

# 状態空間モデリングによる東海地方の体積ひずみ信号抽出の試み

高波鐵夫<sup>1)5)\*</sup>・北川源四郎<sup>2)</sup>・Hui Peng<sup>3)</sup>・上垣内修<sup>4)</sup>・露木貴裕<sup>4)</sup>・Alan T. Linde<sup>5)</sup>・Selwyn I. Sacks<sup>5)</sup>・平田 直<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup> 東京大学地震研究所・<sup>2)</sup> 情報システム研究機構・<sup>3)</sup> 中南大学情報科学・工程学院・<sup>4)</sup> 気象庁・<sup>5)</sup> カーネギー研究所

## Application of State-space Modeling to Extract Volumetric Strain Signals in the Tokai Area

Tetsuo Takanami<sup>1)5)\*</sup>, Genshiro Kitagawa<sup>2)</sup>, Hui Peng<sup>3)</sup>, Osamu Kamigaichi<sup>4)</sup>, Takahiro Tsuyuki<sup>4)</sup>, Alan T. Linde<sup>5)</sup>, Selwyn I. Sacks<sup>5)</sup> and Naoshi Hirata<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup> Earthquake Research Institute, University of Tokyo, <sup>2)</sup> Research Organization of Information and Systems, <sup>3)</sup> School of Information Science and Engineering, Central South University, China, <sup>4)</sup> Japan Meteorological Agency, <sup>5)</sup> Carnegie Institution for Science, Washington, D.C.

### Abstract

The Earth's surface is influenced continuously by natural forces such as tides, air pressure, and precipitation, as well as human-induced sources. To separate the geodetic strain of trend components from these induced responses, state-space modeling is applied to volumetric strain data recorded with borehole Sacks-Evertson strainmeters, which have been operated by the Japan Meteorological Agency (JMA) since 1976 in the area of an expected Tokai earthquake. Modeling reveals that no pre-slips occurred just before the earthquake at Suruga-bay in 2009 (M6.5), regardless of the clear trend components extracted at all stations. Coseismic strains at stations within and near the coastal area indicate extension, despite the contraction field predicted from the inversion of strong motions. This suggests that fluid movement is stimulated by variations of water volume, which are caused by seismic motions changing pore pressure in the sand layer. Liquefaction in the same area supports this hypothesis. Moreover, normalized trend components suggest that long-period waves of strain changes still exist, inducing further strain responses. Such information may provide a breakthrough in geodetic studies of the area.

**Keywords:** Signal extraction, State-space modeling, 2009 Suruga-bay earthquake, JMA borehole volumetric strainmeters in the Tokai area.

### 1. はじめに

今日巨大地震の発生が想定されている東海地方では、その前兆としての地殻変動を捉えるため、各種の地殻変動観測（例えば、二瓶・他、1987）が実施されている。しかし、この種の観測記録の中には地殻変動と無関係な現象も加わり、プレート運動による真の地殻ひずみを直接抽出するのは一般に容易でない。現実には、観測記録から地殻ひずみを抽出するためには気圧、潮汐、降雨などの既知の観測データ等によるひずみ応答をあらかじめ計

算し、原記録からそれらを分離することによって推定される。最近、これらの推定のための新たな状態空間法が開発され、すでにその推定法を用いた研究が試みられている（Takanami *et al.*, 2009, Peng *et al.*, 2014）。

ここでは、この方法を巨大地震の発生が想定されている東海地方の気象庁体積ひずみ観測網（Fig. 1）に記録された2009年駿河湾地震（M6.5）前後の2008年12月25日から2010年3月31日の観測データに適用し、地殻変動に伴う真の体積ひずみの抽出を試みた。なおこの地震

\* e-mail: takanami@dtm.ciw.edu (DTM, Carnegie Institution of Washington, 5241 Broad Branch Road, NW Washington, DC 20015-1305)

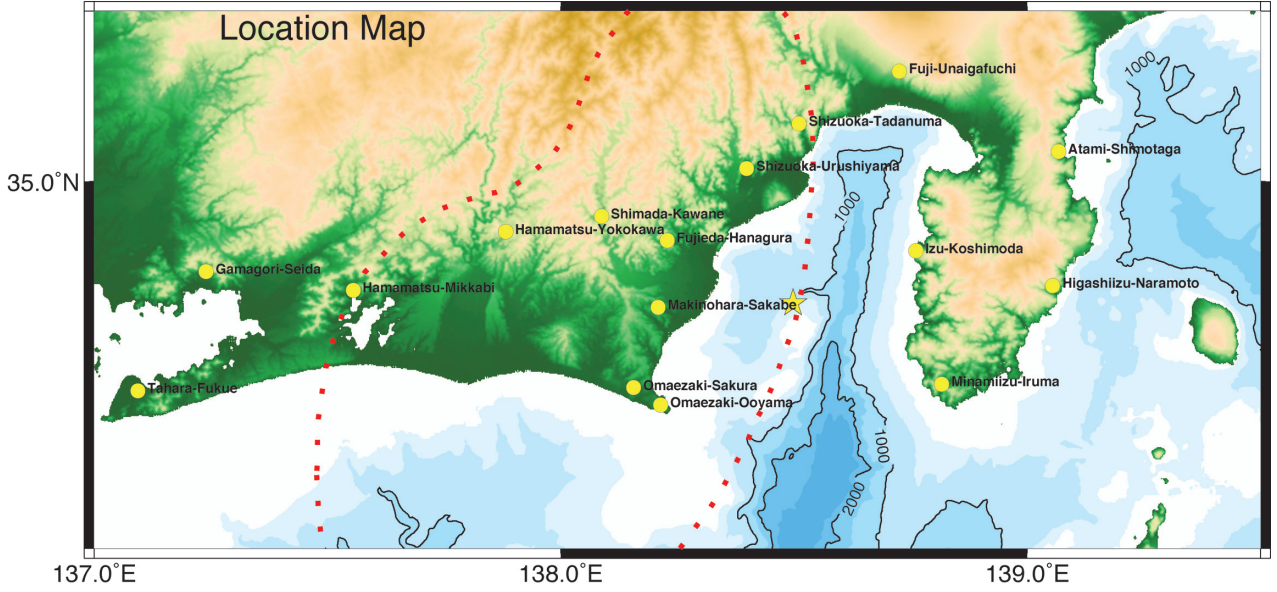


Fig. 1. Location map of the borehole volumetric strainmeters indicated by yellow circles. The source area of anticipated Tokai earthquake is indicated by a dotted line (red). The epicenter of the 2009 Suruga-bay earthquake (M 6.5) occurred on 05:07 August 11, 2009 (JST) is marked with a yellow asterisk.

は想定されている東海地震の震源域東端のフィリッピン・プレート内で起こった地震である。

## 2. 信号分離

### 2.1 状態空間モデルの構築

ここで述べる状態空間モデルは、元々 Kitagawa and Matsumoto (1996) が地下水位の観測データから地殻の変化を抽出するために開発したモデルに基づいている。Matsumoto *et al.* (2003), および Matsumoto and Kitagawa (2003) は、静岡県榛原での地下水位データにこのモデルを適用し、抽出されたトレンド成分のステップ量とその周辺で発生した地震の規模との明瞭な関係性を明らかにし、このモデルによって地下水位変化から地殻ひずみの変化を定量的に推定できることを実証した。

この章では、10 億分の 1 の相対変化まで測定可能な高感度体積ひずみ計 (Sacks *et al.*, 1971, 末廣・他, 1979) の記録から、プレート運動に伴う極微小な体積ひずみを抽出するために改良した状態空間モデル (Takanami *et al.*, 2013; Peng *et al.*, 2014) について解説する。

まず時刻  $n$  での体積ひずみの観測値  $y_n$  は、

$$y_n = t_n + P_n + E_n + R_n + S_n + \varepsilon_n$$

$$\varepsilon_n \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

からなる時系列で構成されると仮定する。ただし  $t_n$ ,  $P_n$ ,  $E_n$ ,  $R_n$ ,  $S_n$ , および  $\varepsilon_n$  はトレンド成分, 気圧効果, 地球潮汐効果, 降雨効果, システムの点検作業や故障な

どで発生するジャンプ成分, そして観測ノイズである。観測ノイズは平均 0, 分散  $\sigma^2$  のガウス分布に従うと仮定する。またトレンド成分  $t_n$  はノイズ分布  $w_n$  を伴う 1 次のトレンドモデル (Gómez and Maravall, 1994; Kitagawa and Gersch, 1984),

$$t_n = t_{n-1} + w_n, w_n \sim N(0, \tau^2) \quad (2)$$

を仮定する。一般的にはトレンドモデルとして 1 次, または 2 次階差のトレンドモデルを用いるが, とくに体積ひずみのように滑らかなトレンドのなかに急な変動が混在する場合には 1 次のトレンドモデルが適当である。つぎに気圧成分  $P_n$  のモデルについては,  $m$  次の回帰モデル,

$$P_n = \sum_{i=0}^m a_i p_{n-i} \quad (3)$$

を仮定する。ここで  $p_n$  は気圧の観測値,  $a_i$  は未知の回帰係数である。さらに地球潮汐成分  $E_n$  は

$$E_n = \sum_{i=0}^l b_i e_{n-i} \quad (4)$$

となる  $l$  次の回帰モデルを考える。ここで,  $e_n$  は潮汐の理論値,  $b_i$  は回帰係数である。なお観測点での厳密な地球潮汐の時系列が得られない場合は, 次式のような主たる  $r$  個の分調成分に注目した理論的近似式を用いる。

$$e_n = \sum_{i=1}^r h_i \sin(\omega_i n + \omega_{0,i}) \quad (5)$$

ここで,  $h_i$  は振幅 (cm),  $\omega_i$  は  $i$ -分調成分の角速度

(degree/hour),  $\omega_{0,i}$  は  $i$ -分調成分の角速度の初期値である。角速度  $\omega_i$  は既知であり、モデルの尤度が最大となるように  $h_i$  と  $\omega_{0,i}$  を推定することができる。

降雨モデルについては、降雨の効果は長期間に及ぶことが想定されるので、その応答  $R_n$  が、

$$R_n = \sum_{i=1}^k c_i R_{n-i} + \sum_{i=0}^{k-1} d_i r_{n-i}^{\rho} \quad (6)$$

と表現される ARMAX モデル (Box and Jenkins, 1976) を考える。ここで、 $r_n$  は降雨の実測値であり、回帰係数  $c_i$  と  $d_i$  は求めるべき未知の値である。また  $\rho$  は降雨の非線形を考慮するために新たに考慮した係数である (Peng *et al.*, 2014)。またジャンプ成分  $S_n$  については、

$$S_n = \sum_{i=1}^{n_s} \eta_i s_{i,n} \quad (7)$$

を仮定する。その発生時刻は実際の観測データから知れるが、 $i$  番目のジャンプ  $s_{i,n}$  の振幅  $\eta_i$  はパラメータとして最尤法で推定する。ここで  $s_{i,n}$  はステップ関数であり、 $i \leq n_j$  のとき  $s_{i,n}=0$ 、 $i > n_j$  のとき  $s_{i,n}=1$  と定義する。

以上の各成分を集約すると、(1) は、

$$\begin{aligned} X_n &= F X_{n-1} + B r_n^{\rho} + G w_n \\ y_n &= H_n X_n + S_n + \varepsilon_n \end{aligned} \quad (8)$$

と行列表現され、考慮したすべての成分からなる状態空間モデルが構築される。ここで、 $X_n, F, B, G, H_n$  は、

$$\begin{aligned} X_n &= [t_n, a_0 \cdots a_m, b_0 \cdots b_l, R_{n,1} \cdots R_{n,k}]^T \\ F &= \begin{bmatrix} 1 & & & & & \\ & \ddots & & & & \\ & & 1 & & & \\ & & & c_1 & 1 & \\ & & & \vdots & \vdots & \ddots \\ & & & c_{k-1} & 0 & \cdots 1 \\ & & & c_k & 0 & \cdots 0 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} B &= [0 \ 0 \cdots d_0 \cdots d_{k-2} \ d_{k-1}]^T \\ C &= [1 \ 0 \cdots 0]^T \\ H_n &= [1, p_n \cdots p_{n-m}, e_n \cdots e_{n-1}, 1 \ 0 \cdots 0] \\ R_{n,1} &= R_n \\ R_{n,j} &= \sum_{i=j}^k c_i R_{n+j-i-1} + \sum_{i=j-1}^{k-1} d_i r_{n+j-i-1}^{\rho}, \quad j=2, \cdots, k \end{aligned} \quad (10)$$

であり、降雨モデル  $R_{n,j}$  の  $n$  はサンプル時刻、 $j$  は降雨モデルの次数 ( $j=1, \cdots, k$ ) である。観測誤差  $\varepsilon_n$  は統計的分布として、 $\varepsilon_n \sim N(0, \Phi_n)$ ;  $\Phi_n = \sigma^2$  を仮定する。

## 2.2 カルマン・フィルタによる状態推定

状態空間モデリングに関して重要な問題は、時系列  $y_n$

の観測値に基づいて状態  $X_n$  の推定を行うことである。とくに観測区間より先の将来の状態を推定する予測、観測区間の最終時点、すなわち現在の状態を推定するフィルタなどはこの状態推定を利用することによって統一的に実現できる (Anderson and Moore, 1979)。一般に、最小二乗法や最尤法により観測値  $\{y_1, \cdots, y_j\}$  が与えられたもとの状態  $X_n$  の条件付き同時分布を求めるためには莫大な計算を要する。しかし Kitagawa (2010) によればカルマン・フィルタのアルゴリズムによって状態  $X_n$  の条件付き周辺分布をきわめて効率的に計算できる。たとえば観測値  $Z_{n-1}$  が、 $Z_{n-1} = \{y_1, y_2, \cdots, y_{n-1}\}$  であるとき、一期先の条件付き平均、および分散共分散行列は、それぞれ  $X_{n|n-1} = E\{X_n | Z_{n-1}\}$ 、 $V_{n|n-1} = E\{(X_n - X_{n|n-1})(X_n - X_{n|n-1})^T\}$  とあらわすとき、「一期先予測」は、

$$\begin{aligned} X_{n|n-1} &= F X_{n-1|n-1} + B r_n^{\rho} \\ V_{n|n-1} &= F V_{n-1|n-1} F^T + G \tau^2 G^T \end{aligned} \quad (11)$$

となる。また、観測値  $Z_n$  の条件付き平均、および分散共分散行列の「フィルタ」は、

$$\begin{aligned} X_{n|n} &= X_{n|n-1} + K_n \gamma_n \\ V_{n|n} &= (I - K_n H_n) V_{n|n-1}. \end{aligned} \quad (12)$$

ただし、

$$\begin{aligned} K_n &= V_{n|n-1} H_n^T / \Psi_n \\ \gamma_n &= y_n - H_n X_{n|n-1} - S_n \\ \Psi_n &= E\{\gamma_n^2\} = H_n V_{n|n-1} H_n^T + \Phi_n. \end{aligned} \quad (13)$$

なお、(7) のジャンプ成分  $S_n$  の発生時刻は実データから同定できるが、ジャンプの振幅はパラメータとして最尤法で推定する。以上の「1 期先予測」と「フィルタ」は、順次 (11) と (12) を更新することによって求めることができる。

## 2.3 モデルのパラメータと次数の決定

モデルの対数尤度の  $-2$  倍は 1 期先の予測誤差  $\gamma_n$  とその分散  $\Psi_n$  を用いると、

$$\begin{aligned} l(\theta) &= (-2) \log p(y_N, \cdots, y_1, \theta, X_N) \\ &= \sum_{n=1}^N (-2) \log p(y_n | y_{n-1}, \cdots, y_1, \theta, X_n) \\ &= \sum_{n=1}^N (-2) \log p(\gamma_n | y_{n-1}, \cdots, y_1, \theta, X_n) \\ &= \sum_{n=1}^N \{\log \Psi_n + (\gamma_n)^2 / \Psi_n\} + N \log 2\pi \end{aligned} \quad (14)$$

となり、パラメータ  $\theta = (d_0, \cdots, d_{k-1}, a_1, \cdots, a_k, h_1, \cdots, h_r, \omega_{0,1}, \cdots, \omega_{0,r}, \sigma^2, \tau^2, \rho, \eta_1, \cdots, \eta_{ns})$  は、つぎの最小問題

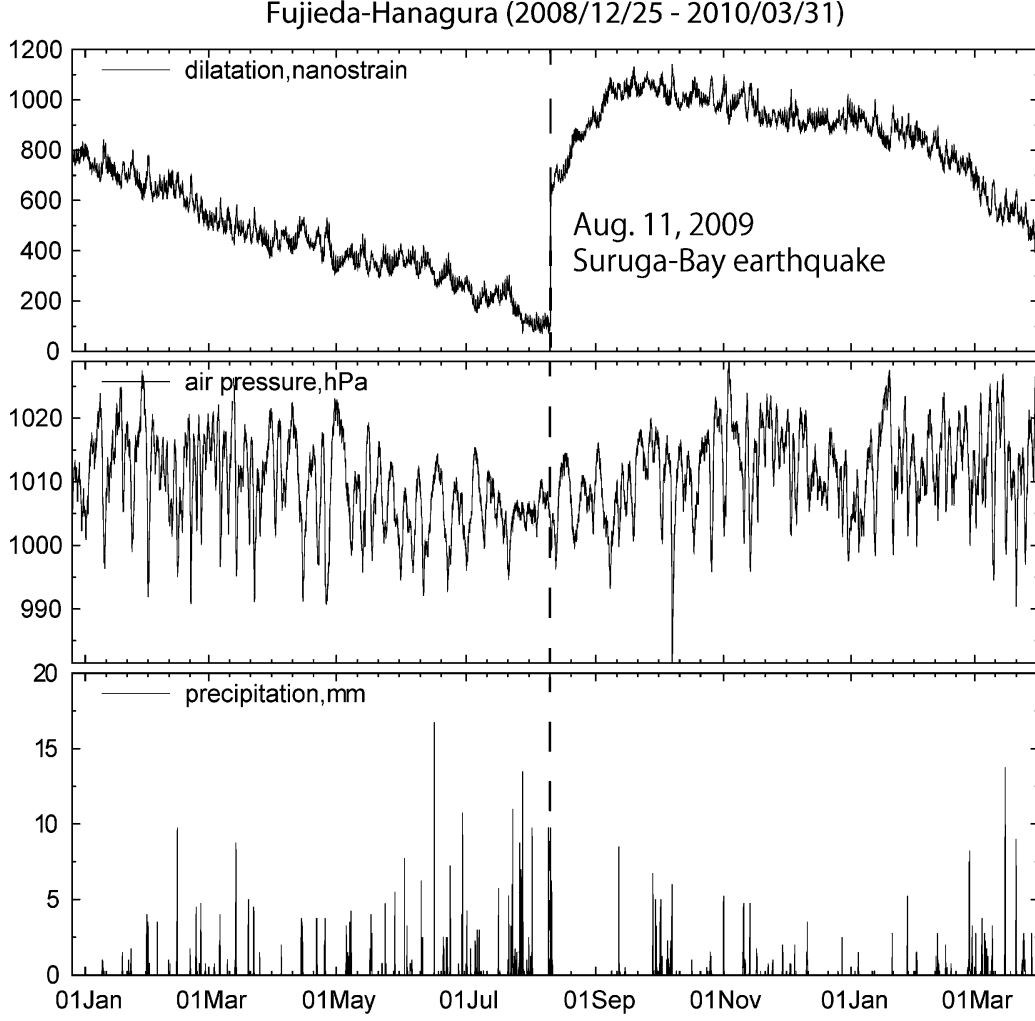


Fig. 2. Example of the input data used in the state space modeling. From top to bottom, volumetric strain, air pressure, and precipitation records observed at Fujieda-Hanagura located almost directly above the west edge of western one of two fault planes after Ueno *et al.* (2009). A dotted vertical line indicates the 2009 Suruga-bay earthquake. The time series data are sampled at 1 hour intervals.

$$\hat{\theta}, X_{0|0}, V_{0|0} = \arg \min \ell(\theta) \quad (15)$$

の解として見積もられる。ここで Peng *et al.* (2014) によれば、パラメータ  $\alpha_1, \dots, \alpha_k$  はモデル (6) の AR 極であり、降雨応答の振幅が振動しないように、 $0 < \alpha_i < 1; i=1, \dots, k$  という条件が課される。 $\tau^2$  はモデル (2) の分散、 $\eta_1, \dots, \eta_{ns}$  は各ジャンプの振幅である。

一方、モデル (3), (4), (6) の次数  $m, l, k$  は最小 AIC で推定される (Konishi and Kitagawa, 2008)。また、Akaike (1973) によれば、パラメータの最尤推定値を  $\hat{\theta}$ 、モデルの最大対数尤度を  $\ell(\hat{\theta})$ 、調整可能なパラメータ数  $K$  とすると、最適モデルとは、情報量規準 AIC、

$$\text{AIC} = -2\ell(\hat{\theta}) + 2K \quad (16)$$

が最小と判断されたモデルである。すなわち、AIC の小さいモデルほど予測能力の意味で良いモデルと云える。なお、以上の 2.1~2.3 節の詳細については、Peng *et al.* (2014) を参照されたい。

#### 2.4 欠測値の処理

時系列の観測を行う場合、観測機器の故障などによって、時系列の一部が観測できないことがある。そのような場合、直線補間などの恣意的な補間を行うと以後の解析に大きな偏りを生じる危険がある。変量 AR モデルに対する状態空間を用いると、欠測値を含む時系列データに対しても厳密な尤度が計算でき、パラメータの最尤推定値を求めることができるとともに、必要ならば欠測値の最適な補間ができる。本論文では、(8) の状態空間モデルを構築する前に、Kitagawa (2010) の平滑化アルゴ

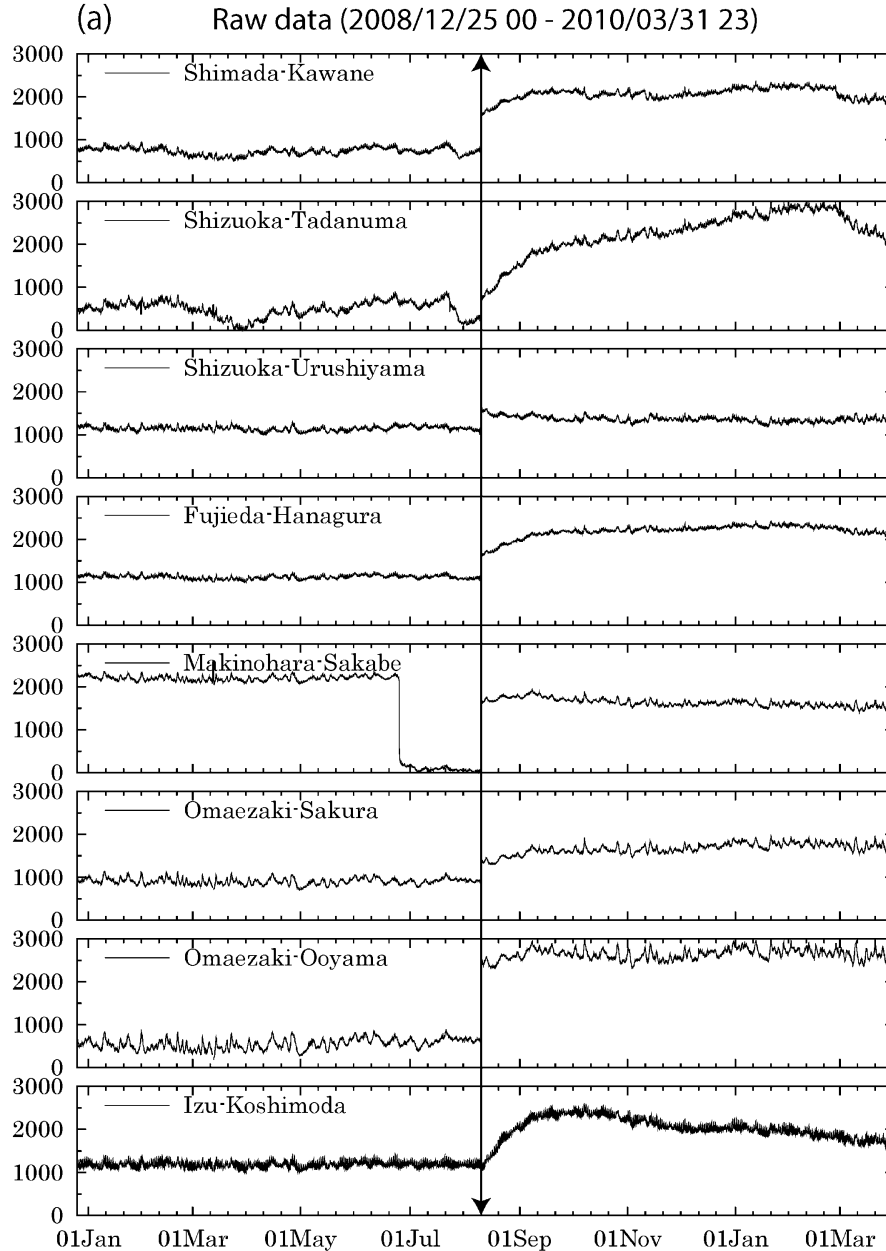


Fig. 3a. Observed volumetric strain data recorded at the western neighboring stations near the seismic source area of the 2009 Suruga-bay earthquake (M6.5). Two-directional arrows indicate the 2009 Suruga-bay earthquake. Sampling interval of data is 1 hour intervals. Unit of vertical axis is nanostrain. The big down-step before the Suruga-bay earthquake at Makinohara-Sakabe is local site effect.

リズムを用いて体積ひずみと気圧のような共変量時系列データの欠測値をあらかじめ補間しておくことにする。

### 3. 観測データ

状態空間モデルに適用されたデータは、気象庁が展開したボアホール型 Sacks-Evertson 体積ひずみ計 (Sacks, *et al.*, 1971) の観測記録である。この地域ではフィリピン海・プレートの沈み込みに伴って、すでに大きな地

震を引き起こすだけのひずみエネルギーが十分蓄積されているとの考えに基づいて、大地震想定震源域 (Fig. 1 の赤破線内) が想定され、この想定震源域で発生する異常な地殻変動を監視することを目的に体積ひずみ計が配置されている (末廣・他, 1979)。しかし、既に述べたように観測記録には、いろいろな原因で誘発された信号も混在しているため、真のプレート運動によるひずみ変化を求めるにはそれらの誘因成分を正しくモデリングし、

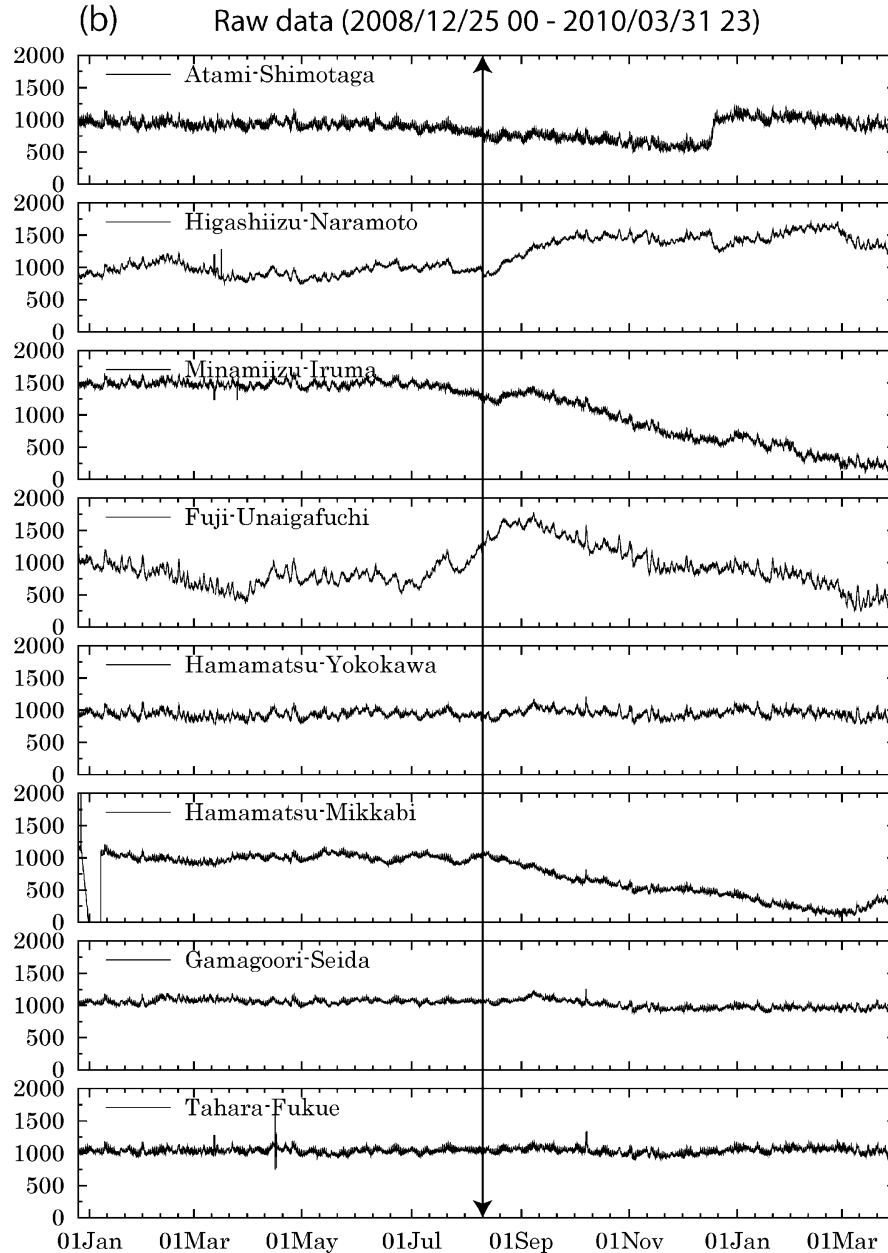


Fig. 3b. Other volumetric strain data observed at the stations located in the Izu peninsula and at the far west-most stations. The co-seismic strain steps at these stations are too small to detect. A remarkable step at Atami-Shimotaga and Higashiizu-Naramoto are due to the earthquake swarm occurred east off the Izu peninsula starting on December 17, 2009. The unit of vertical axis is scaled up 1.4 times that of Fig. 3a. The other explanation is same as those of Fig. 3a.

分離することが重要となる。ここでは、大気圧、降雨、および地球潮汐等が顕著な誘因成分として加わっていると考えた。そこで、Fig. 2には体積ひずみ観測網が展開されて以来、最も大きい地震である2009年8月11日駿河湾地震(M6.5)前後の約15ヶ月間の体積ひずみ記録と大気圧と降雨の時系列データとを一緒に図示した。これらの記録は当該地震の震源断層(上野・他, 2009)の西端のほぼ真上にある藤枝—花倉で観測されたものであ

る。この体積ひずみの観測記録からは、概して地震発生まではほぼ一定の割合で観測孔周辺の岩盤が短縮していたが、2009年8月11日駿河湾地震によって、一転して大きな伸びに転じたことが知れる。この様な地震による大きなひずみ変化は他の多くの観測点でも確認できる。そこで地震発生前までの定常的変動データに線形近似式を当てはめ、その勾配を求めた。これをフィリッピン海・プレートの沈み込みに伴う上盤側プレートの定常変動と

Table 1. Gradient of a linear approximation equation fitting to the data.

Station	Gradient (nano-strain/hour)	R <sup>2</sup>	Ref.
Shimada-Kawane	$-5.633 \times 10^{-2}$	0.512	B
Shizuoka-Tadanuma	$-2.233 \times 10^{-1}$	0.784	B
Shizuoka-Urushiya	$+5.269 \times 10^{-2}$	0.712	B
Fujieda-Hanagura	$-1.148 \times 10^{-1}$	0.943	B
Makinohara-Sakabe	$-2.947 \times 10^{-1}$	0.969	E
Omaezaki-Sakura	$-2.277 \times 10^{-1}$	0.960	B
Omaezaki-Ooyama	$-2.350 \times 10^{-1}$	0.993	B
Izu-Koshimoda	$-6.273 \times 10^{-2}$	0.682	D
Atami-Shimotaga	$-4.634 \times 10^{-2}$	0.616	B
Higashiizu-Naramoto	$-9.325 \times 10^{-1}$	0.933	B
Minamiizu-Iruma	$+2.101 \times 10^{-2}$	0.262	F
Fuji-Unaigafuchi	$-2.397 \times 10^{-1}$	0.866	A
Hamamatsu-Yokokawa	$-8.324 \times 10^{-2}$	0.916	A
Hamamatsu-Mikkabi	$+1.496 \times 10^{-1}$	0.661	C
Gamagoori-Seida	$-1.893 \times 10^{-2}$	0.304	B
Tahara-Fukue	$-1.335 \times 10^{-2}$	0.451	A

Fitting intervals corresponding label shown in Ref.

A:2008/12/25/23:00–2010/03/31/23:00, B:2008/12/25/23:00–2009/08/11/05:00, C:2009/01/07/18:00–2010/03/31/23:00,  
D:2008/12/25/23:00–2009/08/05/13:00, E:2008/12/25/23:00–2009/06/12/05:00, F:2008/12/25/23:00–2009/07/17/09:00

見なし、この傾斜を補正した観測記録を Fig. 3a～Fig. 3b に図示した。さらに線形近似によって見積もられた勾配は Table 1 に掲載した。Table 1 に表示された  $R^2$  は決定係数（寄与率ともいう）と称され、標本値から求めた回帰方程式（線形方程式）の当てはまりの良さの尺度であり、それが 1 に近いほど相対的残差が小さいことを意味し、長期間にわたってほぼ一定のひずみ変化を示唆する。逆に 0 に近いほど相対的誤差が大きく、ひずみ変化が一定でないことを示す。従って各観測点の勾配値と  $R^2$  の値から推して、駿河湾西側沿岸の観測点では、定常的に縮みの場にあったことが推察される。とくに駿河湾の西沿岸付近ではそれが顕著である。伊豆半島東岸の東伊豆奈良本でも、 $R^2$  が 0.996 と極めて安定した収縮場であったが、地震時のひずみ変化は観測されていない。次章では観測された原記録に状態空間モデルを直接適用し、各観測点での気圧、降雨、潮汐等の誘因成分の分離の結果を紹介する。得られたトレンド成分からこの種の線形成分を除去した変動についても考察する。

#### 4. 信号分離とトレンド成分

ここでは、まず状態空間モデリングによる信号分離例として、最も震源に近い藤枝―花倉での結果を示す。この信号分離においては、潮汐成分の分調成分数を 25 まで考慮し、それぞれのモデルの判定を AIC よって行っ

た結果、最適解としては気圧成分が 20 次のモデル、降雨成分が 3 次のモデル、そして潮汐成分については 3 次のモデルが求まった（Fig. 4）。これらの成分と誤差成分を原記録から差引いた残りのトレンド成分を、ここでは知りたい真の体積ひずみ成分と考える。このようにして全観測点で推定したトレンド成分のうち、とくに地震時のジャンプ前後に注目して表示したのが Fig. 5a～Fig. 5b である。多くの観測点で地震時に対応した大きなジャンプが現れている。このジャンプの大きさは Table 2 に掲載した。おおよそ震源からの距離に従ってその大きさが減少しているのが分かる。一方震源近傍では大きな変化が見られるものの、例えば上野・他（2009）による地震の発生メカニズムから推定されたコサイスマックなひずみ分布と一致せず、当該観測点における体積ひずみの地震時応答の複雑さが示唆された。また、今回の地震については、想定東海地震前に現れるとされるような前兆滑り的な現象を捉えることができなかった。この点については、想定東海地震はプレート境界型大地震であるのに対して、今回の駿河湾地震はプレート内地震であったという地震タイプの違いを反映したものかも知れないが、正確なことはまだ分からない。また小林・他（2006）が見出した東海地方北西部の短期的スロー・スリップは、駿河湾周辺では確認できなかった。

最後に、地震発生前の比較的ゆっくりしたトレンド成

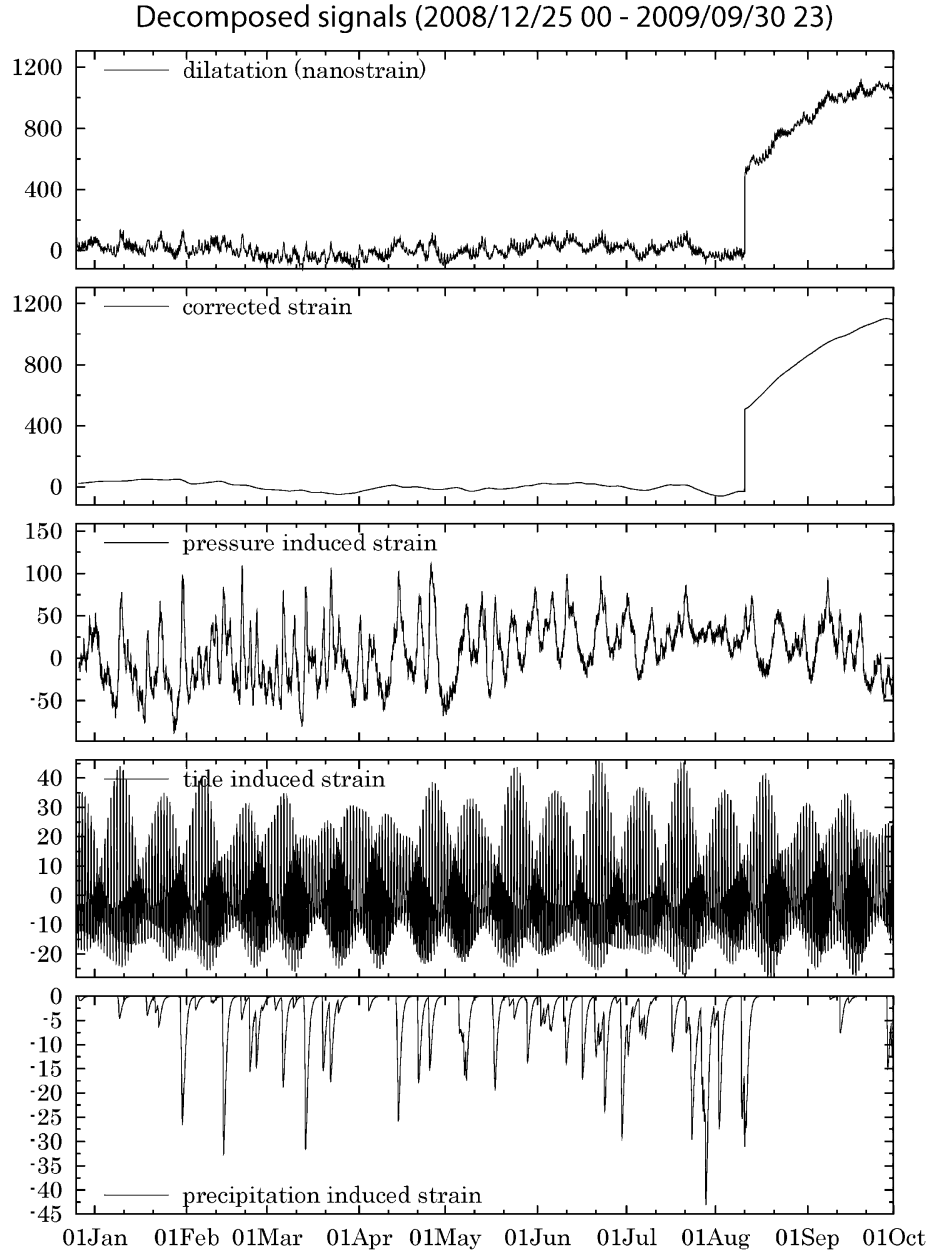


Fig. 4. Example of result by the state space modeling using the data at Fujieda-Hanagura, Top indicates the observed volumetric strain data; second is the trend component of true geodetic strain; third is the induced pressure effect component; fourth is the induced earth tide effect component; bottom is the induced precipitation effect component. Vertical axes are scaled in nanostrain.

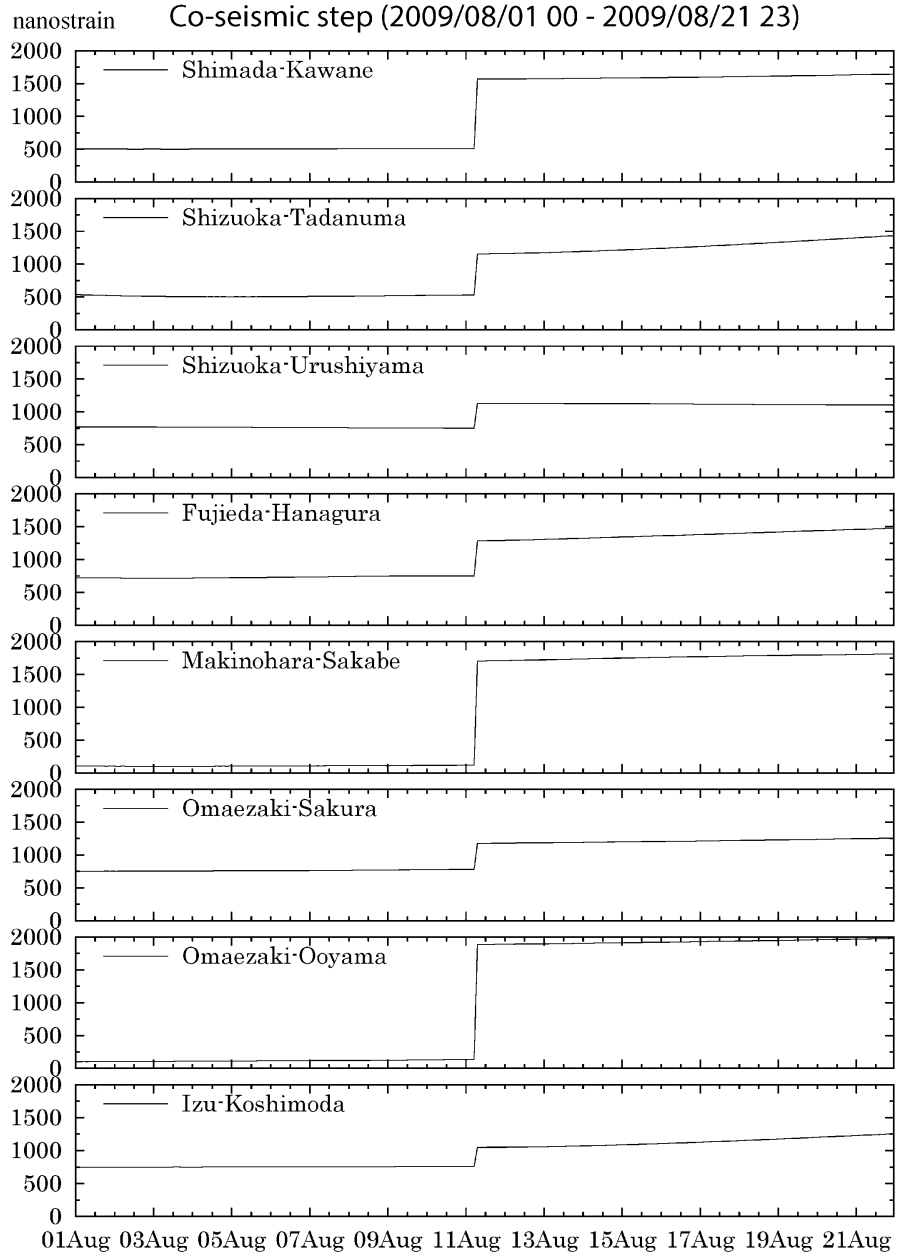


Fig. 5a. Extracted co-seismic strain steps in the neighborhood of the 2009 Suruga-bay earthquake. Every trace of trend component is drawn within the scale range from 0 to 2000 nanostrains.

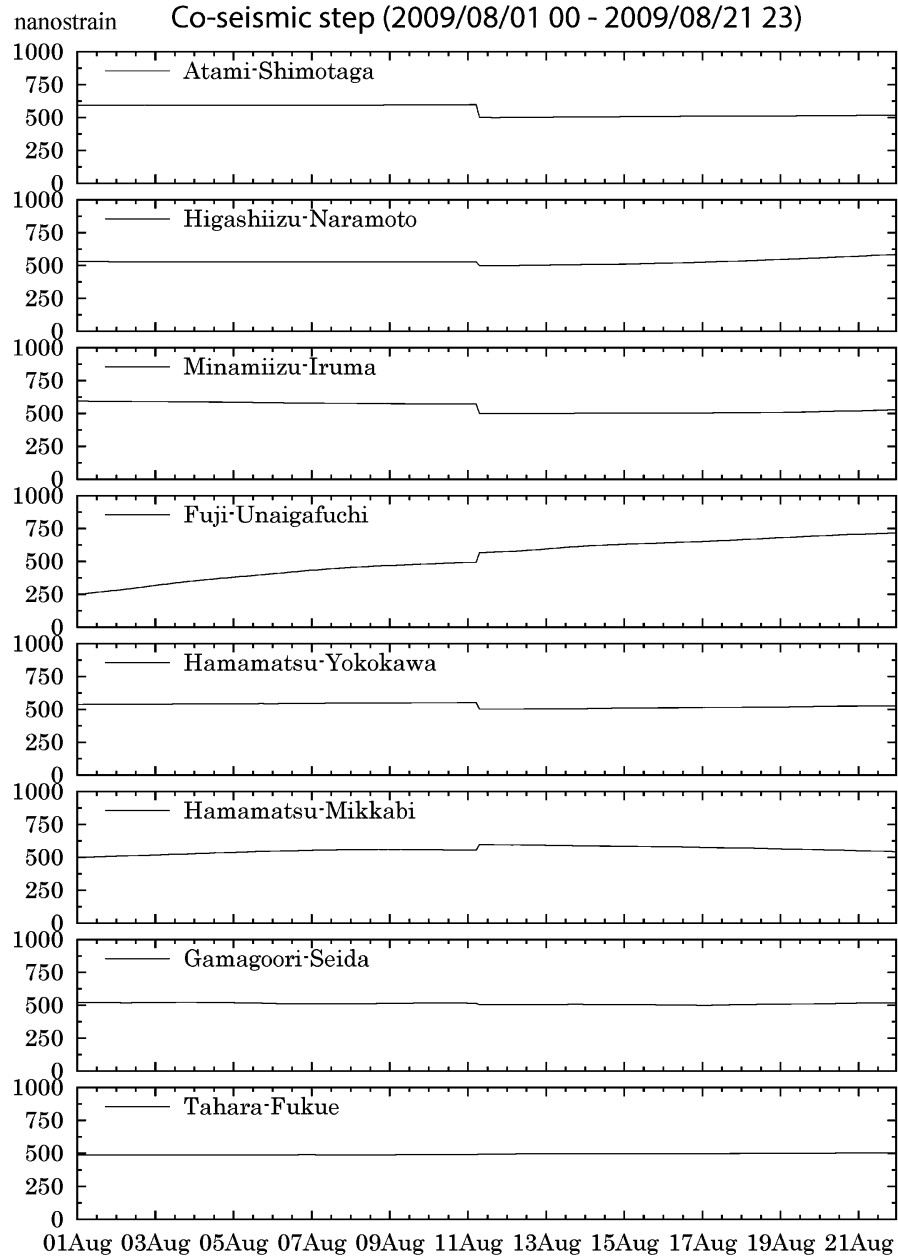


Fig. 5b. Extracted co-seismic strain step in the neighborhood of the 2009 Suruga-bay earthquake.  
Every trace of trend component is drawn within the scale range from 0 to 1000 nanostrains.

Table 2. Co-seismic steps due to the 2009 Suruga-bay earthquake (M6.5).

Station	Co-seismic step, strain
Shimada-Kawane	1.06004E-06
Shizuoka-Tadanuma	6.25236E-07
Shizuoka-Urushiyama	3.79946E-07
Fujieda-Hanagura	6.53120E-07
Makinohara-Sakabe	1.58331E-06
Omaezaki-Sakura	3.94226E-07
Omaezaki-Ooyama	1.75024E-06
Izu-Koshimoda	2.85060E-07
Atami-Shimotaga	-9.69422E-08
Higashi-Izu-Naramoto	-2.64280E-07
Minami-Izu-Iruma	-7.67720E-08
Fuji-Unaigafuchi	7.26590E-08
Hamamatsu-Yokokawa	-5.09234E-08
Hamamatsu-Mikkabi	4.38671E-08
Gamagoori-Seida	-1.17300E-08
Tahara-Fukue	-

分の振動パターンについて考察する。これまでの状態空間モデリングの結果から、東海地方のボアホール式体積ひずみデータから気圧、降雨、そして潮汐等の影響を効果的に分離されることが分った。モデリングによって抽出されたトレンド成分は地震時の急激な変化を除くと、かなり滑らかな時系列データであることが理解された。しかし、地震発生前の滑らかなトレンド成分においても観測点ごとにそれぞれ固有の S/N 比を持った時系列データであると考えられる。そこで地震発生前の滑らかなトレンド成分について、観測点間の比較を容易にするために平均と分散で規格化した時系列データを作成し、Fig. 6 に図示した。規格化した結果、ほとんどの観測点で各トレースの初期部で大きな揺れが現れているのが見られる。その挙動は解析対象期間先頭付近に限定していることから推して、モデリングにおける初期値設定の問題による人工的現象と思われる。この不安定な状況は20日間ほどで終息するが、それ以後は次第に滑らかな長周期変動に変化している。この種の興味深い長周期成分の発生源について、現時点ではまだ解明できないが、詳細な地殻変動を探るためにはこれらの微かな長周期変動

も考慮したモデリングが必要となろう。

以上、東海地方に展開されている気象庁体積ひずみ記録に状態空間モデリングを適用して得られた知見である。

## 5. まとめと考察

本論文では、最近開発された状態空間モデルを解説し、東海地方の想定震源域で観測された高感度体積ひずみ記録に適用を試みた。その結果、2009年駿河湾地震(M6.5)前後の記録から地震時のひずみステップの高精度抽出が可能になった。しかし震源近傍の相模湾西岸では震源過程から推定された収縮ステップの観測点で大きな膨張ステップが記録され、単純なコサイスミックな応答だけでは説明できないことが示唆された。また状態空間モデリングの適用によって効果的な信号分離が行われたにもかかわらず、2009年駿河湾地震の予兆を示唆するような明瞭な挙動はなかった。一方、トレンド成分の規格化によって明瞭でなかった滑らかな長周期変動が多くの観測点で確認された。その成因については今後の課題である。

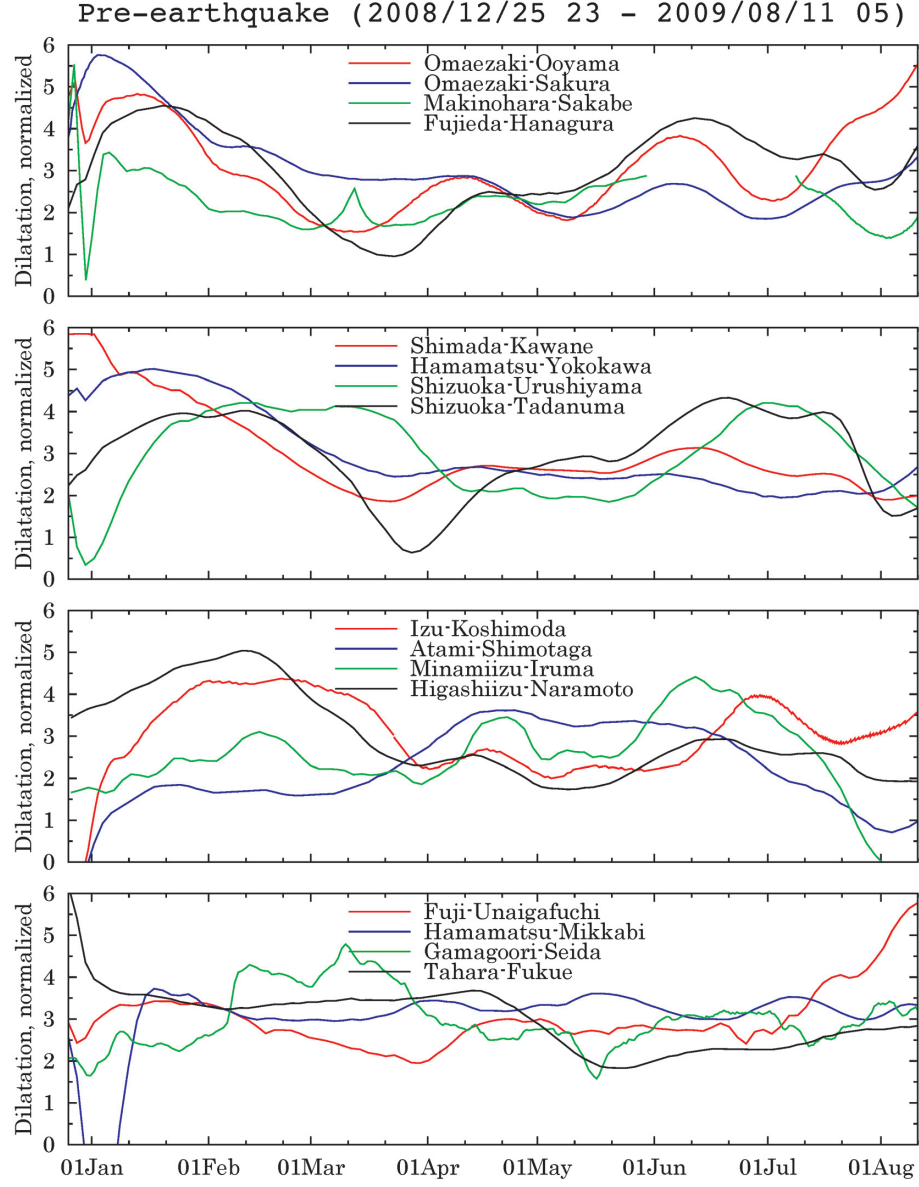


Fig. 6. Normalized trend components from the start time of analyses to the just before the 2009 Suruga-bay earthquake. The four panels with 4 traces are arranged in order of regions. The disturbances at the start of the traces are artifacts that are due to the initialization of the modeling or unrelated phenomena and are ignored. In the missing data section of Makinohara-Sakabe, the large irregular down-step due to local site effect are replaced by missing data flags and the data level are shifted to the same level as before the gap.

## 謝 辞

本研究は、筆者の高波鐵夫が東京大学地震研究所地震予知研究センター滞在中に実施された。解析に用いた体積ひずみの原データは気象庁から提供された。地図の作製には Wessel and Smith (1991) のソフトを使用した。論文作成においてレフリーのコメントは大変有益であった。

## 参考文献

- Akaike, H., 1973, Information theory and an extraction of the maximum likelihood principle, in *the Second International Symposium on Information theory*, eds., B. N. Petrov and F. Csaki, Budapest, Akademiai Kiado, 267-281.
- Anderson, B. D. O. and J. B. Moore, 1979, *Optimal Filtering*, New Jersey, Prentice-Hall, 367 pp.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins, 1976, *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, 2th ed., 575 pp., San Francisco, Holden-Day.
- Gómez, V. and A. Maravall, 1994, Estimation, prediction, and interpolation for nonstationary series with Kalman filter, *J. Am. Stat. Assoc.*, **89**, 611-624.
- Kitagawa, G. and W. Gersch, 1984, A smoothness prior-state-space modeling of time series with trend and seasonality, *J. Am. Stat. Assoc.*, **79**, 378-389.
- Kitagawa, G. and N. Matsumoto, 1996, Detection of coseismic changes of underground water level, *Journal of the American Statistical Association*, **91**(434), 521-528.
- Kitagawa, G., 2010, *Introduction to time series modeling*, CRC Press, Chapman & Hall/CRC, 289 pp., 2010.
- 小林昭夫・山本剛靖・中村浩二・木村一洋, ひずみ計により観測された東海地域の短期的スロースリップ (1984~2005 年), 地震, 第 2 輯, **59**, 19-17, 2006.
- Konishi, S. and G. Kitagawa, 2008, *Information criteria and Statistical modeling*, New York, Springer, 278 pp.
- 二瓶信一・上垣内修・佐藤 馨, 1987, 埋込式体積歪計による観測, 1976 年~1986 年の観測経過, 験震時報, **50**, 65-88.
- Matsumoto, N. and G. Kitagawa, 2003, Extraction of hydrological anomalies related to earthquakes, in *Methods and Applications of Signal Processing in Seismic Network Operations*, Takanami, T. and Kitagawa, G. (eds.), Berlin, Springer-Verlag.
- Matsumoto, N., G. Kitagawa and E. A. Roeloffs, 2003, Hydrological response to earthquakes in the Haibara well, central Japan-I. Groundwater level changes revealed using state space decomposition of atmospheric pressure, rainfall and tidal responses, *Geophysical Journal International*, **155**, 885-898.
- Peng, H., G. Kitagawa, T. Takanami and N. Matsumoto, 2014, State-space modeling for seismic signal analysis, *Applied Mathematical Modelling*, **38**, 738-746.
- Sacks, S. I., S. Suyehiro, D. W. Evertson and Y. Yamamoto, 1971, Sacks-Evertson strainmeter, its installation in Japan and some preliminary results concerning strain steps : *Papers in Meteorology and Geophysics*, **22**, 195-207.
- 末廣重二 (観測部地震課), 1979, 地殻変動連続観測と埋込式歪計 (1), 測候時報, **46**, 9-25.
- Takanami, T., S. I. Sacks and A. T. Linde, 2009, A strain event related to aftershock activity following the 2003 Tokachi-oki earthquake (8.0), *Eos Trans. AGU*, **90**(52), Fall Meet. Suppl., Abstract G33A-0619.
- Takanami, T., A. T. Linde, S. I. Sacks, G. Kitagawa and H. Peng., 2013, Modeling of the post-seismic slip of the 2003 Tokachi-oki earthquake M8 off Hokkaido : constraints from volumetric strain, *Earth Planets and Space*, **65**, 731-738.
- 上野 寛・迫田浩司・吉田康宏, 2009, 近地強震波形を用いた駿河湾の地震 (平成 21 年 8 月 11 日 ; Mj6.5) の震源過程解析, 日本地震学会 2009 年秋季大会講演予稿集, P1-19.
- Wessel, P. and W. H. Smith, 1991, Free software helps map and display data, *Eos Trans. AGU*, **72**, 441-446.

(Received January 13, 2015)

(Accepted February 5, 2015)