

粒子フィルタによる沈下量の確率分布推定と信頼性解析

Estimation for Posterior of Ground Settlements and Reliability Analysis using the Particle filter

珠玖隆行 Takayuki SHUKU
吉田郁政 Ikumasa YOSHIDA(岡山大学大学院環境生命科学研究科)
(東京都市大学工学部都市工学科)

本研究では、既存の Particle Filter (PF) による信頼性解析手法の精度について、軟弱地盤上の盛土施工を対象とした数値実験を通して定量的に評価する。本研究ではとくに、計算に用いる粒子数および観測データ数に着目し、それら条件の違いが事後分布の推定精度および性能の超過確率の算定精度に及ぼす影響の評価をターゲットとした。数値実験の結果、本研究で設定した条件においては、精度の高い事後分布の推定および超過確率の算定を実現するためには、少なくとも 10,000 サンプル程度以上必要となることを示した。また、観測データの取得に伴い、沈下量の確率分布が更新されていく過程を詳細に示した。

キーワード：信頼性解析，沈下，超過確率，粒子フィルタ

(IGC : E13)

1. はじめに

構造物の性能・安全性を確率に基づいて定量的に評価する「信頼性設計 (Reliability-based design)」が一般的になりつつある。海外においては Eurocode¹⁾ や American Association of State Highway and Transportation Officials, the U.S. (AASHTO)²⁾ の 2 つの設計コードが信頼性の概念を早くから導入しており、日本においても 2007 年に改訂された「港湾の施設の技術上の基準・同解説」³⁾において、信頼性設計の考え方が取り入れられた。

構造物の信頼性設計を実現するために種々の方法が提案されているが近年の計算機の急激な性能向上により、Monte Carlo Simulation (MCS) による信頼性設計が主流になりつつある。MCS は多数のシナリオ (パラメータセット) を準備し、そのシナリオ一つ一つに対して数値シミュレーションを適用し、アウトプットの確率分布を調べることで、構造物の破壊確率や信頼性を評価する方法である。MCS は非線形や非正規性を有する問題にも容易に適用できるという特長を有している。

とくに最近では、高度成長期に整備された構造物が耐用年数を迎え、大量の社会資本設備をどのように維持管理していくかが主要な問題となりつつあることから、新設構造物だけでなく既設構造物の信頼性も評価したいというニーズも増えてきている。既設構造物は設計時の詳細な情報が得られることが少なく、精度の高い信頼性評価は困難であるが、種々の計測データを用いることにより、信頼性評価の精度を向上させることができる。このような計測データに基づいた構造物の状態推定は、いわゆる「逆問題 (Inverse problems)」であり、1980 年代より土木工学の分野で

研究が進められている。地盤工学においても計測データに基づいたパラメータ推定や状態推定に関する研究が多数報告されている (例えば 4), 5)。

計測データに基づいた構造物の信頼性評価は、ベイズの定理を通して説明することができ、ベイズ更新を実装するためのアルゴリズムはこれまで多数提案されている。中でもとくに、MCS ベースの逆解析手法である粒子フィルタ (Particle Filter, PF)⁶⁾⁻⁸⁾が注目されている。PF は実装が比較的容易であり、また非線形問題や非正規性を示す問題へも適用できることから、構造工学や地盤工学における信頼性評価に応用されている。吉田ら⁹⁾は、コンクリート構造物の塩害劣化の問題に PF を適用し、限界状態超過確率を算定している。また、珠玖ら¹⁰⁾は、地盤上への盛土の設計・施工問題を対象に、Life Cycle Cost (LCC) が最小となり、かつ構造物の性能を満たす設計案を PF に基づいた観測施工法により選定している。

このように PF を構造物の信頼性評価手法として応用した研究は多数報告されているが、評価する未知パラメータの数が比較的少ない問題のみ適用されており、例えば未知パラメータの次元がさらに大きくなった問題への適用性については検証されていない。また、事後分布の推定精度やサンプル数が推定結果に及ぼす影響、計測データ数が結果に及ぼす影響などに関して詳細に検討されておらず、PF を地盤工学実務に適用するためには依然として不明な点が多い。

そこで本研究では、珠玖ら¹⁰⁾の研究で提案されている信頼性評価手法を、軟弱地盤上の盛土の沈下予測を対象とした数値実験に適用し、設計時に設定した地盤パラメータや沈下量の確率分布 (事前分布) が観測データを得ることにより更新され、事後分布が推定される過程を示すとともに、その事後分布を用いて、規

定された性能の超過確率を算定する。さらに、それらの推定結果に及ぼす粒子数や観測データ数の影響を定量的に評価する。

本論文は本章を含む計 5 章から構成される。第 2 章では、本研究で中心的な役割を果たす PF の基礎について解説するとともに、珠玖ら¹⁰⁾によって示された PF に基づいた観測施工法の概要を示す。第 3 章では数値実験概要や計算で仮定した未知パラメータの統計的性質など、計算に必要な条件を示す。第 4 章では計算によって得られた、代表的な結果を示すとともに、PF による事後分布の推定精度についてサンプル数や計測データ数の影響も踏まえ議論する。第 5 章では、本研究で得られた主要な結論をまとめる。

2. 粒子フィルタに基づく観測施工法

2.1 PF

PF は、状態変数の確率密度関数 (Probability Density Functions, PDF) を多数の離散サンプルで近似する代表的な非線形フィルタリングであり、1990 年代前半に提案されて以来、地球科学や制御工学の分野において主流になりつつあるアルゴリズムである。状態変数とは、本論文においては有限要素解析に用いる地盤パラメータ、およびその地盤パラメータを用いて得られた沈下量を意味する。PF はベイズ更新の実装方法の一つであるため、はじめにベイズの定理を示し、その後、PF の概要を説明する。

ベイズの定理は、観測データにより事前分布の更新を表したものであり、一般的に次式で表される。状態変数の事前分布 $p_0(\mathbf{x})$ の事後分布 (フィルタ分布) は次式により表される。

$$p(\mathbf{x} | \mathbf{y}) = \frac{p(\mathbf{y} | \mathbf{x})p_0(\mathbf{x})}{p(\mathbf{y})} \quad (1)$$

ここに、 $p(\mathbf{x} | \mathbf{y})$ は事後分布、 $p(\mathbf{y} | \mathbf{x})$ は尤度、 $p_0(\mathbf{x})$ は状態変数 \mathbf{x} の事前分布、 $p(\mathbf{y})$ は観測データ \mathbf{y} の確率を表す。また、 p は確率を表し、 $p(\cdot | \cdot)$ は条件付確率を表している。対象とする問題が線形であり、誤差がガウス分布に従う場合、式(1)の事後分布は Kalman Filter¹¹⁾により解析的に解くことができる。しかしながら、多くの地盤工学的問題は、非線形現象であるため、PF のような方法を用いる必要がある。

先述したように、PF は確率分布を多数の離散サンプルで近似するアルゴリズムであり、具体的に観測データベクトル \mathbf{y} が得られたときのパラメータベクトル \mathbf{x} の事後分布は次式で近似される。

$$p(\mathbf{x} | \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^N w^{(i)} \delta(\mathbf{x} - \mathbf{x}_0^{(i)}) \quad (2)$$

ここに、 δ は Dirac のデルタ関数、上付きの (i) は離散サンプルの番号を表す。また、 $w^{(i)}$ は各サンプルの重みであり、次式で与えられる。

$$w^{(j)} = \frac{l^{(j)}}{\sum_{i=1}^N l^{(i)}} \quad (3)$$

ここに、 l は各サンプルの尤度を表す。PF において離散サンプルは「粒子」と呼ばれ、確率分布を構成する粒子の集合を「アンサンブル」と呼ぶ。よって、 N は粒子数もしくはサンプル数と呼ばれる。図-1 は、粒子による確率分布の近似の概念図を示している。図から明らかなように、多数の粒子を用いることで任意の確率分布を近似できることがわかる。

PF による確率分布の更新は以下の手順に従って実施される：

- ① 確率分布 p_0 に従う粒子 (パラメータ) を発生させる。これは、初期分布と呼ばれる。
- ② 各粒子 i について、以下の手順を実行する。
 - a) 有限要素法などにより沈下量を求める。
 - b) データ \mathbf{y} を用いて各粒子の尤度を計算する。
 - c) 各粒子の重みを計算する。
 - d) サンプルを復元抽出 (リサンプリング) する。

PF の最大の特長は、線形性やガウス性などの仮定を一切置かないことであり、任意のモデルおよび確率分布に適用できる。しかしながら、リサンプリングを何度も繰り返すうちに、アンサンブル内の特定の粒子のみが複製されてしまう「退化」と呼ばれる問題が発生し¹²⁾、アンサンブル内の多様性が失われ、確率分布の近似精度が著しく低下する。PF の提案以降、PF を改良したアルゴリズムが数多く提案されているが、ほとんどのアルゴリズムが、退化の問題を解決することを目的としている。退化は、事後確率分布の推定精度に

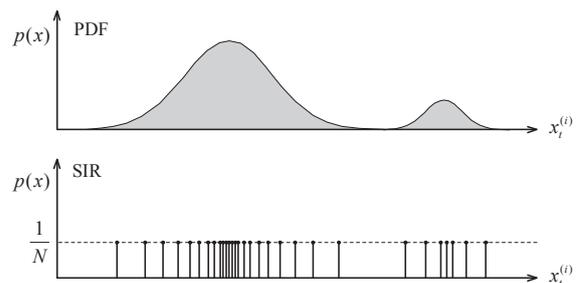


図-1 粒子による確率分布の近似の概念図

も大きく影響を与えるが、本研究では通常の PF を使用し、計算中に生じる退化については議論の対象としない。

2.2 粒子フィルタによる信頼性評価

珠玖ら¹⁰⁾は、図-2 に示す PF に基づいた信頼性解析手法を提案し、その適用性を軟弱地盤上の盛土の設計（数値実験）を対象に検証している。この研究では、PF によって、構造物の施工中に得られる観測データに基づいて、設定された性能規定を満足しかつ LCC の観点から最適な施工方法、対策工法が選定可能としている。しかしながら、PF による信頼性評価の精度については詳細に議論しておらず、さらに計算に用いたサンプル数は 2,000 サンプルと比較的少ない。本手法を実務に適用するためには、PF による確率分布の推定精度について定量的に検討し、手法の適用範囲や限界を明らかにする必要がある。本研究では、PF による事後分布や超過確率の推定精度に焦点を絞り、その精度を検証するための数値実験を実施する。

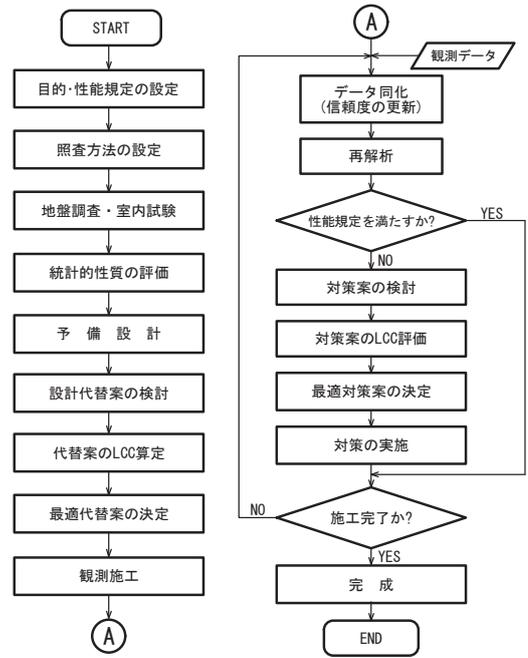


図-2 信頼性設計のフロー¹⁰⁾

3. 適用例題

3.1 有限要素解析

本研究では、図-3 に示すモデル地盤を対象に、仮想の観測データに基づいて、PF を通して状態変数の事後分布が精度良く推定できるかどうかを検討する。基礎地盤は 3 層から構成されており、最上部は厚さ 2m の砂層、その直下には厚さ 6m の軟弱な粘性土層、さらにその下位には厚さ 7m の中間土が分布している地盤モデルを考えた。ここではどのような地盤モデルを設定してもいいが、これまで多層地盤を対象とした PF によるパラメータ同定は実施されていないこと、同定パラメータ数ある程度自由に設定したいという目的からこのような多層の地盤モデルとした。最終盛土高さは 3m であり、図-4 に示す盛土施工過程を設定した。

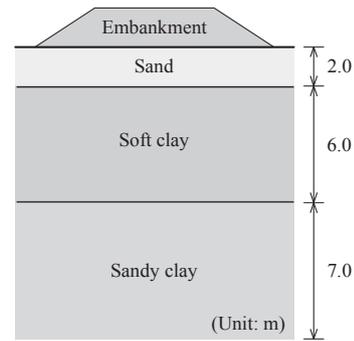


図-3 モデル地盤

図-5 は図-3 のモデルの有限要素メッシュを表している。有限要素メッシュとして、8 節点アイソパラメトリック要素を用い、変位に関しては 2 次、水圧に関しては 1 次の空間近似とした。総メッシュ数は 230、総節点数は 757 である。盛土部分は有限要素メッシュとして与えず、簡単のため荷重としてモデル化した。

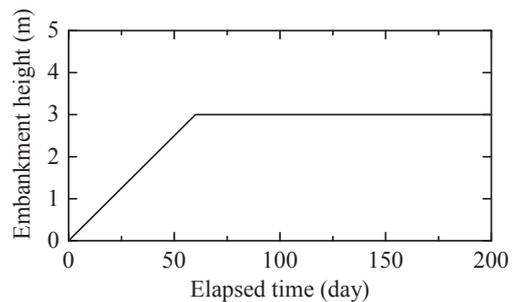


図-4 盛土の施工過程

表層の砂層は線形弾性体としてモデル化し、その下位の粘性土層、中間土層は Cam-clay モデルでモデル化した。それぞれのモデルに必要なパラメータは、Kamei¹³⁾や Iizuka and Ohta¹⁴⁾を参考に、表-1 に示す簡易土質定数推定式から決定した。決定した各層のパラメータを表-2 にまとめる。計算は盛土建設開始を 0 日とし、2,500 日まで実施した。表-2 のパラメータを用いて得られた盛土直下地表面の時間-沈下曲線を図-6

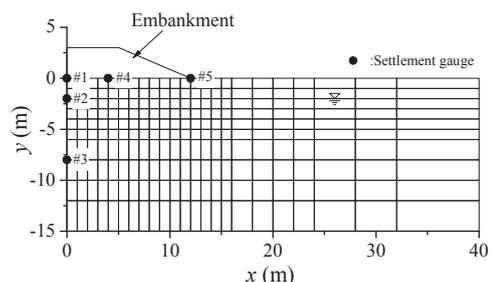


図-5 有限要素メッシュ図

表-2 地盤パラメータ

	ν	$\lambda / E(\text{kPa})$	κ	e_0	M	K_0	$k (\text{m/s})$	λ_k
Sand	0.333	14,000	-	-	-	0.500	1.16×10^{-8}	-
Soft clay	0.360	0.295	0.123	1.277	1.023	0.563	1.16×10^{-10}	0.833
Sandy clay	0.330	0.155	0.047	0.897	1.220	0.493	1.16×10^{-9}	0.453

表-1 土質定数決定法^{13),14)}

$\lambda = 0.015 + 0.007I_p$	Iizuka and Ohta ¹⁴⁾
$\kappa = (1 - M/1.75)\lambda$	-
$e_0 = 0.517 + 0.019I_p$	Nakase et al. ¹⁵⁾
$M = 6\sin\phi^2 / (3 - \sin\phi^2)$	-
$\sin\phi^2 = 0.81 - 0.233 \log I_p$	Kenny ¹⁸⁾
$\lambda_k = 0.073 + 0.019I_p$	Sakajo and Kamei ¹⁶⁾
$K_0 = 1 - \sin\phi^2$	Jaky ¹⁷⁾

表-3 未知パラメータの統計的性質

Parameters		μ_x	COV_x
$E_1 (\text{kPa})$	x_1	10,000	0.20
ν_1	x_2	0.280	0.10
λ_2	x_3	0.300	0.15
κ_2	x_4	0.090	0.15
M_2	x_5	1.200	0.10
$k_2 (\text{m/s})$	x_6	1.16×10^{-11}	0.10
λ_3	x_7	0.200	0.10
κ_3	x_8	0.060	0.15
M_3	x_9	1.400	0.10
$k_3 (\text{m/s})$	x_{10}	1.16×10^{-10}	0.10

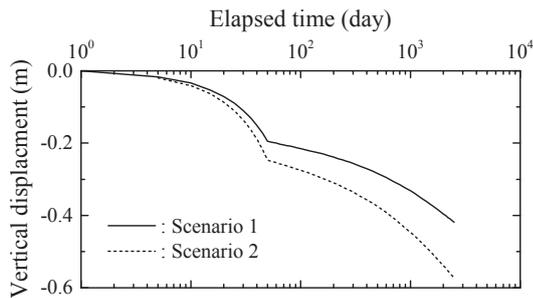


図-6 仮定の観測データ

に示す。図中の Scenario 1 が表-2 のパラメータを用いて土/水連成 FEM により得られた結果，Scenario 2 が表-2 の透水係数のみを 2 倍した結果である。

3.2 計算条件

ここでは，計 10 個のパラメータを未知パラメータとして設定し，逐次的に得られる観測データに基づいてそれぞれの事前分布を更新した。対象とした 10 個のパラメータとそれらの事前分布の特性，平均値と分散，を表-3 にまとめる。これらの事前分布は，実際の土質定数から求められたものではなく，本計算で便宜的に設定したものであることに注意されたい。パラメータはすべて対数正規分布に従うと仮定し，次式により PF における粒子（パラメータセット） x を生成した。なお，パラメータ間の相関は考慮せず，それぞれ独立と仮定している。

$$x = \exp(\mu_{\ln x} + \sigma_{\ln x} G) \quad (4)$$

ここに， G は標準正規乱数 $N(0, 1)$ ， $\mu_{\ln x}$ と $\sigma_{\ln x}$ はそれぞれ対数正規分布に従うパラメータの平均値，変動係数であり，表-3 の値を用い，次式により表される。

$$\sigma_{\ln x} = \sqrt{\ln(1 + \text{COV}_x^2)} \quad (5)$$

$$\mu_{\ln x} = \ln \mu_x - \frac{1}{2} \sigma_{\ln x}^2 \quad (6)$$

更新に用いる観測データとして，図-5 に示す#1 の時間沈下関係のみを用いた。事後分布の推定には，同定期間 (Identification period, IP) が大きく影響するため，IP = 50, 100, 400, 2,500 日の 4 ケースの結果に着目し，確率分布がどのように更新されていくか，超過確率の算定結果にどのように影響するかを検討した。また，観測データのシナリオとして，設計時の予測と同程度の沈下が発生するパターン (Scenario 1, 沈下速度が設計時の想定と近いパターン) と設計時の予測よりも過大に沈下が発生するパターン (Scenario 2, 沈下速度が設計時の想定よりも速いパターン) の両方を考え，シナリオの違いが超過確率の推定精度に与える影響を調べた。

PFには観測誤差分散が必要となり、本来は観測データから推定することが望ましいが、本研究では数値実験を対象としているため、サンプルの退化の程度を確認しつつ、0.001mと設定した。この値は本研究では固定値とし、この値が結果に及ぼす影響については検討しない。

本計算では、事後分布の推定精度に着目して各条件でのPFの性能を検討するが、性能を評価するための比較対象として、 $N = 100,000$ の条件で計算した結果を用いる。 N の値は大きければ大きいほど望ましいが、計算コストにダイレクトに影響するため、実務で用いる際には、対象とする問題に応じて現実的な範囲で決定せざるを得ない。ここでは比較のため、 $N = 100,$

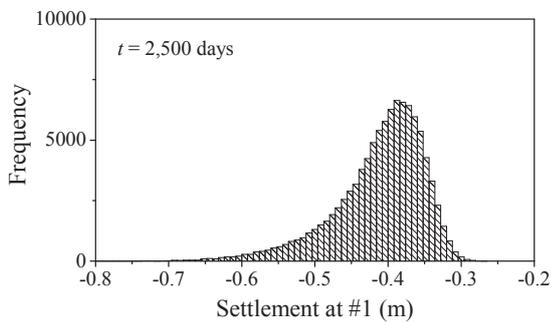


図-7 最終沈下量のヒストグラム

表-4 Scenario 1 に対する沈下量#1の超過確率

N	p_{ex} (%)			
	50 d	100 d	400 d	2,500 d
100	2.353	0.005	0.000	0.000
1,000	2.651	0.078	0.000	0.000
5,000	2.565	0.191	0.001	0.000
10,000	2.667	0.279	0.005	0.000
20,000	2.208	0.189	0.003	0.000
40,000	2.010	0.179	0.010	0.000
80,000	1.981	0.153	0.006	0.000
100,000	2.022	0.168	0.005	0.000

表-5 Scenario 2 に対する沈下量#1の超過確率

N	p_{ex} (%)			
	50 d	100 d	400 d	2,500 d
100	11.515	10.012	42.178	100.000
1,000	7.522	8.277	49.011	100.000
5,000	9.302	10.495	57.842	100.000
10,000	9.191	10.648	57.077	100.000
20,000	9.158	10.652	57.359	100.000
40,000	9.070	10.517	56.643	100.000
80,000	9.041	10.513	56.974	100.000
100,000	9.082	10.549	56.944	100.000

1,000, 5,000, 10,000, 20,000, 40,000, 80,000の結果に着目し、事後分布の推定結果や超過確率の計算結果を比較した。

4. 結果

4.1 超過確率の算定結果

図-7は、事前分布から計算された盛土施工開始から2,500日経過後の#1での沈下量の確率分布を表している。ここでは、沈下量-0.5mを閾値として設定し、2,500日後の#1の沈下量が-0.5mを超過する確率を求めた。なお、ベイズ更新に用いた観測データは、図-6に示したScenario 1およびScenario 2である。

表-4, 5は、粒子数 N および同期期間IPの違いによる超過確率をまとめたものである。表-4がScenario 1に対する結果であり、表-5がScenario 2に対する結果である。

表-4の50dの結果に着目すると、超過確率の絶対値が小さく、サンプル数の違いによる差が顕著に認められない。 $N = 100,000$ の結果と他の結果を比較すると、 $N = 10,000$ 以下であれば推定精度が低く、 $N = 40,000$ 以上であればおおむね $N = 100,000$ の結果と同程度の精度で推定できるといえる。超過確率が非常に小さいため、精度良く値を推定することは困難であるが、40,000以上のサンプルを準備することが精度の高い推定を実現するひとつの目安となりうる。IPの違いに着目すると、当初は2%程度であった確率が、観測データの取得に伴い小さくなっていき、400dでおおむね0%となっている。どの程度の精度まで求めるかは対象とする構造物や条件によって異なってくるが、100dにおける結果もほぼ0とみなせることから、この問題設定では、100日までの観測データを使って、将来の沈下に対する超過確率を精度良く推定できていると言える。

Scenario 2の結果をまとめた表-5の50dの結果に着目すると、Scenario 1と同様に、サンプル数の増加に伴って推定精度が向上することがわかる。本結果においても、おおむね $N = 40,000$ で $N = 100,000$ と同程度の推定精度が得られることが分かる。次にIPの違いに着目すると、当初は10%程度の超過確率を示しているが、観測データの取得に伴って確率が上昇し、最終的には100%に達する。各IPと N の関係に着目すると、 $N = 1000$ 以下で推定精度が大きく低下することがわかる。この結果は用いる観測誤差分散の値や計算条件によって変わりうるものの、PFによる確率算定には最低でも $N = 5,000$ 以上は必要であることを示唆している。

4.2 確率分布の更新過程

表-4, 5 で示した結果の信頼性についてより詳細に検討するため、代表的な計算に対する事後分布の結果を示す。ここでは、紙面の都合上、各パラメータの確率分布の更新過程を示すのではなく、更新されたパラメータを用いて得られた#1での沈下量の事後分布を示す。なお、図-7 に示した最終沈下量のヒストグラムは、

計測データを用いずに推定された分布、すなわち事前分布に対応している。事前分布に着目すると、最頻値がおおよそ-0.39m であり、沈下量が大きい軸に向かって裾野が広がった分布となっている。超過確率を算定する際には、このような分布の裾を精度良く推定する必要があるが、多数のサンプルを用いることで、精度良く推定できることがわかる。

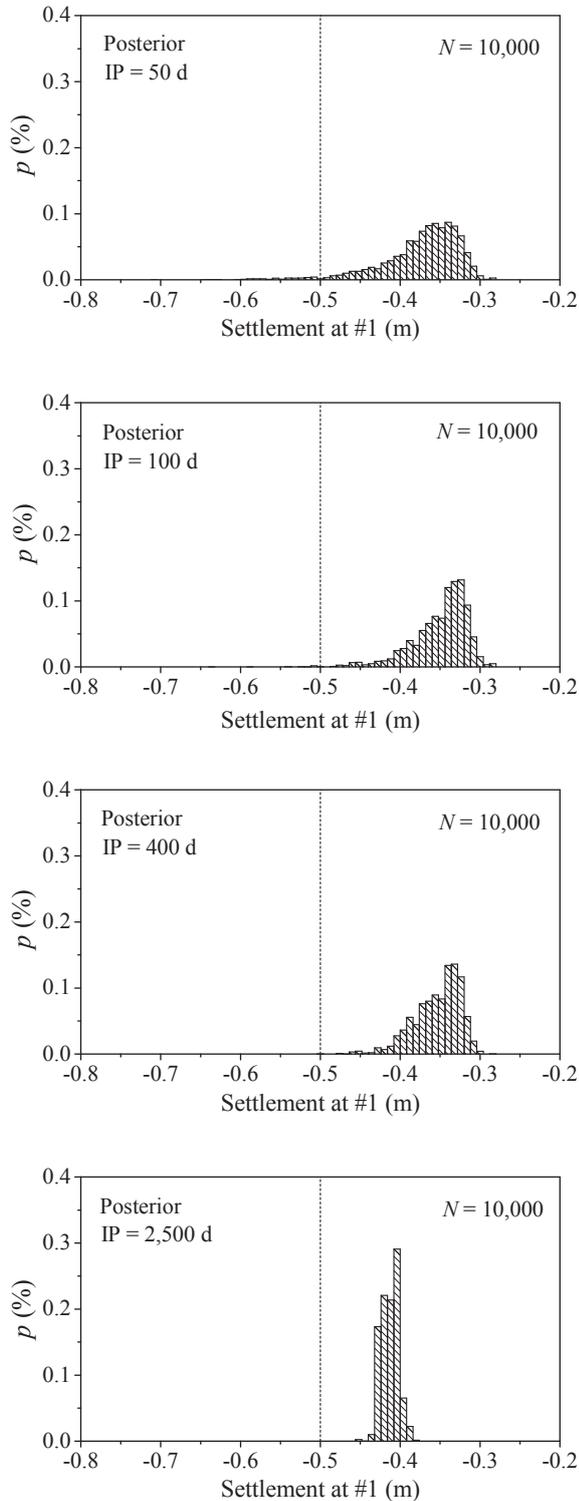


図-8 沈下量の事後分布 (N=10,000)
(Scenario 1)

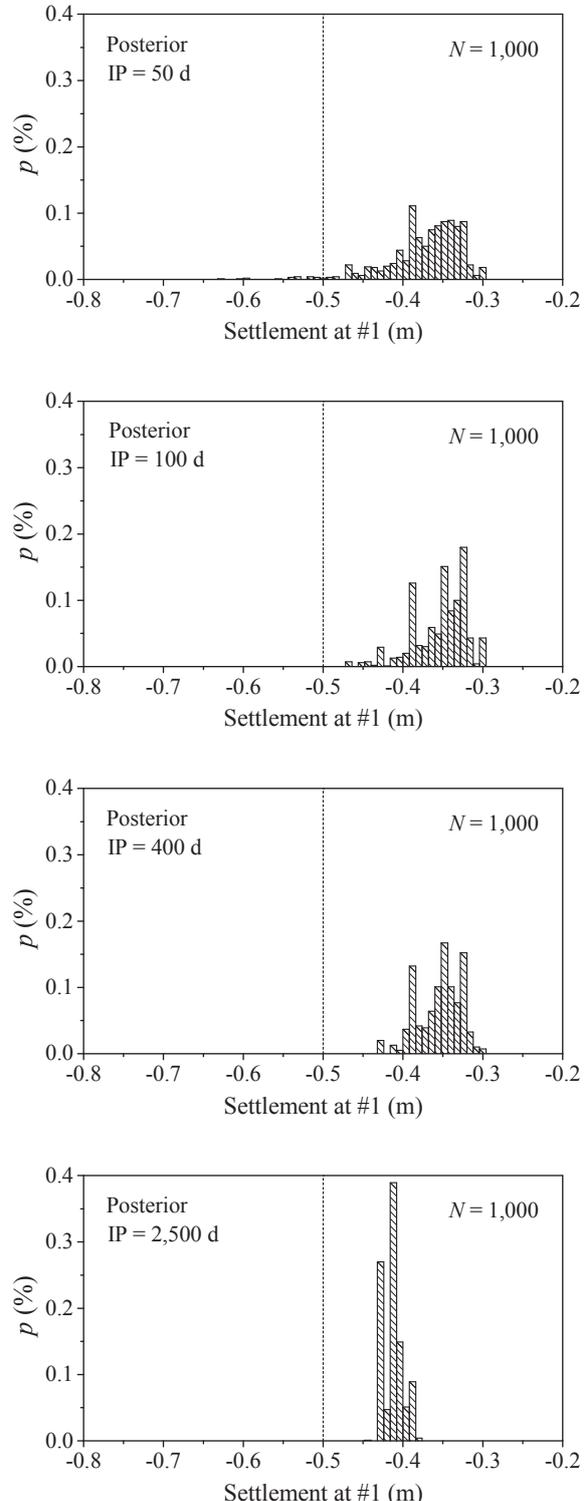


図-9 沈下量の事後分布 (N=1,000)
(Scenario 1)

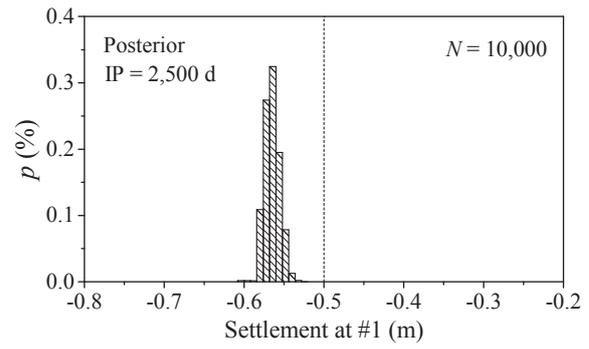
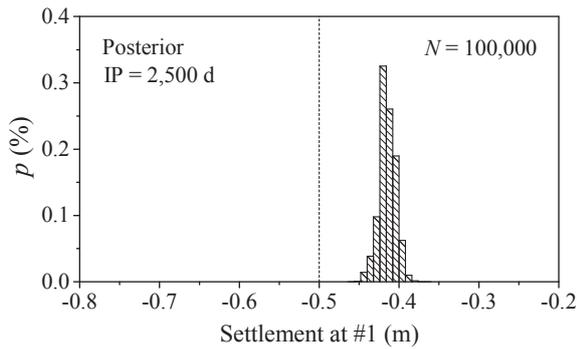
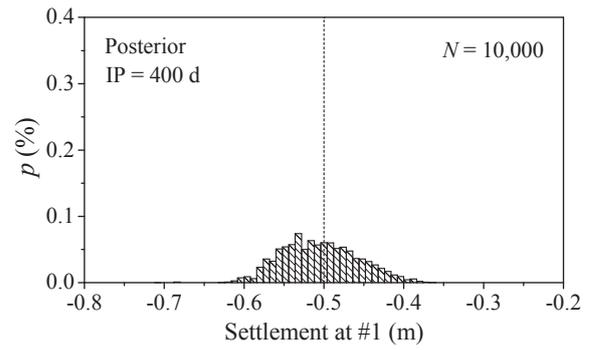
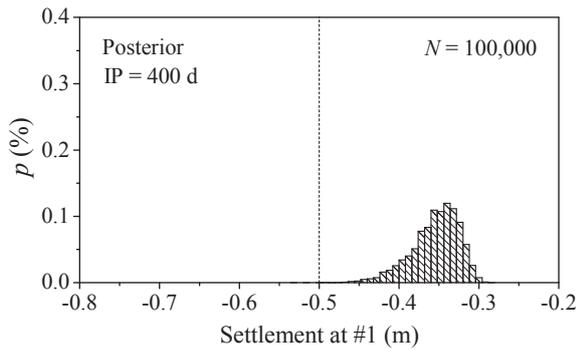
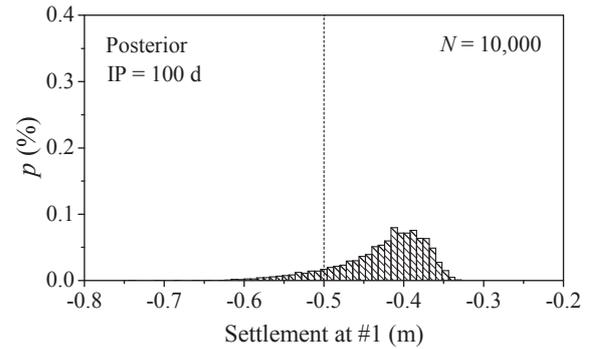
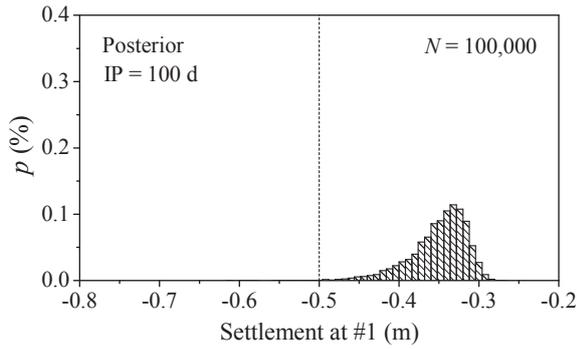
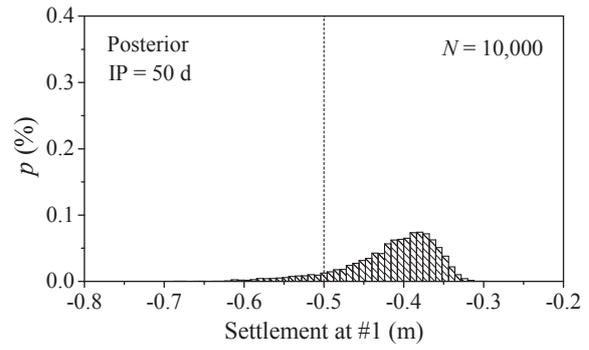
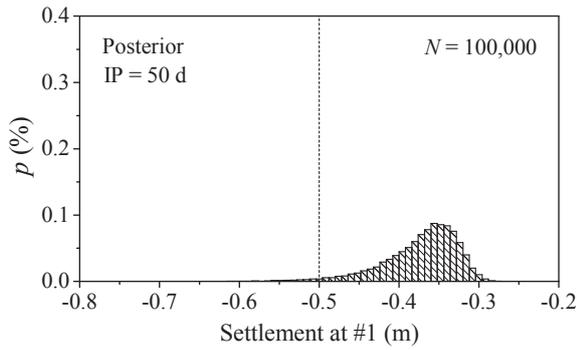


図-10 沈下量の事後分布 ($N = 100,000$)
(Scenario 1)

図-11 沈下量の事後分布 ($N = 10,000$)
(Scenario 2)

図-8~10 に、Scenario 1 に対する#1 における沈下量（盛土施工開始から 2,500 日後）確率分布の更新過程を示す。ここでは、代表的な結果として、 $N = 1,000$, 10,000, 100,000 の結果をそれぞれ比較する。図の縦軸は、確率を表しており、横軸は沈下量 (m) である。図中の IP は同定期間、 N は粒子数を意味し、図中の縦

線（破線）は超過確率を算定するための閾値 (-0.5m) を表している。この破線よりも左側に存在するサンプル数を数え、全サンプル数で除すことで超過確率を算定することができる。図-8 ($N = 10,000$) に着目すると、どの同定期間においてもヒストグラムはある程度滑らかな形をしており、確率分布の高次モーメントまで精

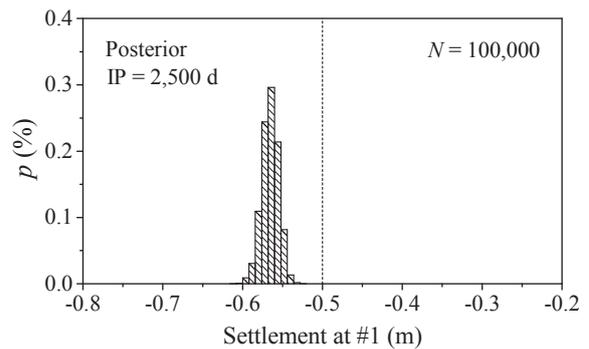
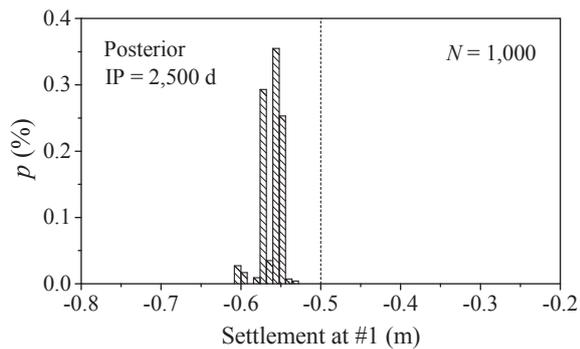
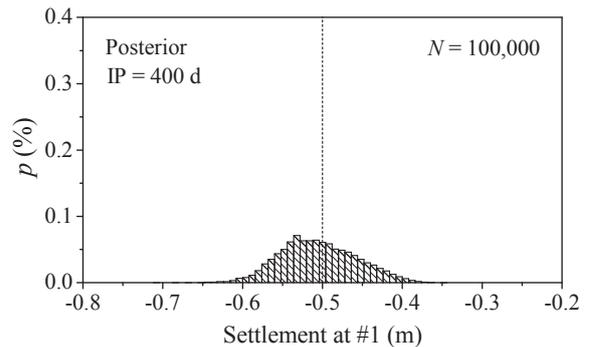
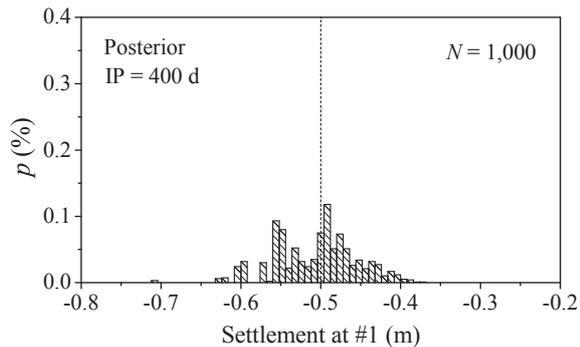
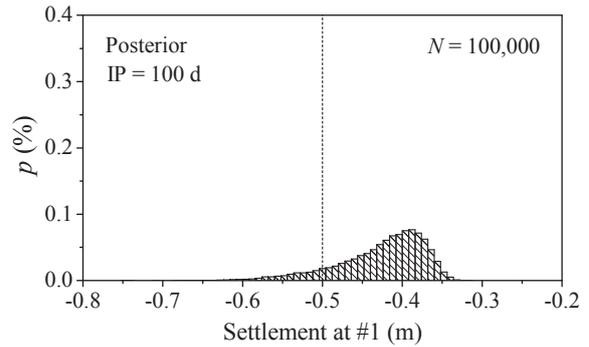
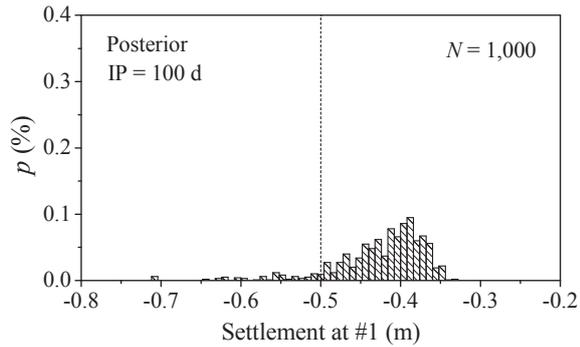
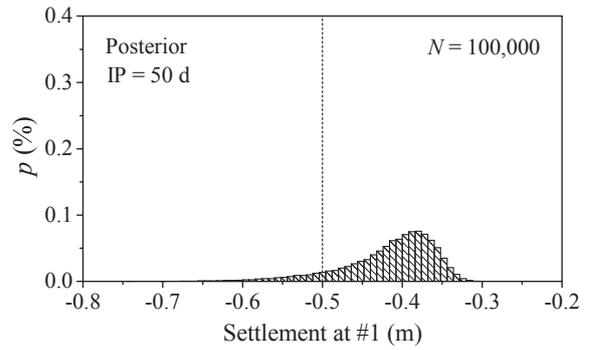
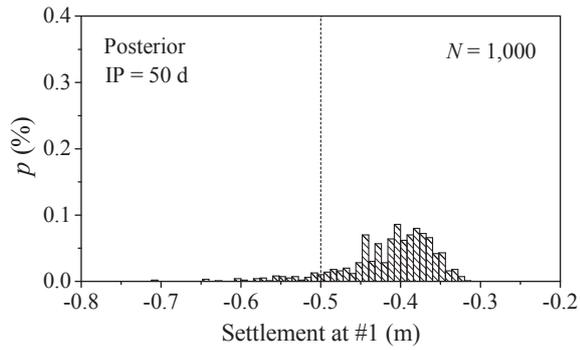


図-12 沈下量の事後分布 ($N = 1,000$)
(Scenario 2)

図-13 沈下量の事後分布 ($N = 100,000$)
(Scenario 2)

度良く再現できていると推察される。IP が 50d では、閾値よりも左側にわずかにサンプルが確認できるが、IP の増加に伴って、分布の最頻値（モード）が左にシフトし、さらに分布の幅が小さくなっている。最終的には、すべてのサンプルが閾値よりも右側に位置し、超過確率は 0%になる。確率分布は、その分散が小さ

ければ不確実性は小さいことを意味するため、観測データの取得に伴って不確実性が低減されていくということを表している。

図-9 は $N = 1,000$ の結果であるが、 $N = 10,000$ の結果と比較して、ヒストグラムの形状にばらつきが認められる。とくに IP = 100d や 400d においては多峰性を示

しており、これらの分布を特定しそのパラメータを決定することは難しい。なお、このような考察はヒストグラムの描画方法によっても影響されることに注意が必要である。いずれにせよ、少ない粒子数を用いると、分布が精度良く推定できず、さらに分布に基づいて算定される超過確率の推定精度も低くなる。

図-10は $N = 100,000$ の結果であるが、滑らかな分布形状が得られていることがわかる。また、 $N = 1,000$ の結果に認められた多峰性はどの IP においても認められず、安定的に事後分布を推定できていることがわかる。

Scenario 2 に対する事後分布の結果を Scenario 1 の結果と同様に、 $N = 1,000, 10,000, 100,000$ に対して図-11~13 に示す。図-8~10 と同様に、 $N = 1,000$ では事後分布の推定精度は高くなく、サンプル数の増大に伴って、滑らかな分布が得られていることがわかる。超過確率の算定においても議論したが、事後分布の形を確認した結果からも、PF による事後分布推定および超過確率の算定には少なくとも $10,000$ 粒子は必要であることがわかる。それ以下の粒子数、例えば、 $N = 1,000$ を用いた結果は乱数の種の影響を受ける可能性が高く、得られた結果の信頼性は高くはないことを認識する必要がある。また、用いる計測データの数に関しては、もちろん、より多くの計測データを取得した後、確率分布を更新し、その分布に基づいた意思決定をすべきであるが、 $t = 2,500d$ の事後分布と比較して大きく異なる事後分布および超過確率が得られる可能性を排除するためには、本研究で設定した条件では、最低でも全データ数の約 $1/5$ の観測データは意思決定には必要であると考えられる。

5. まとめ

本研究では、観測データの取得に伴う地盤パラメータおよび沈下量の確率分布の更新を PF によって実装し、事後分布および設定した閾値の超過確率の推定精度について、数値実験を通して明らかにした。本研究で得られた結果を以下にまとめる。

- (1) PF により事後分布や超過確率を評価する場合、本研究で設定した条件では、少なくとも $N = 10,000$ で計算することが望ましい。
- (2) $N = 1,000$ 程度で推定した事後分布は、ヒストグラムの描画方法にも影響されるが、複雑な形状を示すことがあり、その結果の解釈には注意を要する。
- (3) 観測データの取得に伴って、超過確率の推定程度は向上するが、最低でも全データのおおよそ $1/5$ のデータを用いることで、意思決定に利用できる信頼度の結果が得られる可能性がある。

参考文献

- 1) Joint Research Center (JRC): The EN Eurocodes, <http://eurocodes.jrc.ec.europa.eu/>, 閲覧日 2017.5.
- 2) AASHTO: LRFD bridge design specifications 7th edition, 2160p.
- 3) 日本港湾協会：港湾の施設の技術上の基準・同解説, 2007.
- 4) Shuku, T., Murakami, A., Nishimura, S., Fujisawa, K. and Nakamura, K.: Parameter identification for Cam-clay model in partial loading model tests using the particle filter, *Soils and Foundations*, Vol.52, No.2, pp.279-298, 2012.
- 5) Murakami, A., Shuku, T., Nishimura, S., Fujisawa, K. and Nakamura, K.: Data assimilation using the particle filter for identifying the elasto-plastic material properties of geomaterials, *Int. J. Numer. Anal. Meth. Geomech.*, Vol.37, No.11, DOI: 10.1002/nag.2125, 2013.
- 6) Gordon, N. J., Salmond, D. J. and Smith, A. F. M.: Novel approach to nonlinear/non-Gaussian Bayesian state estimation, *IEE Proceedings-F*, Vol.140, No.2, pp. 107-113, 1993.
- 7) Kitagawa, G.: Monte Carlo filter and smoother for non-Gaussian nonlinear state space models, *J. Comput. Graph. Stat.*, Vol.5, No.1, pp.1-25, 1996.
- 8) Doucet, A., Godsill, S. and Andrieu, C.: On sequential Monte Carlo sampling methods for Bayesian filtering, *Statistics and Computing*, Vol.10, pp.197-208, 2000.
- 9) 吉田郁政, 本城勇介, 秋山充良: SMCS を用いた既設構造物のための信頼性解析の問題点と精度評価, 応用力学論文集, Vol.12, pp.79-88, 2009.
- 10) 珠玖隆行, 西村伸一, 村上 章, 西村有希, 藤澤和謙: データ同化に基づいた信頼性解析法による土構造物の性能照査, 地盤工学ジャーナル, Vol.6, No.3, pp.415-426, 2011.
- 11) Kalman, R. E.: A new approach to linear filtering and prediction problems, *Transactions of the ASME Journal of Basic Engineering*, Vol.82 (Series D), pp. 35-45, 1960.
- 12) Arulampalam, M.S., Maskell, S., Gordon, N. and Clapp, T.: A tutorial on particle filters for online nonlinear/non-Gaussian Bayesian tracking, *IEEE Transactions on Signal Processing*, Vol.50, No.2, pp.174-188, 2002
- 13) Kamei, T.: A study of the mechanical behavior of normally consolidated cohesive soils, *Thesis presented to Tokyo Institute Technology, at Tokyo, Japan, in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Engineering*.
- 14) Nakase, A., Kamei, T. and Kusakabe, O.: Constitutive

- parameters estimated by plasticity index, *Journal of Geotechnical Engineering, ASCE*, Vol.114, No.7, pp.884-858, 1988.
- 15) Sakajo, S. and Kamei, T.: Simplified deformation analysis for embankment foundation using elasto-plastic model, *Soils and Foundations*, Vol.36, No.2, pp.1-11, 1996.
- 16) Iizuka, A. and Ohta, H.: A determination procedure of input parameters in elasto-viscoplastic finite element analysis, *Soils and Foundations*, Vol.27, No.3, pp.71-87, 1987.
- 17) Jaky, J.: The coefficient of earth pressure at rest, *Jour. Soc. Hungarian Architects and Engineers*, Vol.78, No.22, pp.355-358, 1944.
- 18) Kenny, T.C.: Discussions on geotechnical properties of glacial lake clays, *J. Soil Mech. Found. Div., ASCE*, Vol.85, No.SM3, pp.67-79, 1959.

(2017年6月19日 受付)