

地震時損傷モニタリングデータを用いたベイズ推定による 建物損傷評価

Seismic Damage Estimation for Buildings by Bayesian Inference Using Real Time Monitoring Data

第二構造技術部 山田 哲也 TETSUYA YAMADA

第二構造技術部 江頭 寛 HIROSHI EGASHIRA

第一構造技術部 内堀 裕之 HIROYUKI UCHIBORI

建設情報技術部 チャイモンコン チャナナン CHAIMONGKHOL CHANANUN

ベイズ統計学を活用した推定手法により、被災域に立つ建物群の損傷推定する方法を提案する。損傷推定モデルのパラメトリックスタディを実施して、ベイズ推定の結果得られる事後分布による被害率曲線への影響を検討した。また、実地震の状況に即して、計測震度ごとの損傷建物棟数のばらつきの影響を検討した。過去の地震被害データに基づき、対象建物総数に対するモニタリング建物の割合をパラメータとしたベイズ推定シミュレーションを実施し、推定被害率曲線や最尤被害レベルについて考察した。不確定性を有する被害レベルの伝達手段として、モンテカルロシミュレーションにより得られる最尤被害レベル頻度分布を提案した。

キーワード：地震損傷モニタリング、損傷評価、ベイズ推定、被害率曲線、最尤損傷レベル

Bayesian inference for damage probabilities using real time monitoring data is proposed. The parametric studies of the damage probability model are conducted. Considering an actual earthquake, the case of non-uniform distribution of monitoring structures at each seismic intensity is studied. Simulations using damage data due to historical earthquakes show the influence of the monitoring ratio on the reliability and damage level distribution. The applicability and consideration for uncertainty of damage probability of the proposed method are shown.

Key Words: Seismic damage monitoring, Damage estimation, Bayesian inference, Fragility curve, Maximum likelihood damage distribution

1. はじめに

地震発生直後、事業継続計画（BCP）を進める上で重要になるのは、建物の早期の損傷度評価である。本研究では、リアルタイムモニタリングデータを用いた損傷確率に関するベイズ推定手法を提案する。

建物の損傷レベルを評価するモニタリングシステムとして各種のものが開発されている。これらのシステムは、地震直後にモニタリングしていた建物の損傷データを得ることができる^{例えば1)}。しかし、モニタリングしている建物の数は限られている。そこで、本研究では得られたデータから類似の損傷特性を有するモニタリングしていない建物群の被害を統計的に評価することにより、データの有効活用を目指す。

ベイズ推定の枠組みでは、損傷確率の事前分布と実

際の損傷データに基づく尤度関数から損傷確率の事後分布を計算することができる。最初の推定に用いた既往の被害率曲線は、ベイズ推定によって更新される。この方法を適用してモニタリングデータの分析により、地震被害を受けた地域のモニタリングしていない建物の損傷を推定評価する。

この推定評価モデルのパラメトリックスタディにより、その特性を明らかにした。そして、モニタリング建物の計測震度ごとの地理的分布が均一（同数）な場合と現実の地震被害状況に近い不均一な場合について検討する。最後に、過去の地震被害データを活用し、モニタリング割合をパラメータとしたベイズ推定シミュレーションにより、不確定性を有する推定損傷確率の把握を容易にするリスク伝達手法を提案する。

2. ベイズ推定による建物損傷推定の手順

地震時に複数建物から送信される損傷モニタリングデータにより建物の損傷レベルを把握することができる。これを活用して、既往の被害率曲線をベイズ更新することにより、モニタリングデータを反映した被害率を推定する。ベイズ推定は、文献2)に示すアルゴリズムに基づいている。

このアルゴリズムにより、自治体や企業は、モニタリングしている建物 (M'_0 : 計測震度(SI)) のデータを用いて管理対象となる建物群 (M'_T) の全体的な損傷レベルを推定することができる。損傷評価の手順を以下に示す。

(1) 地震時のデータ収集

地震直後に、モニタリング装置から建物の層間変位データが送信され、あらかじめ設定された閾値によって無損、小破、中破、大破が判定される。モニタリングした建物の立地点での計測震度は、防災科学技術研究所の強震観測網³⁾やリアルタイム地震・防災情報利用協議会のリアルタイム地震被害推定情報⁴⁾などを活用して把握する。これらのデータを組み合わせ、計測震度ごとに損傷レベル別建物数のデータを即時に得ることができる。

(2) 損傷確率の事前分布

地震直後には、この被害率曲線を用いて初期の大きな損傷評価を得ることが可能である。しかし、この不確定性は大きく、より信頼性の高い被害率曲線を得るため、ベイズ推定を適用する。本ベイズ損傷推定では、事前分布に既往の被害率曲線の不確定性を取り込んでいる。

本研究で扱う被害率曲線は、既往の研究⁵⁾に基づき、計測震度 (SI) と損傷確率の関係を表す正規分布 (平均値 λ , 標準偏差 ξ) を仮定する。この被害率曲線は、統計による損傷レベルのばらつきを含んでいる。本ベイズ損傷推定では、このばらつきをベータ分布 $\beta(p, q)$ で仮定し、確率密度関数は式(1)で表す⁶⁾。ベータ分布のパラメータ p, q は、式(1)に示すように、計測震度 SI ごとの損傷確率のベータ分布の平均値 μ と標準偏差 σ から得ることができる。

$$f(x) = \frac{x^{p-1}(1-x)^{q-1}}{\int_0^1 u^{p-1}(1-u)^{q-1} du} \quad (1)$$

$$p = \mu \left\{ \frac{\mu(1-\mu)}{\sigma^2} - 1 \right\}, \quad q = \frac{1-\mu}{\mu} p$$

事前分布を有する被害率曲線 (以下、事前被害率曲線という) の確信度は、「 M_0 棟あたり n_{0k} 棟の被害が予想される。 k : 損傷レベル」という意味を付与したパラメ

ータである仮設の事前標本 M_0' を用いてモデル化される。 M_0' は、ベータ分布で表される事前分布の不確定性を示すものであり、式(2)のように μ と σ 又は p と q で規定できる⁶⁾。

$$M_0' = \frac{\mu(1-\mu)}{\sigma^2} - 4 = (p + q) - 3 \quad (2)$$

本ベイズ損傷推定において数学的処理の簡略化のため、損傷確率 p_k の事前分布は、式(3)に示す多項分布の共役分布であるディリクレ分布 (多変量ベータ分布とも呼ばれる) とする。本研究では、 $k=1$ (無損), $k=2$ (小破), $k=3$ (中破), $k=4$ (大破) で $K=4$ とする。なお、太字はベクトルを表わす。

$$f_p(\mathbf{p} | M_0', \mathbf{n}'_0) = \Gamma(M_0' + K) \prod_{k=1}^K \frac{p_k^{n'_{0k}}}{\Gamma(n'_{0k} + 1)} \quad (3)$$

(3) 損傷モニタリングデータに基づく尤度関数

尤度関数は、実際の地震のよって生じた損傷レベル k ごと (無損, 小破, 中破, 大破) の建物損傷棟数 n_{0k}^i によって表現される。このモニタリングデータは、地震によって得られた観測データとして尤度関数として扱われる。モニタリングによって得られた総棟数 M_0^i は、式(4)のように損傷レベル k ごとの建物損傷棟数 n_{0k}^i の和になる。

$$M_0^i = \sum_{k=1}^4 n_{0k}^i \quad (4)$$

$k=1$ (無損), 2 (小破), 3 (中破), 4 (大破)

i : 計測震度 (0.0~7.0 0.1 ごと)

(4) 損傷確率の事後分布

地震時損傷データ調査の結果、建物の総数 M_T の一部のモニタリング棟数 M_0 から損傷レベルごとの内訳棟数 n_{0k} が得られたとして、被害率の推定値を更新する。図-1にモニタリング建物とモニタリングしていない建物 (非モニタリング建物) の概念を示す。被害率 p_k の事後分布は、逐次更新により分布形が変わらない共役分布のメリットを活かして式(5)のディリクレ分布で得られる。なお、太字はベクトルを表わす。

$$f'_p(\mathbf{p} | M_0, M_0', \mathbf{n}_0, \mathbf{n}'_0) = \Gamma(M_0 + M_0' + K) \prod_{k=1}^K \frac{p_k^{n_{0k} + n'_{0k}}}{\Gamma(n_{0k} + n'_{0k} + 1)} \quad (5)$$

事前被害関数による初期損傷推定とモニタリングによる実被害情報との統合処理は、簡単なパラメータ処理だけで行われる。この確率密度関数 (多変量ベータ分布) において変数 p_k の平均値 μ'_{p_k} と標準偏差 σ'_{p_k} は次式で与えられる。

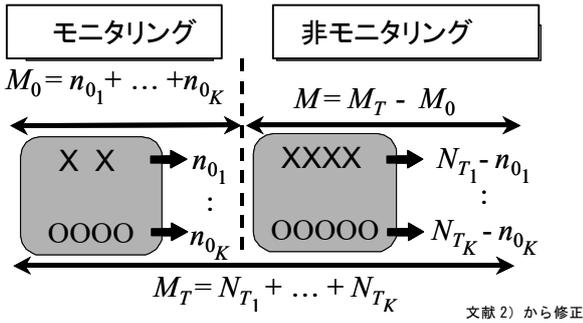


図-1 モニタリングと非モニタリング建物棟数の概念

$$\mu'_{pk} = \frac{n_{0k} + n'_{0k} + 1}{M_0 + M'_0 + K} \quad (6)$$

$$\sigma'_{pk} = \sqrt{\frac{(M_0 + M'_0 - n_{0k} - n'_{0k} + K - 1)(n_{0k} + n'_{0k} + 1)}{(M_0 + M'_0 + K)^2 (M_0 + M'_0 + K + 1)}} \quad (7)$$

事後分布の信頼性を表す指標としてベータ分布 $\beta(p, q)$ のパーセント最高密度区間(HDR)を用いる⁷⁾。計測震度ごとの損傷確率のばらつきのある平均値 μ と標準偏差 σ から得られたベータ分布のパラメータ p と q は式(1)により算定する。

震度ごとの損傷レベル k ごとに得られた平均値 μ を基に、その損傷棟数によって重み付けした最小二乗法により、(1)節の既往の被害率曲線と同じ正規分布を仮定した平均値 λ 、標準偏差 ξ の被害率曲線(以下、事後被害率曲線という)を回帰する。

(5) 損傷レベル評価

(1)~(4)節の手順によりベイズ推定が行われる。文献2)では、(3)節のモニタリングデータに基づく最尤関数は、実被害情報が逐次集まり複数回更新されるのに対し、本損傷推定評価では、地震直後に収集される1回のみを想定している。

図-2 にベイズ推定による被害率曲線を得る流れを示す。本手順では、最初に既往の被害率曲線に事前分布を仮定(事前被害率曲線)し、ベイズ更新により事後被害率曲線を算定する。その後、得られた事後被害率曲線を次の繰り返しの手前被害率曲線とし、同じモニタリングデータを尤度関数としたベイズ更新で新たな事後被害率曲線を得る。事前分布→尤度関数→事後分布という流れを事後被害率曲線のパラメータ(平均値 λ 、標準偏差 ξ)が一定値に収束(今回は $\epsilon=0.01$)するまで繰り返す。

同じデータを繰り返し活用したベイズ更新により、得られたデータの活用度を高めることを意図している。追加データを得た場合には、適宜、ベイズ更新を追加する。

次に、収束した得られた事後被害率曲線を用いて、

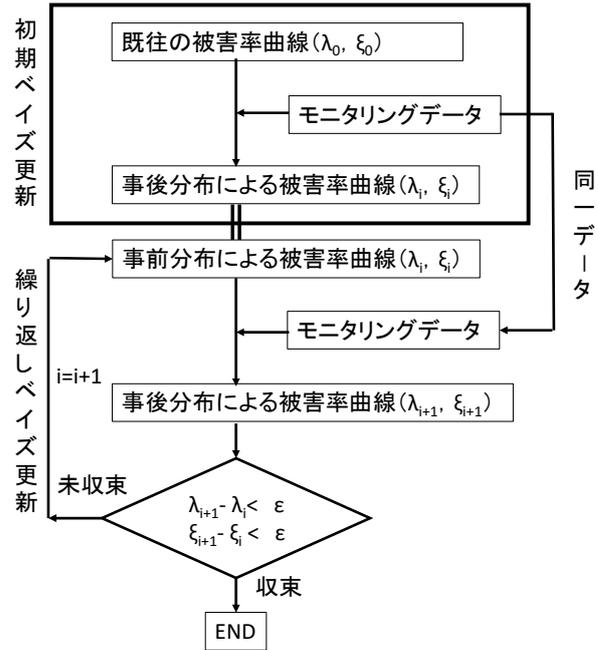


図-2 ベイズ推定繰り返しの流れ

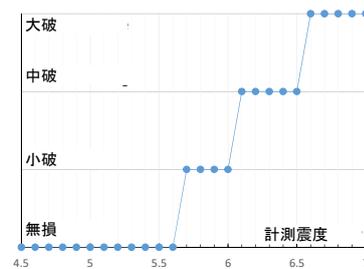


図-3 最尤損傷レベル

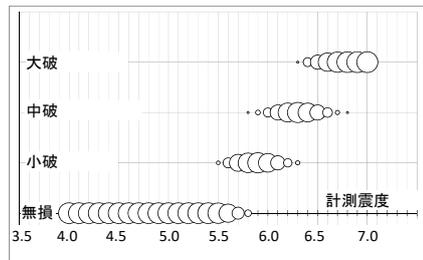


図-4 最尤損傷レベル頻度分布

最尤損傷レベルを得る。これは、図-3 に示すような計測震度ごとに最も発生確率が高い損傷レベルを表示したものである。これにより、計測震度域ごとの検討対象建物群の損傷レベルを把握することができる。

しかし、損傷レベルには一定の不確実性が含まれている。これを表現するために、被害率曲線のベータ分布によるばらつきを考慮した疑似損傷棟数データをモンテカルロシミュレーションで発生させ、最尤損傷レベルの発生頻度を集計し、震度ごとのばらつきを表現する。図-4 に、ベータ分布のばらつきの影響を把握するため実施した複数回のモンテカルロシミュレーションによる、最

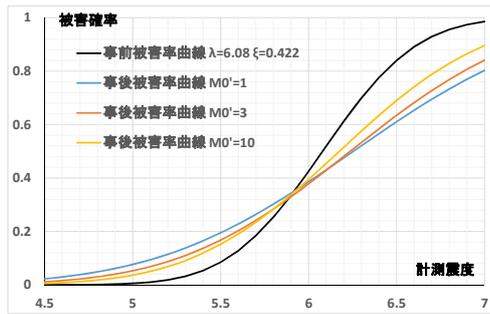


図-5 仮設の事前標本 M_0' の影響

尤損傷レベルの発生頻度を円の大ききで表現した最尤損傷レベル頻度分布図を示す。これにより、計測震度ごとの各損傷レベルの相対的な発生頻度を把握することができる。

3. ベイズ損傷推定のパラメトリックスタディ

(1) 事前被害率曲線のパラメータ

a) 仮設の事前標本 M_0'

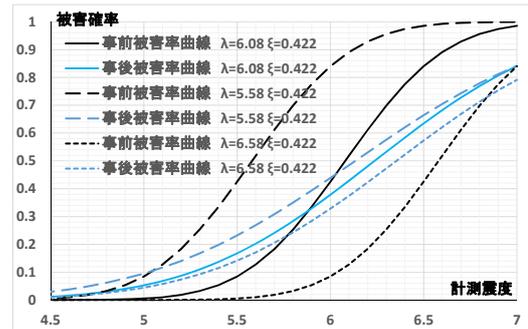
2章(2)節の式(2)に示す仮設の事前標本 M_0' は、ベイズ推定の最初に与えられる事前被害率曲線の不確定性を表す指標である。図-5に事前被害率曲線の M_0' が1, 3, 10の場合の事後被害率曲線への影響を示す。各ケースとも事前被害率曲線を平均値 $\lambda=6.08$ 、標準偏差 $\xi=0.422$ とし、建物総数を100棟、モニタリング棟数を10棟とし、疑似モニタリングデータを発生させるための参照被害率曲線は、事前被害率曲線と同一(黒実線)とし、そのばらつきは $M_0'=3$ と共通にしてシミュレーションした。

事後被害率曲線は、 M_0' が大きくなると事前被害率曲線に近づく特性がある。これは、事前被害率曲線の M_0' が大きいほど事前被害率曲線の確信度が高く評価されることを表している。

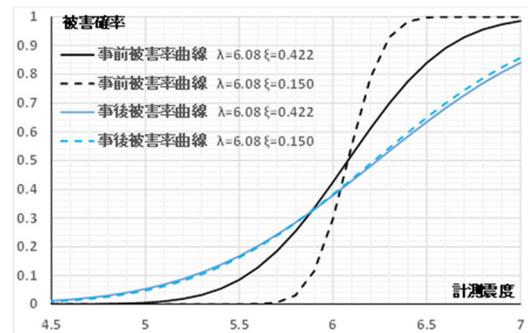
b) 事前被害率曲線の形状(平均値 λ 、標準偏差 ξ)

本ベイズ推定で扱う建物の被害率曲線は、計測震度と被害率の関係を正規分布で仮定している。図-6に事前被害率曲線の正規分布のパラメータ(平均値 λ 、標準偏差 ξ) が事後被害率曲線に与える影響を示す。

図-6 a)に、平均値 λ の影響を示す。黒線は事前被害率曲線、青線は事後被害率曲線を示す。実線は、木造(1972-1981)⁵⁾の被害率を参照した平均値6.08(中大破)のケースである。破線と点線は、それぞれ平均値5.58と6.58で、 $M_0'=3$ の時の黒実線のベータ分布の95%HDRの上限・下限に相当する被害率曲線である。各ケースとも標準偏差 $\xi=0.422$ 、 $M_0'=3$ 、建物総数100棟、モニタリング棟数10棟とし、疑似モニタリングデータ発生のための参照被害率曲線は、図中の黒実線を用い、そのば



a) 平均値 λ の影響



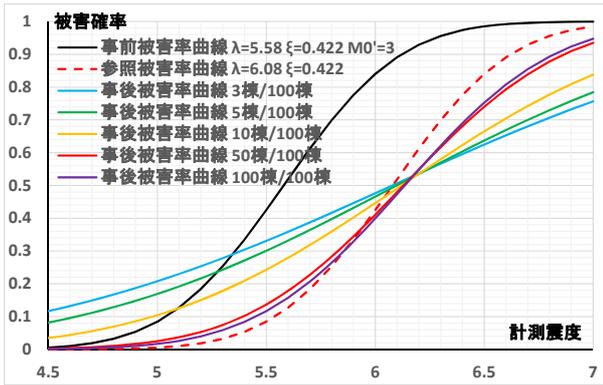
b) 標準偏差 ξ の影響

図-6 事前被害率曲線の形状の影響

らつきは $M_0'=3$ としてシミュレーションした。その結果得られた事後分布による被害率曲線を青線で示した。これより、事前被害率曲線が内包する $M_0'=3$ のばらつきを仮定した場合、95%HDRの範囲で事前被害率曲線を選択しても、その平均値 λ の幅に対する各事後被害率曲線の平均値 λ の幅の割合は20%程度の影響であることが分かる。

図-6 b)に、標準偏差 ξ の影響を示す。黒実線は木造(1972-1981)⁵⁾の被害率曲線を参考にした $\xi=0.422$ に対し、黒破線の ξ は木造(-1981)⁸⁾の被害率曲線による $\xi=0.150$ に当たる。文献5)の被害率曲線は、兵庫県南部地震によるもので、文献8)の被害率曲線は、それ以降に発生した7つの地震の被害データを基にしたものである。青実線と青破線は、結果として得られる事後被害率曲線である。シミュレーションの諸条件は、図-6 a)と同じである。

事前被害率曲線の勾配は黒実線と黒破線で大きく異なるが、事後被害率曲線に与える影響はほとんど見られないことが分かる。しかし詳細に見ると青い破線は青い実線に比べ計測震度6.08を境に、それ以上の範囲で被害確率がわずかに大きくなり、それ以下では小さくなる。これは事前分布の形状の特性が現れたものである。



(中大破)

図-7 モニタリング割合による事後被害率曲線の比較

(2) モニタリングデータのパラメータ

モニタリング棟数がベイズ推定に与える影響について検討する。ここでは、単純化のため、計測震度ごとのモニタリング棟数は均一と仮定する。事前分布による被害率曲線は、小中大破 ($\lambda=5.08, \xi=0.422$), 中大破 ($\lambda=5.58, \xi=0.422$), 大破 ($\lambda=6.08, \xi=0.422$) とし、仮設的事前標本 $M_0=3$ とした²⁾。シミュレーションで発生させる疑似モニタリングデータの参照被害率曲線は文献 5) の木造 (1972-1981) を参照した。

建物総数を 100 棟と仮定し、対するモニタリング棟数の割合を 3, 5, 10, 50, 100%として事後被害率曲線に与える影響を検討した。図-7 に各ケースの中大破の事後被害率曲線を示す。図中、黒実線は事前被害率曲線を、赤破線は疑似データ発生のための参照被害率曲線を示す。モニタリング割合が大きくなると事後被害率曲線は参照被害率曲線に近づくことが分かる。これより、本ベイズ推定モデルはモニタリング割合が多いほど実被害を表す被害率曲線 (参照被害率曲線) に近づく特性を表すことができることが分かる。本事例では、50%のケースは100%のケースとほぼ同じ事後被害率曲線を得るので、50%のモニタリングで全体の評価が可能と判断できる。これは、諸仮定に依存するため、実情に合わせたシミュレーションにより適宜検討する必要がある。

図-8 に、モニタリング割合ごと (5, 10, 50, 100%) の中破の事後被害率曲線と 95%HDR の上限・下限を示す。95%HDR の範囲は、計測震度に応じて変化するが、最大幅は曲線のピーク時に生じ、それぞれ 50, 43, 25, 19%である。

図-7, 8 より、モニタリング割合が多くなるに従い事後被害率曲線は仮定した真の曲線 (参照被害率曲線) に近づき、同時に被害率の信頼性も高くなるといえる。従って、モニタリング割合が少ない状況での損傷推定は、

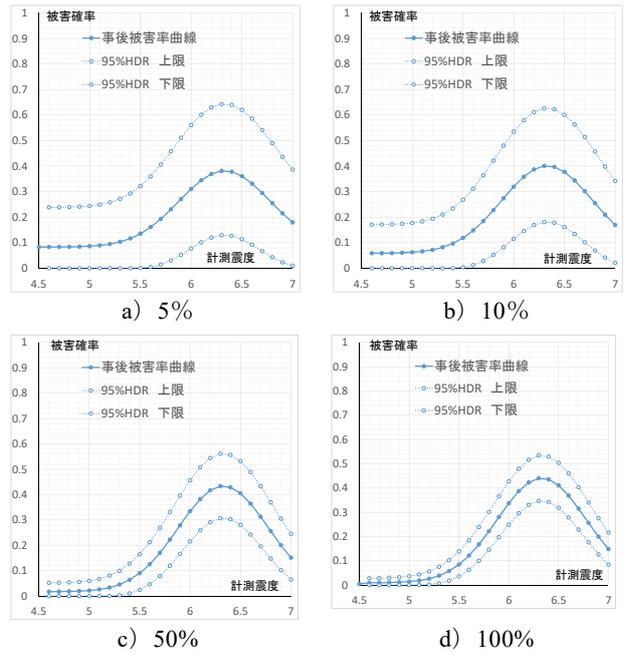


図-8 モニタリング割合による事後被害率曲線の 95%HDR 範囲の比較 (中破)

事後被害率曲線の信頼性の低さを考慮して損傷状況を判断する必要がある。

4. モニタリング建物の分布の特性

(1) 不均一性の考え方

3 章では、建物総数とモニタリング棟数が計測震度域ごとに均一であると仮定した。しかし、実際の地震時には、震源からの距離や建物の密度などによって計測震度ごとの損傷建物棟数は一定にはならない。4 章では、このような不均一な分布状況でのベイズ推定について考察する。

シミュレーションでは、建物総数を均一な乱数により、震度ごとに 0 棟から M_T 棟の範囲で変動させた M_T 棟とする。更に、モニタリング割合の上限を $R_M\%$ として、均一な乱数により 0 から R_M の範囲で変動させた $R_M\%$ とする。これより、ある計測震度の建物総数は M_T (図-1 の M_T), モニタリング棟数 (図-1 の M_0) は、 $R_M \times M_T$ となり、計測震度ごとにばらついた棟数を再現する。

(2) 震度ごとの建物総数とモニタリング割合の不均一性

計測震度 0.1 ごとの対象建物総数 M_T の最大値を 100 棟とする。モニタリング割合 R_M の最大値を 50%と仮定してシミュレーションする。その他の条件としては、事前

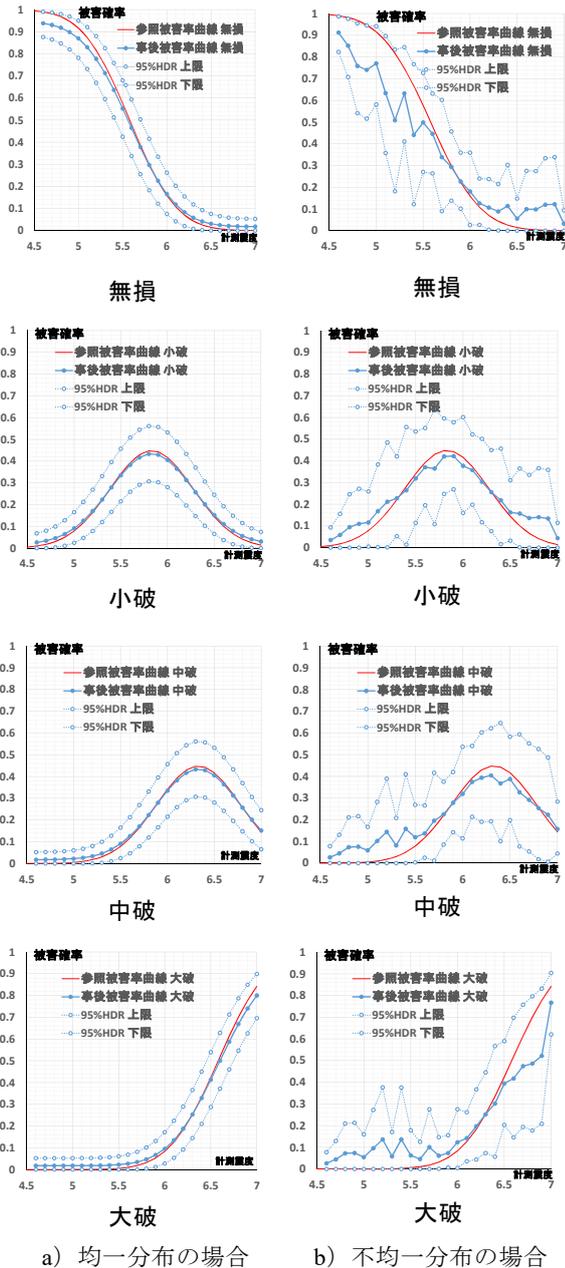
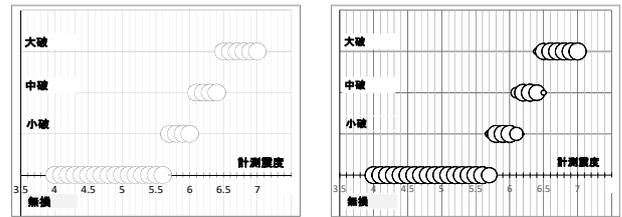


図-9 事後被害率曲線と95%HDR範囲

被害率曲線と疑似モニタリングデータ発生のための参照被害率曲線は、文献5)の木造(1971-1981)に基づき、仮設的事前標本 $M_0=3$ とする。

図-9に損傷レベルごとの事後被害率曲線、95%HDRの範囲を示す。計測震度ごとに求めた事後分布による離散的な被害率を実線(青●)、対応する95%HDRの上限・下限を点線(青○)、参照被害率曲線を赤線で示す。

図-9 a)は建物棟数が均一なケース、b)は不均一なケースのシミュレーション結果を示す。b)のジグザグの状況は、計測震度ごとの一様乱数による建物総数及びモニタリング棟数の変動が現れたものである。この事後被害率曲線の信頼性を表す95%HDRの上下限幅は、a)に比べ



a) 均一分布の場合 b) 不均一分布の場合

図-10 最尤損傷レベル頻度分布

て不均一で低く(幅が広い)表れている。

図-10は、2章(5)節で示した最尤損傷レベル頻度分布である。この図は、一様乱数による100回のモンテカルロシミュレーションによって得られた事後被害率曲線の計測震度ごとの被害率が最大になる損傷レベルの頻度を円で表したものである。

均一なケースでは、最尤損傷レベルが計測震度ごとに唯一の損傷レベルが決定される。不均一なケースの場合、計測震度 5.7, 6.1, 6.4, 6.5 では、最尤損傷が複数の損傷レベルで生じていて唯一決まらない。円の径は頻度の大きさを表している。例えば、計測震度 6.1 では、小破と中破の可能性があるが小破の円の径が大きいため、小破の可能性が高いことを読み取ることができる。最尤損傷レベル頻度分布は、建物の棟数の不均一性から生じる不確実性を考慮した最尤損傷レベルの発生頻度のばらつきが分かり、現実の地震被害に即した損傷推定を把握することができる。

5. 損傷推定の適用例

本評価手法は、まだ現実の地震で適用された事例はない。ここでは、過去の地震被害調査事例⁸⁾を参考にして、地震時モニタリングデータが得られたものと仮定した適用事例を示す。文献8)の調査事例では、建物の種類ごとに計測震度と損傷レベルごとの損傷棟数が記載されている。悉皆調査棟数を検討対象総数と仮定し、それに対するモニタリング建物数をパラメータとして変動させ、各損傷推定の特性を検討する。推定は、図-2に示す手順で行った。

(1) 岩手・宮城内陸地震の被害事例(旧耐震木造)⁸⁾

表-1に岩手・宮城内陸地震の旧耐震基準の木造建物の計測震度と損傷棟数の調査結果を示す。この表から、計測震度 4.9 以下及び 6.3 以上のデータは存在せず、この表の範囲内でも損傷棟数が 0 の計測震度があることが分かる。現実の地震では、このような不均一な損傷棟数

表-1 岩手・宮城内陸地震調査結果 (旧耐震木造) 8)

計測震度	無損	小破	中破	大破	小計
5.0	2663	2	0	0	2665
5.1	1482	5	0	0	1487
5.2	575	6	0	0	581
5.3	100	0	0	0	100
5.4	242	1	0	0	243
5.5	1011	17	2	0	1030
5.6	927	15	0	0	942
5.7	80	4	0	0	84
5.8	52	13	0	0	65
5.9	101	34	1	0	136
6.0	0	0	0	0	0
6.1	0	0	0	0	0
6.2	35	8	5	0	48
6.3	0	0	0	0	0

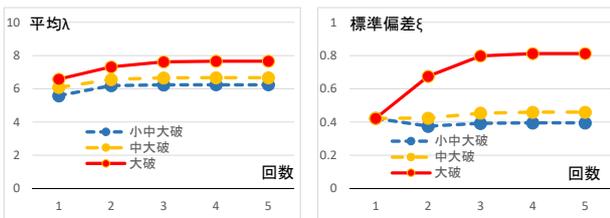


図-11 平均値λ, 標準偏差ξの推移 (割合 50%)

の分布になるのが一般的と考えられる。

このデータを活用して、実際の損傷棟数に対し、その内のモニタリング割合をパラメータとし、100, 50, 30, 10%と変動させた場合のベイズ損傷推定を適用した。

a) ベイズ推定繰り返しによる事後被害率曲線の収束

既往の被害率曲線の形状は、文献5)の1972-1981の木造の被害関数を参考にした。事前分布の仮定条件として、仮設的事前標本 $M_0=3$ とした⁶⁾。

ベイズ更新を繰り返すことにより、小中大破、中大破、大破の被害率曲線の正規分布のパラメータ平均値λ, 標準偏差ξが収束する過程の例 (モニタリング割合 50%) を図-11 に示す。これらのパラメータは、計測震度ごとのモニタリング棟数に応じた重み付けを考慮した最小二乗法で求めた。これにより、棟数が多い計測震度の被害率の重みが大きく、0の場合には考慮されなくなる。

本例は、モニタリング割合を50%としたときのパラメータの推移である。初期の事前被害率曲線に既往の被害率曲線を用いた1回目のベイズ更新の後、2回目以降は各更新プロセスの前の更新の事後被害率曲線を事前被害率曲線としてベイズ更新した。平均値λは繰り返しによ

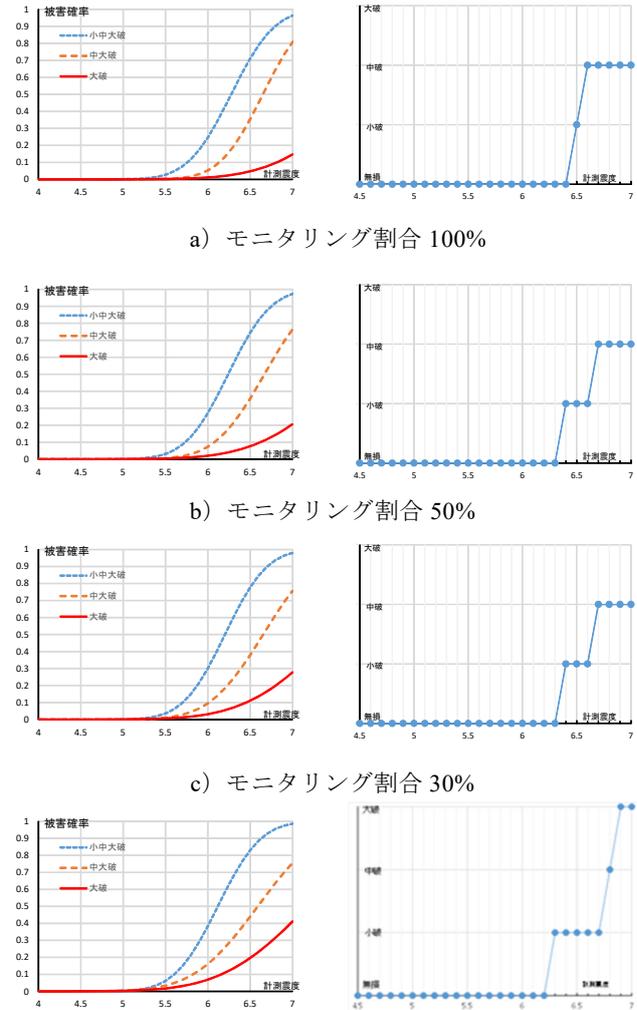


図-12 事後被害率曲線と最尤損傷レベル

り大きな変動は見られなかったが、標準偏差ξは繰り返しにより徐々に一定値に収束していくことが分かる。これは、被害率曲線の勾配が修正されていくことを意味する。

この繰り返しベイズ更新を、各モニタリング割合に適用した結果得られた被害率曲線を図-12の左側に示す。本事例では、モニタリング割合が増えると、大破の被害率が小さくなる傾向が見られる。また、小中大破と中大破の被害率曲線には大きな変化がないことが分かる。

この被害率曲線から、計測震度ごとの最尤損傷レベルを取り出し、プロットしたものを図-12の右側に示す。本例では、30%と50%では同じ結果になり、計測震度6.4~6.6で小破、6.5以上で中破になる。100%の場合は、計測震度6.5では小破でそれ以上は中破になり、計測震度6.5前後の損傷レベルの変化が大きく推定されている。10%では、高計測震度域で大破の推定が増えている。

本事例では、モニタリング割合によって、高計測震度

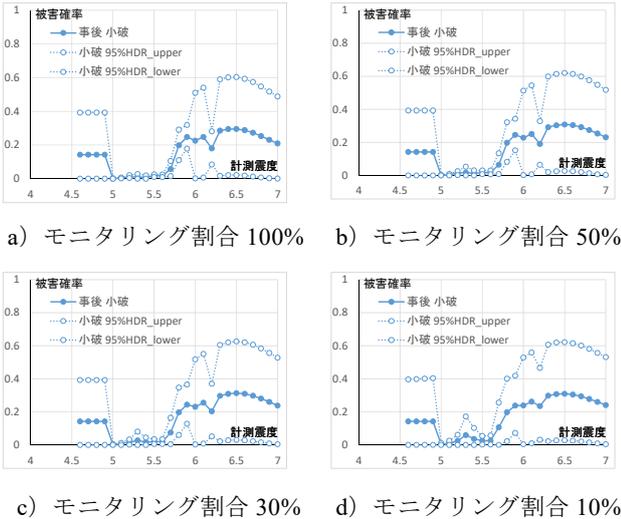


図-13 被害率曲線（小破）と95%HDRの関係

域での推定の違いが表れる。表-1 より，高計測震度のデータがなく大破データも存在しないことから，モニタリング割合が小さいと損傷を過大に評価する傾向が見える。本事例の場合，30%程度の割合でモニタリングを実施すれば，全体の損傷レベルの推定結果はほぼ同じになることが分かる。この図は，最尤損傷レベルを表すもので，各計測震度に立地する建物に最も発生しやすい損傷レベルを単純化し分かり易く表現することを意図したものである。

図-13に，収束した推定被害確率に対する95パーセント最高密度区間（95%HDR）の上限・下限を示す。小破の被害率曲線をモニタリング割合ごとに示している。各グラフのジグザグは，モニタリングデータ数のばらつきによって生じるものであり，データが存在しない計測震度では事前被害率曲線のみによる被害確率が反映されている。モニタリング割合が大きくなるとデータが得られた計測震度域では，95%HDRの上下限範囲が小さくなり，推定被害確率の信頼性が高くなることが分かる。モニタリング割合が30%と50%を比較した場合，図-12の最尤損傷レベルは同じ形状であるが，図-13の小破の95%HDRの上下限範囲は50%の方が狭く，その確率の信頼性は高いことを読み取ることができる。

b) 観測データのばらつきを考慮したモンテカルロシミュレーション

ベイズ推定では，被害確率自体を確率変数としベータ分布で表現されるばらつきを仮定している。ここでは，前項で得られた被害率曲線を参照としてベータ分布による乱数を発生させ疑似モニタリングデータを発生させたベイズ推定を用いたモンテカルロシミュレーションを示す。これにより，前項の被害率曲線に内包する不確定性

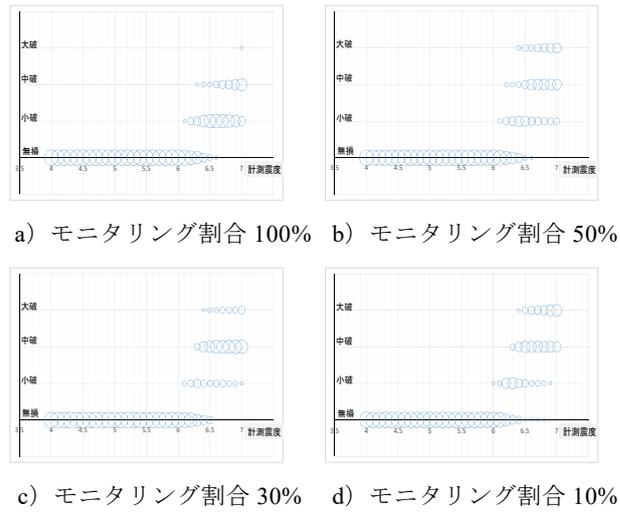


図-14 最尤損傷レベル頻度分布

を明示することができる。被害率曲線が有する不確定性は，3章(2)節に示した「仮設的事前標本 M_0' 」で表現される。ここでは，文献 6)を参考に $M_0'=3$ とし，式(2)より，ベータ分布 $\beta(p, q)$ のパラメータ p と q の和が $p=6$ になるようなベータ分布を仮定する。式(1)の3番目の式から得られる $p=(p+q) \times \mu$ より $p=6\mu$ を得て，更に $q=6-p=6 \times (1-\mu)$ より， μ から p と q を得る。これより，事後被害率曲線の被害確率のベータ関数の形状 $\beta(p, q)$ が定まる。このベータ関数を用いた乱数を発生させることにより，被害確率のばらつきを表現させる。

上記のモンテカルロシミュレーションを20回実施し，最尤損傷レベル発生頻度を得る。図-14に最尤損傷レベル頻度分布を示す。この分布には，ベータ分布で仮定された発生確率のばらつきが表現されている。ある計測震度について縦軸に沿って見たときに，複数の円が並ぶ震度がある。円の径が大きいほど最尤損傷レベルになった頻度が多いことを意味する。同じ計測震度でも最尤損傷レベルにばらつきが生じるので，複数の損傷レベルが想定される。円が特定の損傷レベルのみにプロットされていればばらつきが小さく，複数の損傷レベルに亙りかつ大きさが同程度であればばらつきが大きいと理解できる。

モニタリング割合別に比較すると，割合が大きいほどばらつきが少ないことが分かる。任意の計測震度を縦方向に比較した場合，割合が小さいほど円のプロットが複数の損傷レベルに分散している傾向がある。また，任意の損傷レベルを横方向に比較した場合，割合が小さいほど広い範囲の計測震度に亙りプロットが存在する傾向が分かる。これは，割合が小さいと図-13に示したようなベータ分布の95%HDRの範囲が広くなりばらつきが大きくなることと整合している。

表-2 新潟県中越沖地震調査結果（新耐震非木造）⁸⁾

計測震度	無損	小破	中破	大破	小計
5.0	98	3	0	0	101
5.1	20	0	0	0	20
5.2	12	2	0	0	14
5.3	48	2	0	0	50
5.4	15	0	0	0	15
5.5	0	0	0	0	0
5.6	0	0	0	0	0
5.7	0	0	0	0	0
5.8	13	4	0	0	17
5.9	0	0	0	0	0
6.0	0	0	0	0	0
6.1	10	1	0	0	11
6.2	6	8	1	0	15
6.3	0	10	2	0	12

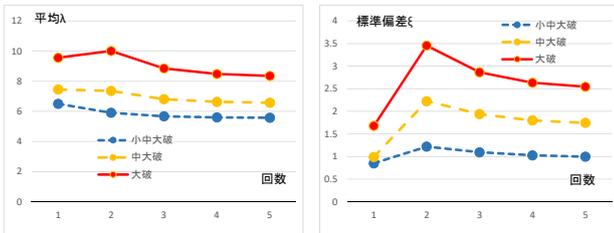


図-15 平均 λ ，標準偏差 ξ の推移（10%）

(2) 新潟県中越沖地震の被害事例（新耐震非木造）⁸⁾

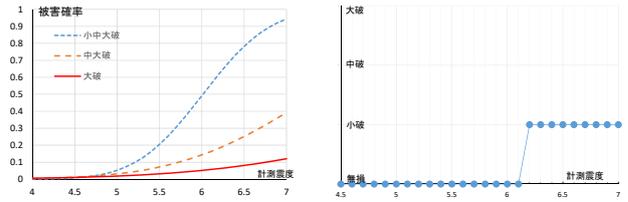
次に(1)の事例より建物総数が少ない事例として新潟県中越沖地震の新耐震基準の非木造建物の結果を適用する。表-2に計測震度と損傷棟数の調査結果を示す。

a) ベイズ推定繰り返しによる事後被害率曲線の収束

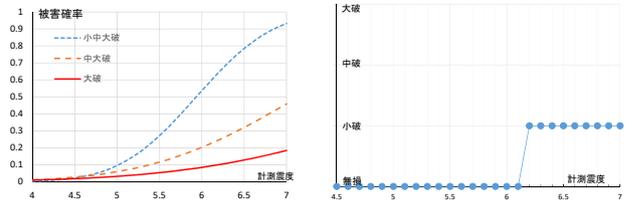
既往の被害率曲線の形状は、文献5)の1982-94のRC造の被害関数を参考にした。事前分布の仮定条件として、仮設的事前標本 $M_0=3$ とした⁶⁾。

ベイズ更新を繰り返すことにより、小中大破，中大破，大破の被害率曲線の正規分布のパラメータ平均 λ ，標準偏差 ξ が収束する過程の例を図-15に示す。本例は，モニタリング割合を10%としたときのパラメータの推移である。平均 λ は繰り返しにより大きな変動は見られなかったが，標準偏差 ξ は繰り返しにより徐々に一定値に収束していくことが分かる。これは，被害率曲線の勾配が修正されていくことを意味する。

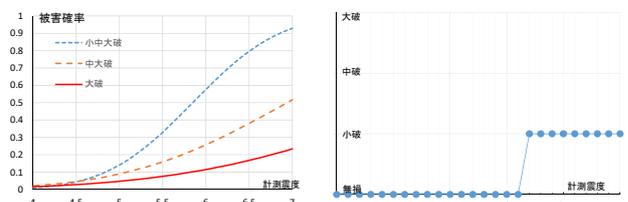
この繰り返しベイズ更新を，各モニタリング割合に適用した結果得られた被害率曲線を図-16の左側に示す。この例では，モニタリング割合が増えると，小中大破の被害率曲線の勾配が急になり，中大破と大破の被害率が



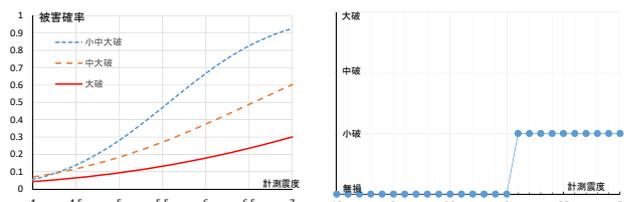
a) モニタリング割合 100%



b) モニタリング割合 50%



c) モニタリング割合 30%



d) モニタリング割合 10%

図-16 推定被害率曲線と最尤損傷レベル

小さくなる傾向が見られる。

この被害率曲線から，計測震度ごとの最尤損傷レベルを取り出し，プロットしたものを図-16の右側に示す。本例では，モニタリング割合が10%のみ計測震度6.1での破壊レベルが異なるが，基本的には大きな差は見られない。

b) 観測データのばらつきを考慮したモンテカルロシミュレーション

本事例も，(1)と同様にモンテカルロシミュレーションを20回実施し，最尤損傷レベル発生頻度を得る。

図-17に最尤損傷レベル頻度分布を示す。

モニタリング割合ごとに比較すると，割合が大きいほどばらつきが少ないことが分かる。任意の計測震度を縦に比較した場合，割合が小さいほどバブルのプロットが複数の損傷レベルに分散している傾向がある。また，任意の損傷レベルを横に比較した場合，割合が小さいほど広い範囲の計測震度に亘りプロットが存在する。

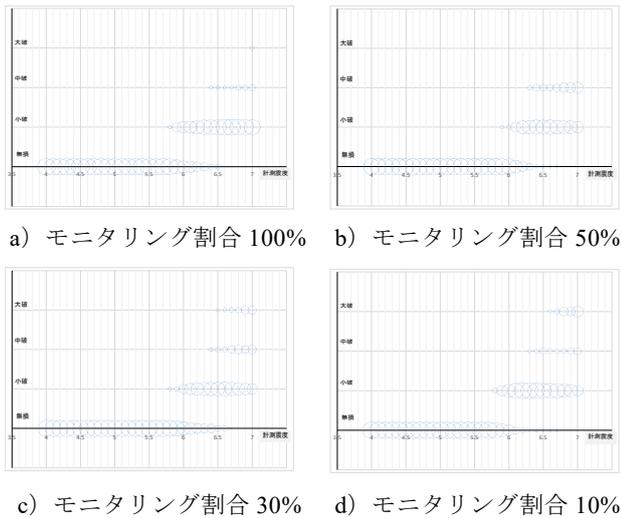


図-17 最尤損傷レベル頻度分布

6. まとめ

地震時損傷モニタリングデータを用いて、被災地域の非モニタリング建物群の損傷をベイズ推定により把握する方法を提案した。損傷確率モデルでは、事前被害率曲線とモニタリングデータに基づく尤度関数が主なパラメータになる。シミュレーションによって各パラメータの特徴を検討し、本提案手法の適用例から得られたまとめを以下に示す。

- ① 仮設的事前標本 M_0' は、事前被害率曲線の信頼性を示すパラメータである。 M_0' の値が大きくなると事前被害率曲線の信頼性が高くなるため、ベイズ推定後の事後被害率曲線は事前被害率曲線に近づく傾向になる。
- ② 事前被害率曲線は正規分布を仮定している。平均値 λ が変わると事後被害率曲線は事前被害率曲線が λ によって変動した方向に動く。仮設的事前標本 $M_0'=3$ を仮定した事前被害率曲線の λ の変動幅が事後被害率曲線に与える影響は約20%である。標準偏差 ξ の変動の影響は、 λ が与える影響に比べると少ない。
- ③ 対象建物群の総数に対するモニタリング建物の割合が増えると事後被害率曲線は真の被害率曲線に近づく。合わせてその信頼性も高くなる。100%のモニタリングが無くても適切な予測が可能であるが、必要な割合は、計測震度域ごとのモニタリング建物の棟数のばらつきの状況によって変わる。
- ④ 実際の地震被害を想定した場合、計測震度ごとの対象建物数とモニタリング割合が不均一な場合、離散的な事後被害率曲線の信頼性も不均一になる。この不均一性を考慮するため、計測震度ごとのモ

ニタリング棟数による重み付き最小二乗法により事後被害率曲線を回帰することができる。この結果より得られる最尤損傷レベルは、被災地域の計測震度ごとの損傷レベルを単純化して明快に伝えるリスクコミュニケーションツールとして活用できる。

- ⑤ ④の最尤損傷レベルが内包する不確定性を表現するため、ベータ分布によるばらつきを考慮したモンテカルロシミュレーションの結果をまとめた最尤損傷レベル頻度分布を提案した。これにより、計測震度ごとの損傷レベルのばらつきを視覚的に分かり易く把握する手段として期待できる。
- ⑥ 最尤損傷レベル頻度分布は、モニタリング割合によって変動する。モニタリング割合が少ないと、発生し得る損傷レベルの幅は大きくばらつく傾向がある。非モニタリング建物群の損傷レベルの判断は、モニタリング割合に応じた不確定性を把握し、防災情報として活用する必要がある。

謝辞：本研究は、岐阜大学能島暢呂教授との共同研究によるご指導の下、遂行することが出来ました。ここに深く感謝申し上げます。

参考文献

- 1) 山田哲也：地震時建物変位計測システムの防災上の活用方法に関する提案，地域安全学会論文集，No.29，pp.15-24，2016.11
- 2) 能島暢呂：被害推定の逐次更新機能を有する緊急対応の意思決定支援シミュレータの開発，地域安全学会論文集，No.9，pp.295-304，2007.11
- 3) 強震観測網(K-NET, KiK-net)，国立研究開発法人，防災科学技術研究所，<http://www.kyoshin.bosai.go.jp/>
- 4) 特定非営利活動法人リアルタイム地震・防災情報利用協議会(REIC)，<http://www.real-time.jp>
- 5) 山口直也，山崎文雄：西宮市の被災度調査結果に基づく建物被害関数の構築，地域安全学会論文集，No.2，pp.129-138，2000.11
- 6) 能島暢呂：「地震被害情報の統合処理に基づく緊急対応支援システムの開発」，文部科学省大都市大震災軽減化特別プロジェクト，平成17年度報告書，p.19
- 7) 渡部洋：ベイズ統計学入門，福村出版，p.249，1999.9
- 8) 翠川三郎，伊藤佑記，三浦弘之：兵庫県南部地震以降の被害地震データに基づく建物被害関数の検討，日本地震工学会論文集，第11巻，第4号，pp.34-47，2011