマンフィルターによる平滑処理を施した結果を示す。この結果によると,東海スロースリップ出現後,御前崎,浜岡の両観測点における1999年以降の歪変化は収縮が次第に緩慢になっており,上述のGPSデータによる推定に反して伸長成分が増加していることを示している。一方,東海スロースリップ出現によって収縮が想定される蒲郡観測点では時期がやや不明瞭ながらも収縮傾向を示し,伸張が想定される浜名湖に近い三ヶ日観測点では伸張傾向が目立っている。GPSデータに基づく歪変化と地殻岩石歪計における歪変化傾向との比較対照を行った結果をFig. 2.7.5に示す。対応が認められた観測点をで,対応が認められなかった観測点をで示す。これによると,東海スロースリップが顕在化した地域にある11ヶ所の観測点で両者の対応が認められたのは蒲郡と三ヶ日の2ヶ所に過ぎず,他の9ヶ所では対応が認められないという結果になった。

2.7.4 まとめ

本報告では,地殻岩石歪計には東海スロースリップと関連性のある変化をあまり明瞭な形で検出することができな

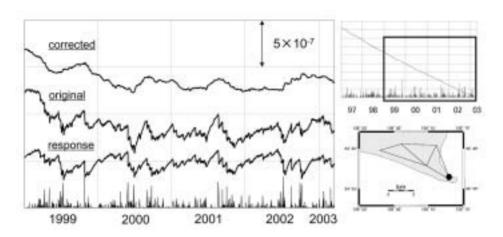


Fig. 2.7.1 Variations of corrected strain, original strain and response to precipitation for the Omaezaki station.

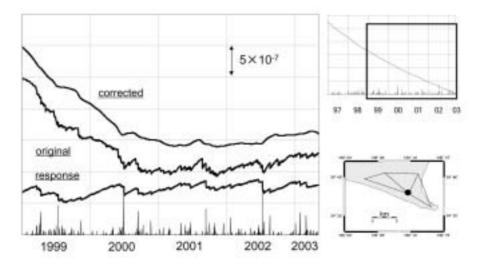


Fig. 2.7.2 Variations of corrected strain, original strain and response to precipitation for the Hamaoka station.

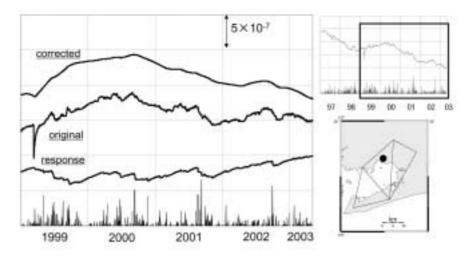


Fig. 2.7.3 Variations of corrected strain, original strain and response to precipitation for the Gamagori station.

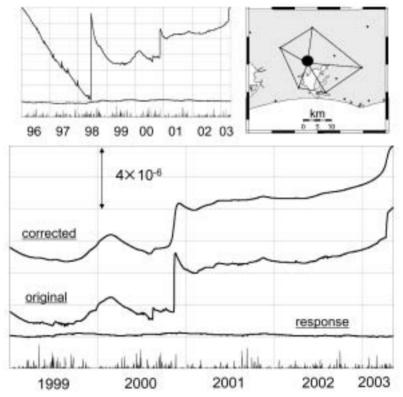


Fig. 2.7.4 Variations of corrected strain, original strain and response to precipitation for the Mikkabi station.

いという結果となった。この理由としては,後述するように(2.8節),現在のところスロースリップに伴う歪変化が年間0.1ppmと低速でかつ変化量が小さく,地殻岩石歪計の検出限界以下であることが考えられる。降水の影響に関しては,解析対象が短期間の場合には要因が降水そのものに絞られると同時に時間スケールも短いため線形関係になる場合が多いが,長期間になると要因が降雨のみならず広域の地下水変動のような非線形的要因も加わるため,自己回帰モデルでも不十分となる場合が生じる可能性がある。しかし本節で使用した降水補正の方法は上記目的以外にも有効となる場合が考えられるので,今後もさらに改良を進めていくことが必要であろう。 (吉川澄夫)

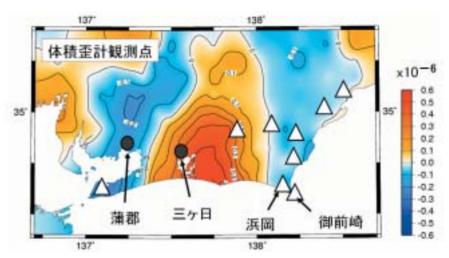


Fig. 2.7.5 Results of trial for detection of the Tokai slow-slip event by the strainmeters. Contours indicate changes of dilatation associating with the slow-slip event calculated from GPS displacements. Circles indicate the cases of agreement, and triangles indicate unidentified charges.

Table 2.7.1 AR coefficients obtained through MR-AR analysis for strain data in the stations of the Tokai area: m, the optimum number of terms; a (i), the coefficients of auto-regressive terms; b (i), the coefficients of rain correction terms. See eq.(2.7.2) in the text.

			次数	自己回帰係数	雨量補正係数
滞		RB	0		-1.0819E-04
		1	9.6232E-01	-1.1799E-04	
			2	-6.1051E-03	0.0000E+00
			3	4.3501E-02	0.0000E+00
			次数	自己回帰係数	雨量補正係数
伊	良	湖	D		-2.1616E-04
			1	9.2343E-01	-1.7694E-04
			2	6.3476E-02	2.9141E-05
			3	1.9547E-02	-8.0779E-06
			4	1.7009E-01	2.6559E-05
			5	-2.7280E-01	-4.4217E-06
			6	1.3156E-01	-3.5346E-0
			7	-3.1565E-02	2.5621E-05
			8	5.8860E-02	1.6428E-05
			9	7.7528E-02	3.8750E-05
			10	-1.8534E-01	1.7219E-0
			11	8.1005E-02	-1.6298E-05
			12	-1.8433E-02	1.0348E-05
			13	7.8139E-02	1.7275E-05
			14	3.5974E-02	4.8288E-05
			15	-1.3151E-01	1.9894E-05
			16	0.0000E+00	-9.5939E-0
			17	0.0000E+00	-2.3824E-0
			18	0.0000E+00	1.6859E-06
			19	0.0000E+00	6.0960E-06
			20	0.0000E+00	3.1195E-05
			21	0.0000E+00	-3.5143E-05

気象研究所技術報告第46号 2005

			次数	自己回帰係数	雨量補正係数
Ξ	5	B	0	OF BASSISSING	-2.7363E-04
			1	1.1852E+00	-5.6699E-05
			2	-1.4587E-01	3.2363E-04
			3	1.1903E-01	5.2045E-05
			4	-1.5838E-01	7.4858E-05
			次数	自己回帰係数	雨量補正係数
天		竜	0		-6.8199E-04
			1	8.5182E-01	-2.7432E-04
			2	8.8125E-02	2.3307E-04
		3	5.4589E-02	9.0259E-05	
			4	-3.8882E-02	-3.8138E-05
			5	4.4274E-02	8.6727E-05
			次数	自己回帰係数	雨量補正係数
藤		枝	0		-1.7128E-04
200			1	1.0207E+00	-8.6488E-05
			2	5.0364E-02	3.2759E-05
			3	-1.5693E-02	1.8919E-05
			4	1.1328E-02	3.1596E-05
			5	-1.6659E-02	2.3101E-05
			6	6.5176E-03	2.1731E-05
			7	-3.1819E-02	4.8179E-06
			В	7.2991E-02	2.5380E-05
			9	-2.9633E-02	2.9589E-05
			10	-5.1796B-02	1.2751E-05
			11	9.6788E-03	5.2364E-07
			12	2.0147E-02	1.4822E-05
			13	6.4145E-02	1.3955E-05
			14	1.1026E-01	1.2937E-05
			次数	自己回帰係数	雨量補正係数
//1		根	0		-7.4363E-04
			1	1.0687E+00	-8.6399E-04
			2	-1.4932E-02	2.7009E-04
			3	-1.3256E-01	1.3317E-04
			4	3.9490E-02	2.3990E-05
			5	2.4427E-02	8.1326E-05
			6	8.0652E-02	1.2834E-04
			7	-7.4807E-02	1.5166E-04
			8	1.9983E-02	8.8411E-05
			9	-2.1147E-02	6.2258E-05
			1.0	4.8834E-02	8.8004E-05
			11	-2.5073E-02	9.3232E-05
			12	-2.6641E-02	4.0515E-05
			13	8.0751E-02	4.3320E-05
			14	-6.7534E-02	1.0745E-04

		次数	自己回帰係数	雨量補正係数
清	水	0		-9.7800E-04
		1	8.6349E-01	-1.0190E-03
		2	1.7112E-01	-2.4594E-04
		3	1.0101E-01	2.2779E-05
		4	-2.2762E-01	-4.2399B-05
		5	1.3048E-01	-5.7225B-05
		6	7.2519E-03	5.5208E-05
		7	4.1869E-02	1.5784E-04
		8	-3.5618E-02	1.7607E-04
		9	-5.3849E-02	1.0716E-04
		次数	自己回帰係数	雨量補正係数
19	圏	0		-2.6538E-04
		1	1.1004E+00	1.2920E-04
		2	4.2468E-02	2.4976B-04
		3	-8.6430E-02	3.4139B-05
		4	-2.3252E-02	-1.5910E-05
		5	3.3858E-03	-1.7779E-05
		6	-1.1868E-02	-1.6496E-05
		7	3.0093E-03	-9.5289E-06
		8	5.1085E-02	-3.8573E-06
		9	-4.4158B-02	-1.1014E-05
		10	-3.8003E-02	-2.9240B-05
		11	6.0449E-02	2.5275E-06
		12	-5.6974E-02	-3.8118E-09
		13	0.0000E+00	-3.0226E-05
		次数	自己回帰係数	雨量補正係数
-	relet.	-		
秦	原	0		
搡	原	1	1.1318E+00	
*	原	1 2	-2.9175E-02	-1.7172E-04
操	原	1 2 3		-1.7172E-04 3.0733E-04 2.8482E-09
操	原	1 2 3 4	-2.9175E-02	-1.7172E-04 3.0733E-04 2.8482E-09
操	原	1 2 3	-2.9175E-02 -7.0753E-02	-1.7172E-04 3.0733E-04 2.8482E-05 6.2828E-05
操	原	1 2 3 4 5	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02	-1.7172E-04 3.0733E-04 2.8482E-09 6.2828E-09 7.3172E-09
操	原	1 2 3 4 5	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02	-1.7172E-04 3.0733E-04 2.8482E-09 6.2828E-09 7.3172E-09
	原	1 2 3 4 5	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482B-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000B+00 雨量補正係数
		1 2 3 4 5 6	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02	-1.7172E-04 3.0733E-04 2.8482E-05 6.2828E-05 7.3172E-05 0.0000E+00 雨量補正係数 -4.8763E-04
		1 2 3 4 5 6 次数	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482E-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000E+00 雨量補正係数 -4.8763B-04
		1 2 3 4 5 6 次数 0	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01	-1.7172E-04 3.0733E-04 2.8482E-09 6.2828E-09 7.3172E-09 0.0000E+00 雨量補正係数 -4.8763E-04 -5.9225E-04
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01	-1.7172B-04 3.0733E-04 2.8482E-05 6.2828E-05 7.3172E-05 0.0000E+00 雨量補正係数 -4.8763E-04 -5.9225E-04 -1.0268E-04 -3.1423E-07
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482E-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000E+06 雨量補正保数 -4.8763B-04 -5.9225B-04 -1.0268B-04 -3.1423B-05 4.0163B-05
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482B-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000B+00 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225B-04 -1.0268B-04 -3.1423B-05 4.0163B-05 5.2939B-05
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4 5	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02 3.5498E-02	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482B-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000E+00 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225B-04 -1.0268B-04 -3.1423B-05 4.0163B-05 5.2939B-05
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4 5	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02 3.5498E-02 7.1062E-02	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482E-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000E+00 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225B-04 -1.0268B-04 -3.1423B-05 4.0163B-05 5.2939B-05 8.0650B-05 1.4533B-04
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4 5 6 7	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02 3.5498E-02 7.1062E-02 3.2902E-02	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482E-05 6.2828E-05 7.3172E-05 0.0000E+00 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225E-04 -1.0268E-04 -3.1423E-05 4.0163E-05 5.2939E-05 8.0650E-05 1.4533E-04
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4 5 6 7 8	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02 3.5498E-02 7.1062E-02 3.2902E-02 4.7309E-03	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482E-05 6.2828E-05 7.3172B-05 0.0000E+06 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225B-04 -1.0268E-04 -3.1423E-05 4.0163E-05 5.2939E-05 8.0650E-05 1.4533E-04 1.2599B-04
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02 3.5498E-02 7.1062E-02 3.2902E-02 4.7309E-03 -5.0622E-02	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482E-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000E+06 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225B-04 -1.0268E-04 -3.1423B-05 4.0163B-05 5.2939B-05 8.0650B-05 1.4533B-04 1.2599B-04 4.1395B-05
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02 3.5498E-02 7.1062E-02 3.2902E-02 4.7309E-03 -5.0622E-02 -4.4356E-02 4.5969E-02	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482E-05 6.2828E-05 7.3172E-05 0.0000E+00 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225E-04 -1.0268E-04 -3.1423E-05 4.0163E-05 5.2939E-05 8.0650E-05 1.4533E-04 1.2599E-04 4.1395E-05 8.9868E-05
		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02 3.5498E-02 7.1062E-02 3.2902E-02 4.7309E-03 -5.0622E-02 -4.4356E-02 4.5969E-02 4.8077E-02	-1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482B-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000E+06 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225B-04 -1.0268B-04 -3.1423B-05 4.0163B-05 5.2939B-05 8.0650B-05 1.4533B-04 1.2599B-04 4.1395B-05 8.9868B-05 1.4658B-04
操		1 2 3 4 5 6 次数 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11	-2.9175E-02 -7.0753E-02 2.0021E-02 2.0269E-02 -7.2130E-02 自己回帰係数 5.1894E-01 3.2219E-01 1.0459E-01 6.3255E-02 3.5498E-02 7.1062E-02 3.2902E-02 4.7309E-03 -5.0622E-02 -4.4356E-02 4.5969E-02	-5.4362B-04 -1.7172B-04 3.0733B-04 2.8482B-05 6.2828B-05 7.3172B-05 0.0000B+00 雨量補正係数 -4.8763B-04 -5.9225B-04 -1.0268B-04 -3.1423B-05 3.1423B-05 5.2939B-05 8.0650B-05 1.4533B-04 1.2599B-04 1.0670B-04 4.1395B-05 8.9868B-05 1.4658B-04 5.9283B-05 0.0000B+00

			次数	自己回帰係数	雨量補正係数
御	御前	嫡	0		-5.0313E-04
		1	7.1796E-01	-4.8400E-0	
		2	1.9426E-01	-4.2482E-0	
		3	9.1140E-02	-5.1527E-0	
			4	7,5586E-02	5.6109E-0
			5	-5.2401E-02	5.2636E-0
			6	-2.1770E-02	3.6268E-0
			7	8.9287E-03	3.7390E-0
			В	7.5646B-02	4.4051E-0
			9	-2.3509E-02	8.0160E-0
			10	-5.4458E-02	2.6650E-0
			11	7.6434E-04	2.8290E-0
			12	1.5424E-02	1.9756E-0
			13	6.4972E-02	6.4772E-0
			14	-2.0194E-02	5.2285E-0
			15	-3.5954E-02	3.6158E-0
			16	6.2495E-02	7.3857E-05
			17	-9.8669E-04	9.4948E-05
			18	-9.7915B-02	3.8533E-05

参考文献

赤池弘次・中川東一郎, 1972: ダイナミックシステムの統計と制御, サイエンス社, 189pp.

Akaike, K., G. Kitagawa, E. Arahata and F. Tada, 1979: Computer Science Monographs, NO.11, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.

檜皮久義・佐藤馨・二瓶信一・福留篤男・竹内 新・古屋逸夫,1983:埋込式体積歪計の気圧補正,験震時報,47,91-111.

石垣祐三,1995:埋込式体積歪計データの精密補正及び異常識別について,験震時報,59,7-29.

石黒真木男・佐藤忠弘・田村良明・大江真嗣,1984:地球潮汐データ解析 - プログラムBAYTAP-Gの紹介 - ,統計数 理研究所彙報,32,71-85.

北川源四郎, 1993: 時系列解析プログラミング, 390pp, 岩波書店.

小泉岳司・吉田明夫,1989:湯河原体積歪計に対する地下水の影響,気象研究所研究報告,40,24-28.

Matsumoto, N., 1992: Regression Analysis for Anomalous Changes of Ground Water Level Due to Earthquakes, *Geophys. Res. Lett.*, **19**, 1193-1196.

松本則夫・高橋 誠,1993:地震に伴う地下水位変化検出のための時系列解析,地震2,45,407-415.

松本則夫,1995:地震に関連する地下水位変化の検出,「時系列解析の実際」,167-180,朝倉書店.

二瓶信一・檜皮久義,1983:三ヶ日における埋込式体積歪計に対する降雨の影響,験震時報,48,18-22.

小澤慎三郎・村上 亮・海津 優・鷺谷 威・矢来博司・西村卓也・多田 尭,2001:2001年から見られる東海地方の異常地殻変動,日本地震学会2001年秋季大会講演予稿集,C02.

Ozawa, S., M. Murakami, M. Kaidzu, T. Tada, T. Sagiya, Y. Hatanaka, H. Yarai, and T. Nishimura, 2002: Detection and Monitoring of Ongoing Aseismic Slip in the Tokai Region, Central Japan. *Science*, **298**, 1009-1012.

菅原正己,1972:流出解析法,共立出版.

田中寅夫,1979:傾斜計・伸縮計記録に現れる降雨の影響とそのシミュレーション,測地学会誌,25,91-100.

山内常生,1981:降雨に対する地殻歪レスポンスのシミュレーション,測地学会誌,27,40-49.

2.8 東海スローイベントによる地殻変動

2.8.1 はじめに

東海地域は地震空白域の形成や地殻変動観測の結果などに基づき巨大地震発生の可能性が指摘されたことから,1978年,東海地震に係わる地震防災対策強化地域に指定された(例えば,Mogi, 1981; Ishibashi, 1981)。その後,固着域(Matsumura, 1997),バックスリップ領域(Sagiya, 1999),1944年東南海地震の津波波源域,東海地域周辺のテクトニクスなど,様々な新しい知見に基づいて想定震源域の見直しが行われた結果,新たな想定震源域は海域では南西に拡大される一方で陸域も浜名湖付近まで拡大されることとなった(中央防災会議,2001)。このような状況下,GPS観測網において2001年春頃から浜名湖付近を中心とする広い範囲で定常的な変位からのずれ(非定常変位)が次第に拡大する傾向が認められるようになった(小澤・他,2001)。このような非定常変位の拡大は,浜名湖周辺下のプレート境界面において定常的な沈み込み方向とは逆向きのゆっくりすべり(スロースリップ)が進行しつつある状況を表していると解釈されている(Ozawa et al., 2002)。これに対しては,三陸沖,房総半島周辺,日向灘などで観測されている「ゆっくり地震」と同様,過去に繰り返し発生している現象の1つという考え方がある(例えば,木股・山内,1998)一方で,当然のことながら想定東海地震の前駆的すべりを表す可能性も指摘されている(例えば,加藤・他, 2003)。

気象庁の地殻岩石歪計には2004年現在,このスロースリップに対応する変化が確認されていないが(2.7節),この現象が想定される東海地震の前駆的地殻変動である可能性を否定することができない以上,歪の空間・時間的変化の特徴をあらかじめ把握し,スロースリップの今後の変化・加速に備えておくことは重要である。いすれにしても,GPSで観測される変位量と地殻岩石歪計で観測される歪量の物理的意味の違いに留意しつつ,変位と歪,両方の示す変動を併せてスロースリップを監視していく必要があろう。

本節では、最初に東海スロースリップイベントについて概観したあと、2.2節で示したGEONET座標データに含まれる年周パターンの変化が東海スロースリップイベントの解析に及ぼす影響を評価し、その影響を除去したデータを用いてプレート間のすべり分布を推定する。次に、変位と歪という観測量のもつ意味とそれらの解析の意義を比較する。スロースリップによってどのような歪変化が生じているかという視点から、GPS観測で得られる変位を使って歪解析を行うと共に、求められた歪変化に基づいてプレート境界面上のすべり分布の推定を試みる。この結果から、スロースリップが想定震源域とその周辺の歪場に与える影響を明らかにする。また、現在地殻岩石歪計にスロースリップが検出されていない理由についても検討する。

2.8.2 年周パターン変化の影響

東海スローイベントを示すデータの一例として,GEONETの浜松観測点(93054)の座標変化をFig. 2.8.1に示す。この図には,東西・南北・上下の各成分それぞれについて,大潟観測点(950241)を基準とした生データ,その生データのうち1998年から1999年までの2年間のデータにあてはめた直線・年周・半年周項からなる近似曲線,及びその残差が示されている。東西成分では,約15mm/yrで西向きに変位していたものが2000年中頃から2001年末頃の期間ほぼ停滞していたこと,南北成分では約5mm/yrで北向きに変位していたものが2000年中頃以降は約4mm/yrで南向きに変位していることが見てとれる。

次に,中部日本における水平変位の分布をFig. 2.8.2に示す。Fig. 2.8.2(a)は1998年1月から1999年12月までの2年間, Fig. 2.8.2(b)は2001年1月から12月までの1年間の平均変位速度を示している。前者は,西南日本の東進と東北日本の西進,フィリピン海プレートの沈み込みや伊豆半島における衝突など,この地域のプレート間相互の運動を反映した定常的な変位場を表していると思われ,新潟-神戸構造線(Sagiya *et al.*, 2000)を境にした変位分布の変化が明瞭に

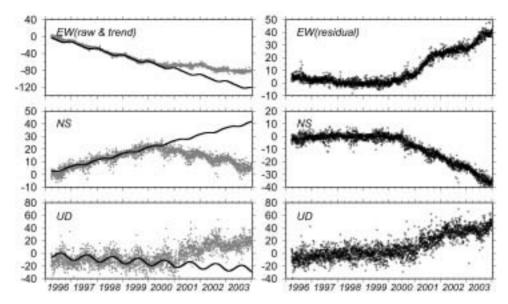


Fig. 2.8.1 Coordinate changes at the Hamamatsu station of GEONET with respect to the Ogata station. Left panels depict the raw data (gray point) and normal trend (solid curve), and right panels illustrate the residuals obtained by subtracting the secular trend from raw data.

認められる。それに対して後者では,東海地域において前者に見られた西北西向きの大きな変位ベクトルが見られないほか,長野県,岐阜県などの内陸部の西向き変位ベクトルも小さくなっている。これら2つの期間の水平変位の差をとったものをFig. 2.8.3に示す。ほとんどの地域では差が小さく,この2つの期間で変位速度に違いがないことを示しているが,東海地域においては南東から東南東向きの変位ベクトルが明瞭に見られる。この変位は通常の沈み込みによる内陸向きの変位とは逆向きであり,地震時に起こると考えられる変位の向きに一致する。

Ozawa et al.(2002)は,2000年より前の座標データに直線・年周及びその高次項をあてはめて求めた近似曲線を定常変動とみなし,それからの残差を非定常変動として抽出することでスローイベントを見いだしている。しかし2.2節で述べたように,GEONETの座標データに含まれる年周的な季節変動(年周パターン)には微小な量ではあるが年ごとに違いが見られ,特に2000年を境にしたその前後の年周パターン変化はやや大きいために,2000年より前のデータを使った方法では年周パターン変化が地殻変動解析に混入して,みかけの変動を引き起こす恐れがある。そこで年周パターン変化が東海スローイベントの解析に影響を与えるかどうか調べた。

年周パターン変化の影響を除去しないデータと除去したデータについて,2001年を6ヶ月毎に2つの期間に分けてそれぞれの期間について求めた水平変位分布(大潟観測点基準)をFig. 2.8.4に示す。影響を除去しないデータから求めた水平変位分布(Fig. 2.8.4(a))では,年の前半(1~6月)の変位量は南東~東南東向きに約10mmであるのに対し,後半(7~12月)の変位は東~北東向きに約5mmとスローイベントの一般的傾向とは異なる。一方,影響を除去したデータから求めた水平変位分布(Fig. 2.8.4(b))では,年の前半・後半ともほぼ同じ向きと大きさで変位している。年周パターン変化がスローイベントを年の前半には強調、後半には打ち消すような向きにはたらいていることがわかる。スローイベントは大きいところでも年速にして15mm程度で,数ヶ月単位では数mm程度とかなり微小になる。それに対して年周パターン変化の影響もそれにほぼ匹敵する大きさであり,短い時間間隔で調べる場合は年周パターン変化による影響の比率が高まる。

このように、短い時間間隔をとった場合にはスローイベントによる変位量が年周パターン変化によって生じるみかけの変位量と同程度の大きさになるため、それをそのままプレート間すべり分布解析に使用すると、結果に影響を及ぼす恐れがある。そこで、年周パターン変化の影響を除去した変位データを使用してすべり分布を推定した。用いたデータはFig. 2.8.5に示した75観測点の3次元変位データで、2001年から2003年までの3年間の座標データを、2.2節

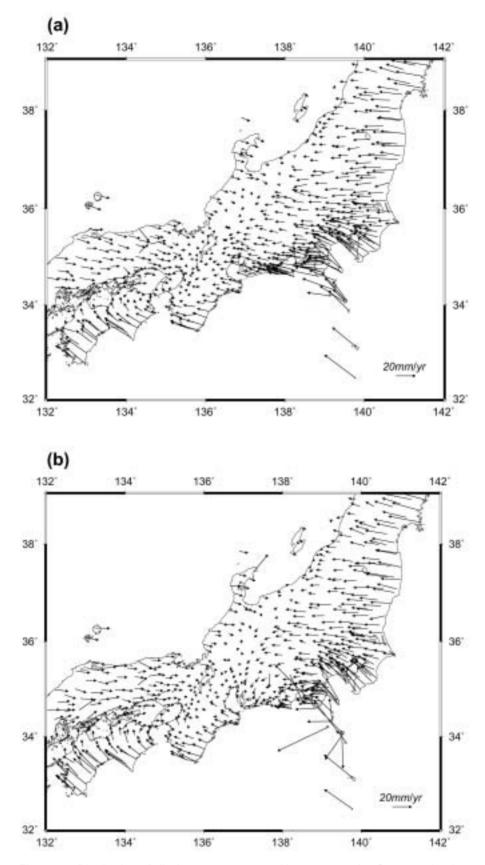


Fig. 2.8.2 Distribution of displacement vectors with respect to the Ogata station in central Japan. (a) January 1998 to December 1999, (b) January 2001 to December 2001.

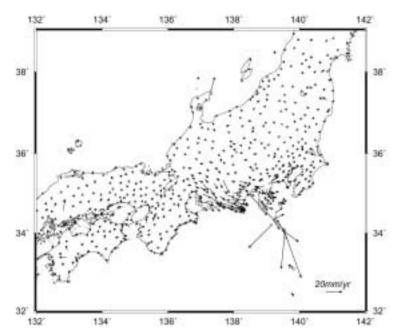


Fig. 2.8.3 Distribution of abnormal displacement vectors with respect to the Ogata station in central Japan from January 2001 to December 2001.

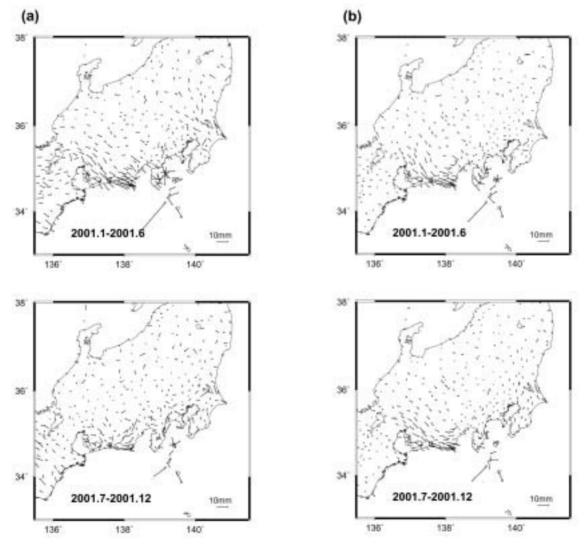


Fig. 2.8.4 Distribution of abnormal displacement vectors with respect to the Ogata station in Central Japan. The upper panel of (a) plots the displacements with no correction in the first half of 2001, and the lower parel plots the displacements with no correction in the second half of 2001. Upper and lower panel of (b) depict the displacements with consideration of the change of annual pattern in first half and the second half of 2001.

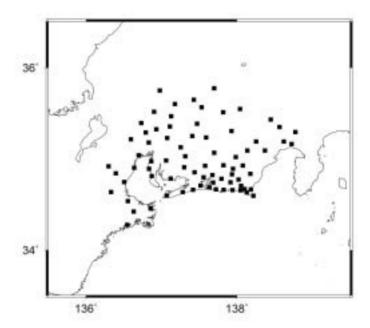


Fig. 2.8.5 Locations of the GPS observation stations where displacement data was used in estimating slip distribution.

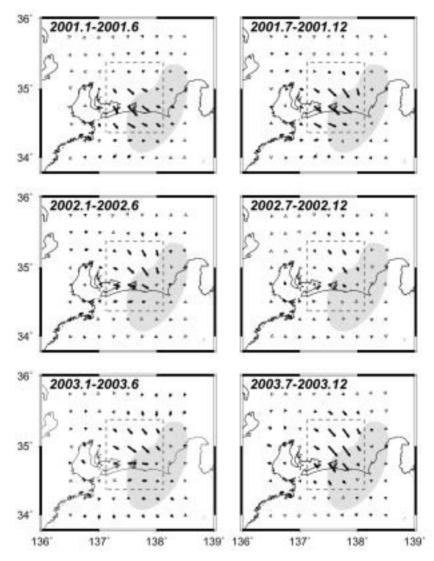


Fig. 2.8.6 Slip distributions estimated from three-dimensional displacement data in each period. The gray area indicates the anticipated epicentral area of the Tokai earthquake.

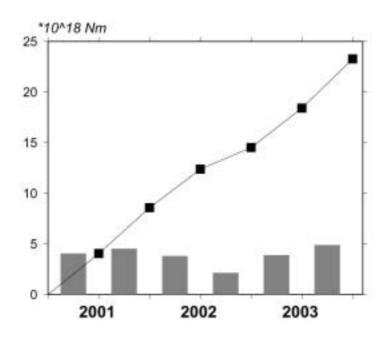


Fig. 2.8.7 Moment in rectangular area denoted by broken line of Fig 2.8.6 in each period (bar graph) and accumulative one (line graph).

で述べた方法で年周パターン変化を除去した後,6ヶ月ごとに6つの期間に分け,それぞれの期間で平均変位速度を求めて推定の元データとした。推定には,後述(2.9節)する地殻変動解析支援プログラムが新たに備えた新機能を用いた。推定したすべり分布をFig.2.8.6に示す。この図に灰色で示されている領域は,東海地震の想定震源域の位置である。推定された主要なすべりは,2001年には想定震源域の深部西側にあたる浜名湖を中心とする領域にあったが,2002年と2003年には海域側のすべりが減衰し,想定震源域の深部北西側にあたる内陸部が中心となった。量的な変化を見るため,Fig.2.8.6の図中に破線で示した領域に含まれる4×4のすべりについて,各期間内の相当地震モーメントとその累積モーメントをFig.2.8.7に示す。2002年後半の相当地震モーメントが他の期間の半分程度になっていることを除くと,ほぼ同じ程度の相当地震モーメントですべりが進行している。年前半で加速,年後半で減速という傾向は見られず,そのような変動は元の座標データに含まれていた年周パターン変化の影響であることを示している。

(山本剛靖)

2.8.3 歪と変位

ここからは歪変化に重点を置いてスロースリップを評価していくことにするが,その初めに変位と歪を観測しそれらを解析することの意義を述べる。

GPS観測データの解析結果は電子基準点の座標値で与えられるが、地殻変動を調べる場合は、ある観測点と基準点(もしくは固定点)との間の変位の差で表されることが多い。変位は観測点の移動量であるのに対し、歪は観測点間の相対的な距離変化や角度の変化を示す。両者の本質的な違いは、変位が観測地域の変動に加えて、基準点(固定点)の変動、遠方の地震火山活動などに基づく変動など、広域もしくは観測点共通の変動も反映するのに対し、歪は基準点に拠らない観測点間の相対運動を示すことにある。

一般に歪は変位の空間微分により定義される。観測される変位や歪が断層すべりや面力(圧縮力や引張力)などによって生じる弾性変形を反映すると考えると、変位が力源からの距離の2乗にほぼ反比例するのに対し、歪は力源からの距離の3乗にほぼ反比例する(例えば、Okada、1992)。したがって、変位場が遠方までの比較的単調な変化を示すのに対して、歪場は空間的に狭い範囲で短波長の変化を示すことを意味しており、力源の位置を探索する上で歪の空間分布を調べる方が範囲を絞りやすい。また、変位場は広域の変動を見るのに好都合であるが、移動を伴わない内

部の応力場を推定することには使えない。これに対して歪が弾性変形に因ると仮定することができる場合には,歪の空間分布や時間変化から応力の空間分布と時間変化を推定することが可能である。

逆に,海域に力源が存在して陸域の歪から力源を推定するのが困難な場合でも,変位を使うことによってそれが可能になる場合がある。さらにGPSにおける観測精度を考慮すれば,変位を空間微分して歪場を求めることには空間分解能に限界がある。このような事情を考慮すれば変位によるアプローチも重要であることがわかる。

一般にスロースリップの場合に限らず何らかの広域地殻変動が現れた場合には,変位場において変動の全体的傾向を把握していくと共に, 歪場に着目し地域的な歪の解放・蓄積状況を把握していくという両面のアプローチが重要であるということができる。

2.8.4 歪解析の方法

解析には国土地理院GEONETのデータ(1996年4月~2003年12月)を使用した。解析対象となったGPS観測点をFig. 2.8.8に示す。観測点の中には周囲の観測点で観測される変位場とは明らかに異なる変位ベクトルを示すものもある。これを直ちに異常な観測値であるとは断定できないが,その場合もかなり含まれ,かつ歪の空間分布を見る上で少なからず影響を及ぼすことがあるため解析対象から除外した。ここでは,静岡峰山,静岡畑薙,引佐,日進の4観測点を解析から除いている.座標値に含まれる年周変化や高次の周期変動については必ずしも長期にわたり不変とは限らないが(2.2節参照),その影響の多くは歪をとることで軽減されると考えられるので,ここでは単純に1998年から1999年の2年間のデータに基づいて最適化された年周・半年周期の正弦曲線による補正を行ったものを用いた。さらに定常変化を除いて見る必要がある場合には,同じ2年間のデータから推定される直線トレンドを観測値から除いたものを使った。

本節では,歪の空間分布を求める際には変位を空間的に格子点化してから歪に変換する一方,時間変化を求める際には解析対象地域の基線長変化から歪を1日毎に算出するというように,解析目的によって方法を使い分けた。この

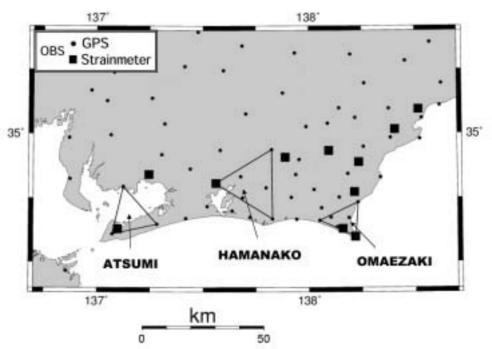


Fig. 2.8.8 Location of GPS (small circles) and strainmeter (squares) stations. Triangles indicate trilateration nets of GPS for calculating horizontal principal strains. ATSUMI, HAMANAKO, and OMAEZAKI are symbolic names representing regions near the Atsumi Peninsula, Hamanako Lake, and Omaezaki Spit.

ように空間分布と時間変化で歪解析の方法を変えたのは次の理由による。変位の空間分布を単位時間毎に求めてから 歪に変換することにより時間変化を計算することもできるが,格子点化の段階と変位から歪への変換を行う段階で二 重に精度を落とす可能性がある。一方,各基線長の歪時間変化を全領域で求めてから空間分布を算出することは手間 が多くあまり現実的ではない。それぞれに最も相応しい手順を使うのが確実な方法であり現実的な選択であった。

(1) 空間分布の解析方法

空間分布を求める際には、Fig. 2.8.8に示した領域に含まれるGPS観測点のうち、上記の4観測点を除いた観測点のデータを対象に、設定した解析期間の変位を抽出後、格子点化を行った。ここではスロースリップに起因する非定常変化を取り出すため、前述の方法で定常変化成分を除いた。格子点化の際には1つの観測点から半径30km以内にある全ての観測点のデータを用いて東西、南北とも一定の間隔(12点/度)に内挿を行った。各格子点の変位が求まった後は定義に従って、歪の南北、東西成分及びせん断歪を求め、それらの結果から面積歪や主歪を算出した。以上の作業には中村(1999)のGPSデータ表示解析用パソコンソフトSeis-GPSを使用した。

(2) 時間変化の解析方法

歪の時間変化を解析する際は, Fig. 2.8.8の3つの地域(渥美半島,浜名湖,御前崎)の基線三角形における歪の各時点の値から次の手順で求めた。

三角形の各頂点の座標値を用いて3基線の辺長と方位角を求めた後,起点日における基線長を基準として各基線方向の線歪を1日毎に算出する。

で求めた3方向の線歪とそれぞれの基線の方位角から水平面内主歪2成分の1日毎の値を求める。主歪の水平2成分については縮みの大きい方を最大主歪とし,そうでない方を最小主歪とする。ただし歪の極性としては伸びを正にとる。

上述の三角形の取り方には若干任意性が残る。また,歪が変位の空間微分であることによって誤差が拡大される可能性があるが,この可能性は時間変化を見る場合にも想定する必要がある。基線の選び方の影響や基線長の大きさと 誤差量との関係について量的に評価しておくことは今後の議論にとって重要なので,ここに御前崎付近の観測点を例

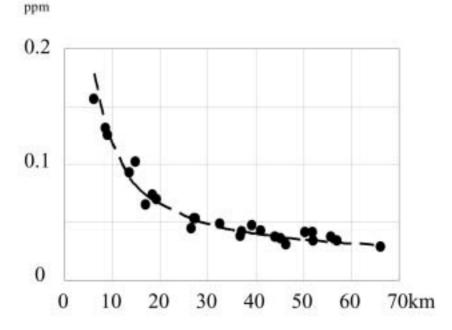


Fig. 2.8.9 Standard deviation of the linear strains calculated from the GPS data. The standard deviation is calculated from the data sets from 1 Apr. 1998 to 31 Mar. 2000, where the linear trends are subtracted. The fitted curve is in proportion to the inverse of the baseline length. To reduce fluctuation of the strain, the baseline lengths should exceed 10km.

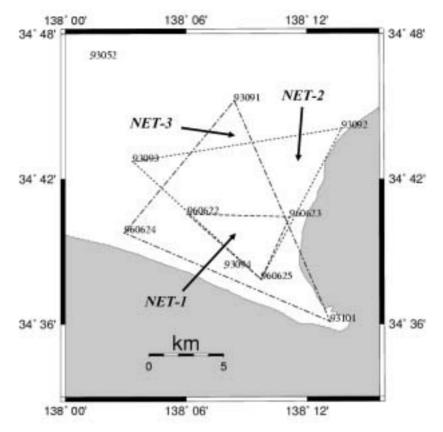


Fig. 2.8.10 Configuration of triangular NET-1, NET-2 and NET-3 around Omaezaki.

に取り検討した結果を示す。

まず、御前崎を基準とするGPSの各観測点までの距離に対して線歪のゆらぎの大きさを調べた結果をFig. 2.8.9に示す。データは1998年4月から2000年3月までの2年間で定常変化成分を除いたものを用いた。各時点の線歪はそれぞれ基線長から期間全体の平均値を差し引いた後、基線長で割ることにより計算した。2年間の線歪のデータにおける標準偏差でゆらぎを見ることにする。この図によると、基線長が10km以内では標準偏差が0.1ppmを越えるが、10km以上になると0.1ppm以下の値を示すようになる。図中の破線は距離の逆数に比例する曲線を示しており、距離の増加と共に歪変化に含まれるゆらぎが次第に低下することが分かる。

次に,主歪の時間変化を見る上で基線三角形の選択の仕方が歪変化のゆらぎに対して与える影響を見た。Fig. 2.8.10は設定した3つの基線三角形である。前述の結果からNET-1は1つの基線長が10km以下になるために精度が低くなることが推定される。NET-2はNET-1の2測線をほぼ同方向に延ばした基線長の長い三角形で構成されており,精度が改善されると推定される。NET-3はNET-2と同程度の長さの基線から構成されているが使用した観測点はすべて異なるものを用いており,両者は一応独立と見なされる。この両者の比較は歪変化の信頼性の検証に役立つと考えられる。Fig. 2.8.11に各三角形における最大主歪,最小主歪および最大主歪の方位の時間変化を示す。この図によると,NET-1では誤差が大きい様子が見えるが,歪変化傾向は他の2つの基線三角形と比べて大きな違いを示していない。NET-2とNET-3はともにNET-1に比べてゆらぎが小さく歪変化の傾向は詳細な違いを除きほぼ同様であることが分かる。誤差の原因として歪計算の起点とした1997年2月からの経過年数が少ないこともあり,その特徴は主軸の方位角の変化に顕著に現れている。一方主歪の変化傾向には大きな違いがないものの,絶対値には1ppm程度の差が見られる。

以上の調査結果から,GPSデータに基づいて歪の時間変化を見る上で基線長を少なくとも10km以上の長さにとることが重要であることが結論される。

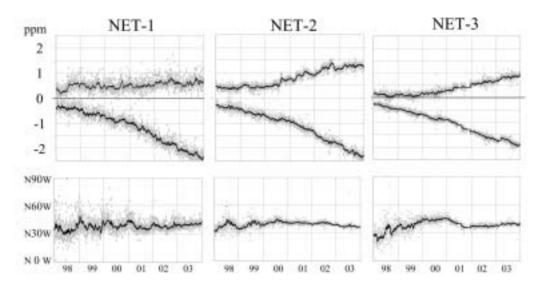


Fig. 2.8.11 Temporal changes in the horizontal principal strains calculated from GPS data for NET-1, NET-2 and NET-3. The upper figures present the maximum and minimum principal strains, and the lower figures, the axes of the maximum principal strain. The polarity of the strain is positive for expansion and negative for contraction. Here, maximum strain means, maximum contractive strain.

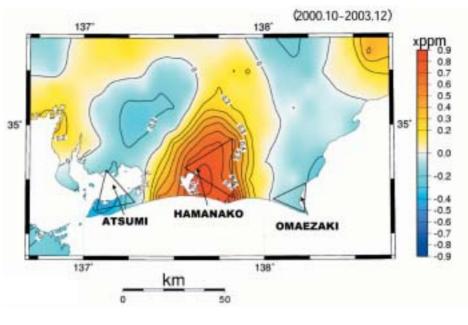
以後では主に面積歪と主歪2成分を扱う。面積歪は歪の空間分布との比較のため示しているが,一般に歪場はテクトニクスなどに起因する異方性をもつため,主歪で見るほうがテクトニクスを調べるのに適している場合もある。他方,方向性を考えず単に歪の集中や平均歪を調べる場合は面積歪による表示が適している場合もある。実際,後述するようにインバージョンによりすべり変位ベクトルを推定する際には面積歪からの推定が可能となる。また,面積歪は体積歪計出力と直接比較をする上でも適当と考えられる(吉川,2003)。

2.8.5 歪の空間分布

東海スロースリップによる歪の非定常変化が空間的にどの範囲まで広がっているかを見るため,2000年伊豆諸島北部イベント(2.6節)がほぼ終息し,その影響が見られなくなる同年10月以降の歪分布を調べる。前述のように1998年~1999年の定常変化から推定されるトレンドは除いてある。

Fig. 2.8.12(上)に,2000年10月を起点として2003年12月までに生じた面積歪変化の空間分布を示す。浜名湖東方の浜松市付近を中心とする大規模な伸長域がこの図の最大の特徴としてあげられる。伸張域の中心は海岸線に近く海域にもスロースリップの影響が及んでいることが想像される。一方御前崎から駿河湾西岸にかけての縮みと渥美半島から愛知県東部にかけての縮みも明瞭である。Fig. 2.8.12(下)に歪変化の主軸の空間分布を示す(この図では歪変化に定常変化成分も含む)。これによると浜名湖とその周辺では北西 - 南東方向の伸張が顕著に見られるのに対して,渥美半島付近は北北西 - 南南東方向に最大収縮が見られ,また御前崎付近では西北西 - 東南東方向の収縮が特徴的である。

非定常歪の増加傾向が一過性のものではなく、継続していることは遠州灘に沿うプロファイルに見ることができる。 Fig. 2.8.13(a)に遠州灘に沿う矩形領域における面積歪の変化を示す。シンボルの違いは観測期間の違いを示す。この 図によると2001年当初、浜名湖中央(東経137.6度付近)にあった伸張域の中心が、2002年にはやや東方(東経137.7 度付近)に移動していることがわかる。 Fig. 2.8.13(c)に示すように伸長域の面積歪のピーク値は単調に増加している。 Fig. 2.8.13(b)には同領域における変位のプロファイルを示す。ここで変位は大潟を固定点とする各観測点の水平変位 ベクトルの絶対値で示している。 歪場と変位場との違いは Fig. 2.8.13(a)と Fig. 2.8.13(b)のプロファイルから明らかである。 変位場は単調な山型の形状が徐々にせり上がって行く様子を示し、裾野が広がった印象を与える。 これに対し歪



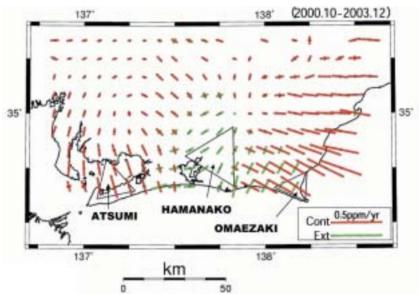


Fig. 2.8.12 (Top) Spatial distribution of dilatation calculated from changes in GPS displacements from October 2000 to December 2003. Secular trends of the dilatation during the period were subtracted using data from 1998 to 1999. (Bottom) Spatial distribution of horizontal principal strain axes calculated from changes in GPS displacement from October 2000 to December 2003.

場は極性が正負の部分から構成される正弦曲線の形を示しており,浜名湖付近の伸長が進行するのとは対照的に渥美 半島や御前崎付近の収縮が次第に強まってきていることがわかる。ここで変位場の裾野の広がりよりも歪場の広がり の方がコンパクトになっていることに注意してもらいたい。もともと歪が変位の空間微分であることから歪場が短周 期の波形を示すことは特に驚くべきことではないが,このように伸張と収縮が同時に強まっていくことと変動域が変 動量の大きさに対して比較的狭い範囲に収まって見えることが歪の空間分布の特徴であり,その広がりの程度から東 海スロースリップの影響をより的確に評価していくことができる。

2.8.6 歪の時間変化

上述の非定常的な歪の空間分布に基づき,最も特徴的な変化が生じている渥美半島,浜名湖および御前崎の3地域とその周辺における歪の時間変化傾向を見ることにする。前節とは異なり定常的な歪変化を含めていることに注意し

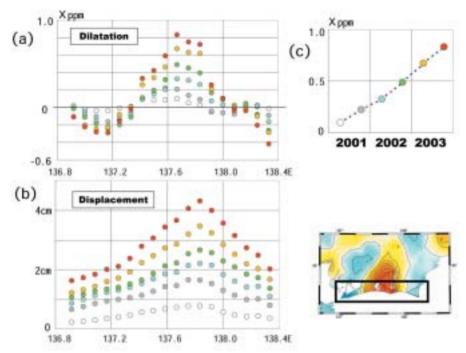


Fig. 2.8.13 Profiles of (a) horizontal distribution of dilatation and (b) absolute horizontal displacement, in the six periods originated from October 2000. Secular trends of dilatation and absolute horizontal displacement were subtracted using the data from 1998 to 1999. (c) Temporal change in peak values of dilatation. In the map below, the rectangle indicates the objective area. The symbols with different colors denote the different intervals from October 2000: white until April 2001, light gray until October 2001, light blue until April 2002, light green until October 2002, orange until April 2003 and red until October 2003.

てもらいたい。このように時間変化を見る場合に定常変化を含めるのは,定常変化と非定常変化が一目瞭然で区別できることと,定常変化と併せて見ることによって非定常変化における極性の反転を地域毎に明瞭に見出すことが可能になるためである。

Fig. 2.8.14には各地域の主歪 2 成分と面積歪の時間変化を示す。スロースリップの発生以降,歪の主軸方位については顕著な時間変化が見いだされず, Fig. 2.8.12(下)の主歪の空間分布とは目立った違いが見られない。Fig. 2.8.14によると,スロースリップの開始(図中太い矢印)に伴って歪変化傾向が各地域で変化していることが見出される。これに対し2000年伊豆諸島北部イベント(図中細い矢印)に伴う地殻変動に対応する変化は,渥美半島の歪各成分にはあまり明瞭には認められない。しかし浜名湖と御前崎の両地域では2000年夏頃を境にそれまでの面積歪の収縮率が減少し,その後伸張もしくは収縮の停滞へとゆっくり反転する傾向が認められる。御前崎から浜名湖にかけては2000年伊豆諸島北部イベントの影響が比較的明瞭であるのとは対照的に西方の渥美半島でこの影響が見られなくなるのは,前述のように歪が遠方の活動よりは局地的な変動を捉えやすい特徴を反映したためと解釈されるが,イベントによる歪変化の影響がそこまで及ばなかったことを示しているとも言える。

スロースリップに伴う歪変化については,渥美半島ではそれ以前の最大主歪の変化率が年間約0.1ppm以下であったが,2001年以後年間約0.4ppmと約4倍に増加した。これに対し御前崎では,2001年より前の最大主歪の変化率が年間約0.25ppmであったのがスロースリップ開始後には年間約0.4ppmと約1.5倍に加速している。この加速傾向には2003年後半になっても停滞する様子が見られない。そして浜名湖では,2000年中頃まで渥美半島と同程度の変化率で面積歪,最大主歪および最小主歪のいずれについても収縮が進行していたのが,同時期以後,収縮が停止するかもしくは伸張に転じる様子が認められる。

以上,歪の時間変化の特徴から,スロースリップ開始後,浜名湖付近の伸張域の出現に伴い,御前崎と渥美半島で

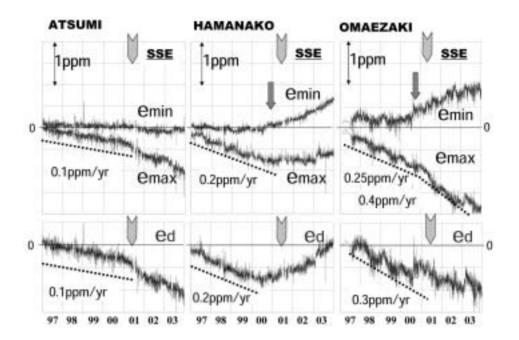


Fig. 2.8.14 Temporal changes of the horizontal principal strains denoted by e-max and e-min and dilatation denoted by e-d, converted from GPS data, at ATSUMI, HAMANAKO, and OMAEZAKI. Large arrows with SSE mean the commencement of the slow-slip event in the Tokai area. Small arrows indicate the changes associated with the swarm activity around Miyake and Kozu Islands in the summer of 2000. Here, the data include secular trends before the commencement of slow slip event. Linear trends shown by dotted lines suggest that the secular strain rate is largest in OMAEZAKI, where a recent acceleration of horizontal maximum strain was also observed.

はそれ以前の定常的な収縮傾向がさらに加速するセンスの歪変化が現れたことがわかる。この加速傾向の出現の意義については後で議論する。

2.8.7 面積歪を用いたすべり分布の推定

(1) 面積歪分布に基づくインバージョン

ここでは前節までに得られた非定常面積歪の空間分布をもたらすすべり分布を推定する。すべり分布の推定には , 発生している地殻変動 (本節では面積歪分布)の範囲に応じて , プレート境界面上で深さ , 走向 , 傾斜を既知とする 点震源を一定間隔に配置し , それぞれの震源におけるすべり量とすべり方向を最小二乗法により求めた。拘束条件と しては , 解の空間的な滑らかさを保証する意味で , 空間二階差分が過大にならないという条件を課した。この計算に は , 2.9節で述べる地殻変動解析支援プログラムのインバージョン機能を使用した。

通常、観測量としては変位が使われることが多いが、本節で面積歪を用いたのは以下の理由による。前述のとおり、変位は歪に比べて変動源からの距離減衰の効果が小さいため遠方の変動源による効果がより多く混入する恐れがある。また、基準とする固定点の選び方によって変位場が影響を受ける恐れもある。つまり歪の方が変動の原因を把握する上で有利である。さらに、歪の中でもあえて面積歪という量を選ぶ理由は、方向性を考慮する必要が無く取り扱いが簡便であるということと、歪成分を減らすことによって計算時間を短縮できるという点にある。しかし推定精度を高めるためには観測値として歪の各方向成分を使うことが有効と考えられ、それは今後の課題である。

点震源を分布させたプレート境界面は,平成13年中央防災会議・東海地震に関する専門調査会が東海地震の想定震源域を見直す際に作成したデータに基づく。Fig. 2.8.15(上)にプレート境界面上の点震源の配置を示す。点震源の間隔はOzawa et al.(2002)の0.2 に対し,本節では0.1 とした。海域への配置は,観測値のない領域に配置することにな

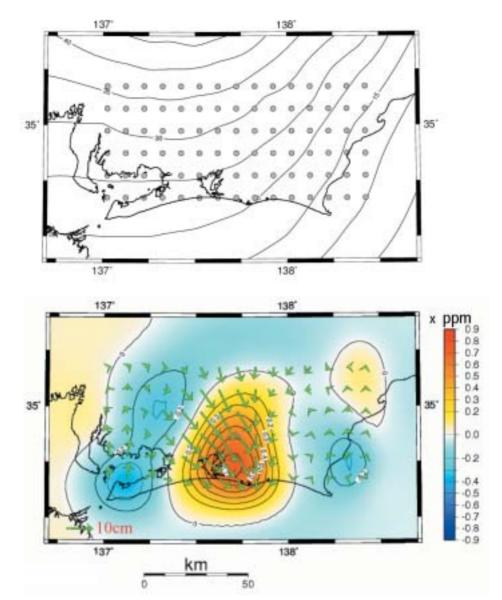


Fig. 2.8.15 (Top) Distribution of slip sources assumed in the boundary of the Eurasia and the Philippine Sea Plates, indicated by contours. Numerals indicate the boundary depths in km. (Bottom) Result of inversion obtained using changes in dilatation from October 2000 to January 2003. Arrows indicate magnitudes and directions of slip vectors at grid-points. Contour indicated value of dilatation calculated by the estimated slip vectors. The maximum error of the estimated slip vectors was about 2.0 cm. The total scalar moment became 1.3x10¹⁹[Nm] and the equivalent moment magnitude (*M*_w), 6.7.

り,あえて精度を評価できない点を追加するばかりでなく,歪という距離減衰の大きい量を使ってインバージョンを行う意味を失わせるものになるので避けた。解析対象としたのはFig.~2.8.12(上)と同じく2000年10月 - 2003年12月の期間の面積歪変化であり,この間の定常変化分は取り除かれている。

(2) プレート境界面のすべり分布

Fig. 2.8.15(下)に推定されたプレート境界面のすべり変位ベクトルの分布とこれらによって生じる面積歪の計算値を示す。矢印は上盤(ユーラシアプレート)側に生じたすべりを表す。この図によれば,すべり量の大きい浜名湖直下では最大13cm前後に達し,中心付近のベクトルはおおむね南東側に向かうすべりを示す。以上の結果は変位分布に基づくOzawa et al.(2002)の結果と比べるとすべり分布密度の違いこそあれ,浜名湖直下のすべり量の大きさと向きの両方についてほぼ同等と見なされる。また推定されたすべりの向きは,定常的なプレートの運動ならびにバックス

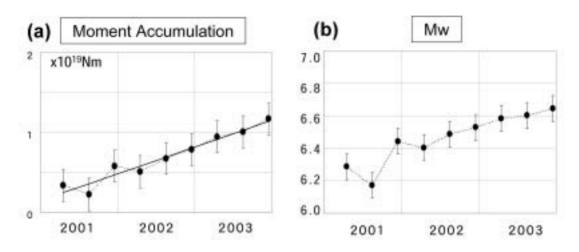


Fig. 2.8.16 (a) Estimated total scalar moment and (b) equivalent magnitude vs. time. It should be noted that the moment indicates accumulated values originating from October 2000.

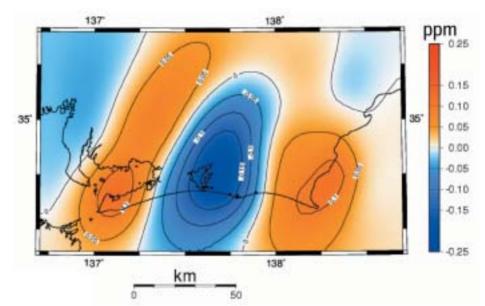


Fig. 2.8.17 Spatial distribution of changes in Coulomb failure function values estimated from the slip vectors obtained by inversion analysis. Supposed in the planes with the strike in N20° E, dip 10°, rake 90°, and depth 0 km. The Lame constants ($$, μ) are assumed to be equal. The values are indicated by strain (in ppm), and can be translated into stress by multiplying rigidity (e.g. μ ~ 30 GPa). The friction coefficient is assumed to be 0.3. It is seen that OMAEZAKI is in a high-value region.

リップ (すべり欠損)の向き (ほぼ北西方向) (Sagiya,1999) に対して逆方向を向いており, すべり欠損を解消するセンスであることが分かる。

上述の推定プロセスを幾つかの期間の累積歪変化に対して施し,各期間の推定すべりによる相当地震モーメントを計算した。ここでは単純に全ての点源における個々の相当地震モーメントのスカラー量の総和を全体の相当地震モーメントとした。Fig. 2.8.16(a)は各期間について推定された相当地震モーメントの累積量をプロットしたものである。2001年には多少の揺らぎが見られるが,これは観測値に含まれる誤差が期間によって変動するためである。しかし全期間を通じて単調に増加する傾向が認められる。この累積モーメントをさらにモーメント・マグニチュードに変換してプロットしたのがFig. 2.8.16(b)である。2003年末にはおおよそM,6.7となるが,これはOzawa et al.(2002)が2002年6月現在でM,6.7と推定したものと同程度と見なされる。今回の推定に用いた点震源の分布範囲が彼らのものに比べて

狭く、設定した領域外にも多少のすべりが生じていた可能性もあること、さらに彼らが3次元の変位ベクトルを推定に使用したのに対して、ここでは面積歪というスカラー量を使用したことなどの違いを考えると、両者は非常によく一致しているということができる。

(3) CFF分布に見られる応力の蓄積状況

スロースリップにより浜名湖付近に伸長域が生じその周辺の御前崎周辺や渥美半島周辺に収縮域が出現したことは既に述べたが,改めて上述の面積歪の空間分布に基づくインバージョンの結果からもOzawa et~al.(2002)と同様に浜名湖下のプレート境界ですべりが生じている可能性があることが確認された。そこで次に問題とすべきは,このすべりによって生じた歪分布が想定震源域とされる固着域(Matsumura,1997)に及ぼす影響である。この影響を評価するため,プレート境界面上のすべりによる CFF(ク-ロン破壊応力の変化)を計算した。 <math>CFFの計算に仮定したのは御前崎付近のプレート境界面に平行な平面であり,面の走向,傾斜角,摩擦係数,深さなど与えた条件によっては結果が大きく変わることに注意する必要がある。以下で示したのは計算例の1つで,可能性を示すに過ぎない。ここでは簡単のためラメの定数(μ)について μ 0とすると共に, μ 0 にで表現しているが,剛性率(μ 0を乗じることで応力値に変換することができる。

Fig. 2.8.17には東海地震の想定震源断層とほぼ同じ走向N20 $\mathfrak T$, 傾斜10 $\mathfrak D$ 面上ですべり角90 $\mathfrak D$ 方向に生じる断層に対する CFFの大きさを示した。計算値は深さ 0 kmのものであるが , 深さを 5 kmとしても結果に大きな違いは見られない。しかし , あまり深くすると点震源に近づくため不自然な分布が見られるようになる。この図によると , 値が大きくなるのは御前崎付近を中心として駿河湾西岸から遠州灘にかけての範囲と愛知県東部周辺ということになる。例えば , 剛性率 (μ) を30GPaとすると , 御前崎付近のピークは 4-6 kPaとなり , Ozawa et al.(2002)と同程度 (5 kPa) となる。スロースリップの発生によって固着域周辺に破壊応力の集中が生じる可能性があることになる。

2.8.8 考察

(1) 歪と変位

ここでは変位と歪の違いを改めて議論する.変位(Ozawa et al.)と歪(本節)に基づくインバージョンで得られたすべり分布と相当地震モーメントは,計算領域等に違いがあるものの結果としてほぼ同じ値が得られた。半無限弾性体中の変位量に応じたすべりを推定する場合と,同じく半無限弾性体中の変変化量に応じたすべりを推定する場合は弾性論的に同等と見なされることから,これは当然の結果ともいえる。しかし観測量に対する解釈は大きく異なることに改めて注意しておきたい。2.8.4節で述べたように,'変位'は固定点を基準とした観測点の移動量を表すに過ぎないため,どれだけ動けば臨界点に近づくかという尺度はない。これに対して'歪'には限界歪という言葉があるように大小関係や極性が破壊現象との関係を示す物理的な尺度となりうる。また,変位の空間分布(Fig. 2.8.13(b))は広域的に単調増加の傾向を示すのに対して,歪の空間分布(Fig. 2.8.13(a))は中央の浜名湖付近ではそれ以前の収縮傾向から転じて伸長歪の増加傾向を示す一方で,御前崎と渥美半島付近では以前と同様に収縮歪の増加傾向を示しており,単純に歪の蓄積が生じているとは言えないのである。このような歪分布は沈み込むプレート境界面上で,すべり帯を挟み,それより浅部と深部の両方に収縮歪が生じたことを示している。このように歪エネルギーの'解放'と'蓄積'がプレート境界上の場所によって違いが生じることを考慮すれば,すべりによる相当地震モーメントの変化によってのみスロースリップの動向を判断するのは十分でないと考えられる。

(2) 定常変化と非定常変化

GPSデータによって求められた歪の時間変化傾向に関してどの程度の信頼性が与えられるかは,前述のスロースリップによる歪変化の影響評価への信頼性にも関係する問題であると共に,スロースリップの現象自体に対する疑念にも関わる重要な問題である。ここで,渥美半島,浜名湖および御前崎,3つの地域における2000年以前の経年的変化

速度を検討する。

橋本(1990)は,約100年間の測地測量の結果に基づいて東海地域の駿河湾西岸から渥美半島にかけて水平最大主歪の年間変化率を0.2-0.3ppmと推定している。また,木股・山内(1998)は,20年間の光波測量の結果に基づいて,渥美半島にかかる基線で0.2ppm/年,御前崎付近の基線で0.1ppm/年と報告している。これらの基線はいずれも最大主歪の方向に合わせて北西 - 南東方向に置かれている。彼らによれば,1985年から1987年頃には平均歪速度の3~5倍の速度で短縮が生じており速度は一様ではない。しかし今回GPSにより3つの地域において上述の値に近い経年変化の値(0.1-0.25ppm/年)が得られたことは,GPSによる経年的な歪変化速度の評価の精度・信頼度に関して一つの目安を与えたということができる。

GPSにおける経年変化すなわち定常変化の値が信頼できるとすれば、定常変化からの離反となって現れた非定常歪変化に関しても同程度の信頼が置けることが期待される。御前崎における最大主歪の加速は実際の変動を表している可能性が高いことを改めて強調しておきたい。

(3) 地殻岩石歪計における検出の可能性

東海地域には伊豆半島を含め16カ所のボアホール式地殻岩石歪計が設置されている。2.7節で示したとおり地殻岩石歪計には現在スロースリップによる歪変化は検出されていない。ここではその理由を改めて考える。

地殻岩石歪計の中でも、体積歪計は、シリコン油が入った長さ約3 m ,直径約10cm ,厚さ3 mmのステンレス製の円筒容器に周囲の岩盤の歪が与える容積変化によって上下するシリコン油の液面の変化量により歪変化を計測する。実際には岩盤の体積歪ではなく,円筒容器の体積変化を検出するところから体積歪計と称されるが,鉛直方向の変形が水平面内のそれに比べて殆ど無視することができるため面積歪を主に反映すると考えられる。観測精度をGPSと体積歪計で比較すれば,数日間程度の短期間の歪変化で見た場合,GPSの分解能は0.1~1 ppm程度であるのに対し,体積歪計は気圧・潮汐・降水などに対して補正を施すことにより分解能は0.001ppm以下になる。しかし,この「性能表示」は高々1ヶ月程度までの短期間におけるものであることに注意する必要がある。上述のように体積歪計で検出される容積変化量は周囲の岩盤に発生する歪変化量に比例すると共に検出部本体の容積にも比例する。従ってこの容積が大きければ周囲の歪変化に対する変形量も大きくなるのでそれだけ変化を捉えやすくなる。しかし検出部の寸法をいくら大きく取ったとしてもGPS観測点の間隔(1 km~100km)と比較すれば問題にならない程小さい。ここで簡単のため1次元で考える。例えば、GPS基線長10kmの場合,スロースリップによる歪変化の最大主歪は2003年12月現在約1 ppmに達し,長さの変化量に換算すると約10mmになる。これに対して長さ1 mの伸縮計を考えると,その変化量は約1 μmに過ぎない。現在の測定技術ではこの程度の変化ならば十分捉えることができるが,長さ1 m程度までスケールが小さくなると岩盤中の不規則な歪変化の影響を受けやすくなり広域の変化を捉えるのが難しくなると考えられる。

一方,体積歪計は周期1秒から無限大までの変動を捕捉可能としているが,数ヶ月以上のやや長期間にわたる変動は,降雨や地下水などの変動と重なる場合にはノイズに埋もれてしまう場合も多い。Fig. 2.8.18にGPSデータによる面積歪と体積歪計のそれぞれについて2000年夏の群発地震活動以前の比較的平穏な時期におけるパワースペクトルを示す。この図によるとGPSは数十日より短周期ではランダムノイズで一定であるがそれより長周期ではノイズレベルが増大する傾向にある。一方,体積歪計においてはノイズレベルが帯域全般を通じて長周期ほど大きくなる傾向にあり,特に数十日より長い周期では体積歪計のノイズレベルがGPSのそれを上回る。このような特性を考慮すれば,体積歪計では長周期ノイズが障害となってスロースリップを検知できない可能性が十分に考えられる。しかし,短周期側では体積歪計のノイズレベルが低く,上記の性能表示通りの分解能も期待できることから,スロースリップの加速によって地表付近の歪変化速度が増加した場合には検出できる可能性は高まるということができる。

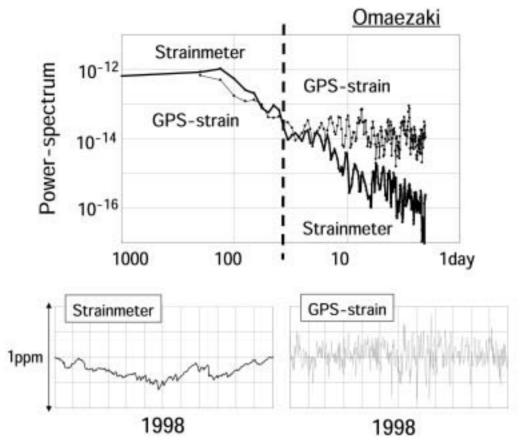


Fig. 2.8.18 Power spectra for the data of the strainmeter and GPS-strain, in arbitrary units. Both data were taken from the comparatively quiet year of 1998 before the commencement of the SSE in the Tokai area. For periods shorter than several tens of days, the noise level of the strainmeter was higher than that of GPS-strain, whereas for longer periods it became larger, indicating difficulty in detecting the slow-slip event with the strainmeter.

2.8.9 まとめ

GPSで観測された変位を歪に換算することにより東海スロースリップの影響に関する歪解析を行った。この結果をまとめると、以下の通りである:

2000年以降の非定常的な歪変化の空間分布で見られた浜名湖周辺での伸長歪と渥美半島と御前崎周辺における収縮歪の出現は,同地域の時間変化でも確認することができ,スロースリップによって生じた現象であると推定される。

GPSデータから求められた1999年以前の歪変化速度が他の測地学的手法により求められた歪変化速度と同程度になったことは、GPSの長期的時間スケールにおける観測の信頼性に対して一つの目安となる。この結果、御前崎付近における歪変化の2000年以降に生じている加速傾向は実際の現象を表している可能性が高い。

面積歪分布からのインバージョン解析によって,変位分布からOzawa *et al.*(2002)が推定したプレート境界面上のすべり分布と同様の分布が推定され,スロースリップによる累積モーメントの増加が改めて確認された。

浜名湖直下のプレート境界におけるすべりは御前崎付近における CFFを増加させている可能性がある。

体積歪計にはスロースリップによる変化は現在検出されていないが,速度増加や振幅の増加によって検出されるようになる可能性がある。

これらの結果は,スロースリップと東海地震発生との関連性を,単にすべり量の時間変化という視点からだけではなく,歪集中が震源域に与える影響を評価するという視点から検討していく上での歪解析の意義を示すものである。

(吉川澄夫)

謝辞

GPSデータとしては,国土地理院のGEONETのデータを使わせていただいた。ここに記して感謝の意を表する。

参考文献

- 中央防災会議,2001:東海地震に関する専門調査会資料.
- 橋本 学,1990:測地測量により求めた日本列島の地震間の平均的な地殻水平歪速度():本州・四国・九州,地震2,43,13-26.
- Ishibashi, K.., 1981: Specification of a Soon-to-Occur Seismic Faulting in the Tokai Ditrict, Central Japan, Based Upon Seismotectonics, in Earthquake Prediction, vol.4 of Maurice Ewing Series, D. W. Simpson, P. G. Richards, Eds. American Geophysical Union, Washington D. C., 297-332.
- 加藤照之・宮崎真一・畑中雄樹,2003: 東海地震をめぐる最近の研究について 地殻変動の立場から ,月刊地球号 外41,14-19.
- 木股文昭・山内常生,1998:光波測距による東海地域における辺長変化(1978-1997年),地震2,51,229-232.
- Matsumura, S., 1997: Focal zone of a future Tokai earthquake inferred from the seismicity pattern around the plate interface, *Tectonophysics*, **273**, 271-291.
- Mogi, K., 1981: Earthquake Prediction in Japan, in Earthquake Prediction, vol.4 of Maurice Ewing Series, D. W. Simpson, P. G. Richards, Eds. American Geophysical Union, Washington D.C., 635-666.
- 中村浩二,1999:GPSデータ簡易表示プログラム(SEIS-GPS)の開発,情報地質,10(4),257-266.
- 小澤慎三郎・村上 亮・海津 優・鷺谷 威・矢来博司・西村卓也・多田 尭,2001:2001年から見られる東海地方 の異常地殻変動,日本地震学会2001年秋季大会講演予稿集,C02.
- Ozawa, S., M. Murakami, M. Kaidzu, T. Tada, T. Sagiya, Y. Hatanaka, H. Yarai, and T. Nishimura, 2002: Detection and Monitoring of Ongoing Aseismic Slip in the Tokai Region, Central Japan. *Science*, **298**, 1009-1012.
- Okada, Y., 1992: Internal deformation due to shear and tensile faults in a half-space. Bull. Seism. Soc. Am., 82, 1018-1040.
- Sagiya, T., 1999: Interplate coupling in the Tokai District, Central Japan, deduced from continuous GPS data, *Geophys. Res. Lett.*, **26**, 2315-2318.
- Sagiya, T., S. Miyazaki and T. Tada, 2000: Continuous GPS array and present-day crustal deformation of Japan, *PAGEOPH*, **157**, 2303-2322.
- Wessel, P. and W. H. F. Smith, 1995: New version of the Generic Mapping Tools released, *EOS, Trans. Amer. Geophys. U.*, **36**, 15-26.
- 吉川澄夫,2003: 歪変化に見られる東海スロースリップの影響,月刊地球,号外41,35-41.

2.9 地殻変動解析支援プログラムの開発

2.9.1 はじめに

地震火山研究部では,観測された地殻変動を解析するにあたってその作業を支援するためのコンピュータ・プログラムを作成している。MICAP-Gと名付けられたこのプログラムは,Okada(1992)によってまとめられている計算式群を利用して,均質一様な半無限弾性体中で矩形断層のくいちがいによって生じる周辺の地殻変動(変位,ひずみ及び傾斜)や CFF(クーロン破壊関数の変化)を計算し,その結果を図示する機能をもつものであり,Microsoft Windows上で動作する(内藤・吉川,1999)。一般に広く普及しているWindowsの特徴であるGUI(Graphical User Interface)を有効に活用することによって,断層パラメータの入力からプログラムの実行,計算結果の確認までの作業を一貫して行うことができ,試行錯誤的な作業の繰り返しを容易に行えるようになった。しかし,このプログラムは当初,内陸の続発地震について調べることを目的として作成されたため,地殻変動源として矩形断層しか設定できなかったほか, CFFは鉛直横ずれ断層についてしか計算できなかった。そこで,より多くの場面での利用を可能にするため,本特別研究を通して様々な機能の追加と拡張を行った。この節では,MICAP-Gのバージョン2,及びバージョン3に搭載された新しい機能について説明する。なお,以下でバージョンを区別する場合は,1999年に公開した最初のバージョンをver.1,2001年に公開したものをver.2,それ以降に改良を加えたものをver.3と表記する。

2.9.2 地殻変動源タイプの拡張

前述したようにMICAP-G ver.1では,地殻変動源として矩形断層だけしか設定できず, CFFの計算は鉛直横ずれ断層に限られていた。そのままでは利用範囲が限られるため,MICAP-G Ver.2では以下のような追加と拡張を行った。

地殻変動を計算する変動源として,膨張・収縮を含む点源を追加(ただし,ver.2.1では膨張・収縮点源のみであり,くいちがい及び開口型点源についてはver.2.2以降で追加された)。

任意の走向,傾斜,すべり角をもつ断層について CFFを計算できるよう拡張。

さらに、ver.1では同時に計算・表示できる格子点が任意の深さの水平面内に配置される場合に限られていたが、傾斜面内に配置された格子点を指定できるように、計算・表示機能の改良も行った。これら改良された機能を利用することによって、火山活動に関連した膨張(収縮)源による地殻変動を計算したり、プレート間地震への影響を CFF を使って評価したりすることができるようになった。

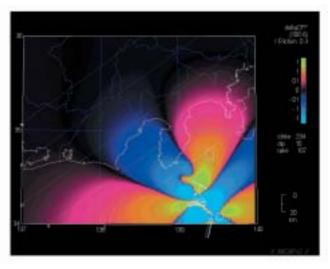


Fig. 2.9.1 Change of Coulomb failure function caused by the 2000 Izu Islands event.

これら追加・拡張された機能を利用した例として,伊豆諸島北部イベントが東海地震に及ぼす影響を評価した事例をFig. 2.9.1に示す。この図は,2.6節で伊豆諸島北部イベントの最盛期にあたる2000年7月から10月の間の地殻変動を説明するように求めた断層モデルを使って,想定東海地震の断層面を含む傾斜面内での CFFを計算したものである。駿河湾及びその西方の想定震源域は CFFが負の領域に入っており,この結果から伊豆諸島北部イベントは東海地震の発生を促す方向には働かないと考えられた(上垣内・他,2000)。

2.9.3 地殻変動源推定機能の追加

MICAP-G ver.2までのバージョンが備えていた機能は,設定された断層パラメータから地殻変動を計算する「順解析」であった。順解析では,地表で観測される地殻変動を引き起こす原因となる断層のパラメータを求める作業を試行錯誤的に行うことになり,結果を得るまでに時間や手間を要することに加え,複数のモデル間の優劣や得られた結果が真に最適なモデルであるか明らかではない。このような問題を解決するひとつの手段として,いろいろなパラメータを設定して順解析を繰り返し計算し,観測値との残差を最小にするなどの規準を設けて最適なモデルを決定する直接探索法がある。この方法は,たとえ未知パラメータの個数が多い場合でも,コンピュータの計算速度が飛躍的に高まった現在では容易に実行できる。しかし,地殻変動データから変動源を求めるようなときには,断層パラメータを網羅的に調べることなく,断層の位置や地震メカニズム解など変動源に関する知識を事前に得ることによってより効率的にモデルを求められる場合がある。そのような先験的情報を利用した2種類の手法による「逆解析(インバージョン)」の機能をMICAP-Gに追加して,これをver.3とした。2種類の手法のうち1つはすべての断層パラメータを未知数とするもの,もう1つの手法はすべり分布だけを未知数としてその分布を詳しく求めるものである。

断層の位置,形状及びくいちがいに関するすべての断層パラメータを未知数とする場合のインバージョン手法として,基本的にはMatsu'ura and Hasegawa(1987),松浦(1991)のアルゴリズムを利用した。断層パラメータと計算結果の地殻変動との間は,一般にくいちがい量を除き非線形関係になる。そのため,このアルゴリズムでは,先験的情報に基づいてパラメータの初期値を与え,各パラメータについての偏微係数を求めて初期値の修正を繰り返し行い,AIC(Akaike Information Criterion:赤池情報規準量)を使ってパラメータの修正値間の優劣を判定するという手順をとる。今回,偏微分係数の導出には,プログラム内部の計算ルーチンの互換性と一貫性を保つため,Okada(1992)がまとめた計算式群を,点源についても含めて各断層パラメータについて偏微分した計算式群を改めて作成した。このことにより,矩形断層だけではなく膨張収縮を含む点源に対してもパラメータ推定が可能となった。

以下では,松浦(1991)の式表現((77)式から(80)式)を引用して,それらを本プログラムではどのように設定するのかについて具体的に示す。

ソース・パラメータの解xが満たすべき式は以下のように書くことができる。

$$A^{t}E^{-1}(y^{o}-f(x))+D^{-1}(x^{o}-x)=0$$

ここで関数 f はソース・パラメータから地殻変動を求める計算式にあたり,Aは,x= \hat{x} における関数 f_i のパラメータ x_i に関する微分係数

$$A_{ij} = (f_i / x_i)_{x=\hat{x}}$$

を要素としてもつ行列,Eは観測誤差が正規分布するとしたときの分散・共分散行列, y^o は観測値, x^o はソース・パラメータxの先験的情報(初期値),Dはその先験的情報がパラメータの真値に関して正規分布するとしたときの分散・共分散行列を表す。実際にこの方程式を解くには反復法が用いられ, $x=x^o$ から出発して以下の式により収束条件を満たすまでxを繰り返し修正していく。

$$X_{k+1} = X_k + a_k (A_k^t E^1 A_k + D^1)^{-1} r_k$$

ただし,各ステップでの修正量 r_k は次式のようになる。

 $r_k = A_k^t E^1 (y^0 - f(x_k)) + D^{-1} (x^0 - x_k)$

また, a_kは各ステップでの修正量に対する係数を示すが,ここでは1とした。

MICAP-G ver. 3 が実行するソース・パラメータ・インバージョンの手順は以下のようになる。

まず、従来のソース・パラメータ設定ダイアログにおいて, 先験的情報に基づいたソース・パラメータの初期 値を設定する。

次に, Fig. 2.9.2に示すダイアログにおいて, 先験的情報の信頼性や観測データの分布などによる拘束の強弱に応じて, パラメータを固定するか, 未知として推定するかの区別, 未知パラメータの拘束の程度を示す標準偏差を設定する。

計算を実行する。計算結果はダイアログ右側の領域に表示される。

矩形断層の場合,推定できるソース・パラメータは, Fig. 2.9.2に示されているように, ソースの位置に関するパラメータ(緯度、経度、深さ), ソースの形状に関するパラメータ(走向,傾斜,長さ,幅), くいちがいに関するパラメータ(くいちがい量,くいちがい方向,開口量)であり,点源の場合はそれらに加えて,膨張量も推定できる。この機能を使ってソース・パラメータを推定した事例は2.6節に示されている。

つづいて、すべり分布インバージョンについて説明する。ソースの位置と形状に関するパラメータが既知である場合、くいちがいに関するパラメータだけが未知となる。ソース・パラメータと地殻変動の計算結果との間は一般には非線形であるが、くいちがい量についてだけは線形関係であり、インバージョンは繰り返し計算を要しない単純な逆行列計算になる。ただし、別の先験的情報に基づく拘束条件を加えて解の安定を図ることが多い。例えば、Yabuki and Matsu'ura(1992)は、すべり分布の荒さ(roughness)という指標を導入してすべり量が空間的に滑らかに変化するという拘束条件を設け、ABIC(Akaike Baysian Information Criterion:赤池ベイズ型情報量規準)により超パラメータの優劣を判定しつつすべり分布を求める手法を提示した。その他の拘束条件として、すべりの方向をプレート相対運動の方向に拘束するもの、すべりの向きを一方向に拘束する(例えば、バックスリップ解析ならばフォワードスリップを許さない)ものなどがある。

MICAP-G ver. 3 でのすべり分布インバージョンは、ユーザによる設定が煩雑にならないよう,かなり単純化されて

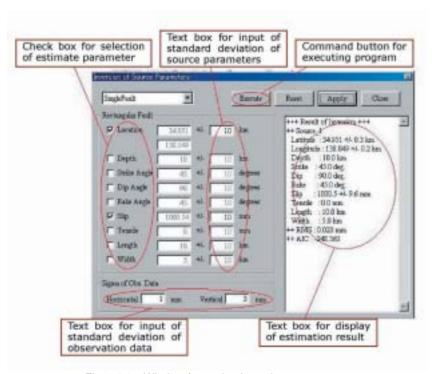


Fig. 2.9.2 Window for setting inversion parameters.

いる。実行する手順は以下のようになる。

観測値ファイルの準備

指定されたフォーマットで地殻変動観測値のファイル (テキスト形式)を作成する。観測データとして使用できる地殻変動成分は,変位(水平、鉛直),体積歪,面積歪,三成分歪(直交2成分とずれ歪)である。

ソースパラメータファイルの準備

指定されたフォーマットでソースパラメータファイル (テキスト形式)を作成する。必要な情報は,ソースの位置(緯度,経度及び深さ),走向及び傾斜である。

計算の実行

観測値ファイルとソースパラメータファイルを読み込み、計算を実行する。計算は、その都度ABICを求めて 大小を判定しながら繰り返し行われる。結果として求められたすべり量はソースパラメータファイルに格納される。

拘束条件はすべり量の滑らかさだけであり、領域の外側ではすべり量がゼロで固定されている。MICAP-G ver.3を用いたすべり分布インバージョンの事例は、2.8節に示されている。

2.9.4 まとめ

地震火山研究部で開発した地殻変動解析支援プログラムMICAP-G ver.1に対し、計算可能な地殻変動源タイプの拡充と地殻変動源推定機能の追加を行い、ver.3とした。MICAP-G ver.3で追加された地殻変動源推定機能は、先験的情報を必要とする2種類のインバージョン手法に基づいている。地震活動に伴う地殻変動源を推定する場合には、メカニズム解や余震分布などのような変動源に関する先験的情報を得やすく、インバージョンに際してパラメータの初期設定が容易である。しかし、地殻変動以外の観測データがない場合には、初期設定を与えるために利用できる先験的情報がほとんどない。今後は、そのような場合でも合理的に変動源の推定を行えるような手法を導入し、より実際に即した場面で利用できるよう改善していく必要がある。

参考文献

上垣内 修・竹中 潤・宮越憲明・小山卓三・吉川澄夫・小林昭夫・山本剛靖, 2000: 2000年6月26日からの三宅島 ~ 新島・神津島周辺の地震・火山活動と気象庁体積歪データ, 月刊地球, 22, 757-767.

Matsu'ura, M. and Y. Hasegawa, 1987: A maximum likelihood approach to nonlinear inversion under constraint, *Phys. Earth Planet. Inter.*, **47**, 179-187.

松浦充宏, 1991: 地球物理学におけるインバージョン理論の発展, 地震2, 44特集号, 53-62.

内藤宏人・吉川澄夫,1999:地殻変動解析支援プログラムMICAP-Gの開発,地震2,52,101-104.

Okada, Y., 1992: Internal deformation due to shear and tensile faults in a half-space, *Bull. Seis. Soc. of America*, **82**, 1018-1040.

Yabuki, T. and M. Matsu'ura, 1992: Geodetic data inversion using a Baysian information criterion for spatial distribution of fault slip, *Geophys. J. Int.*, **109**, 363-375.