

# 被害情報の逐次処理による地震時緊急対応の意思決定支援モデル

能島 暢呂<sup>1</sup>・杉戸 真太<sup>2</sup>・金澤 伸治<sup>3</sup>

<sup>1</sup> 正会員 博(工) 岐阜大学助教授 工学部土木工学科 (〒 501-1193 岐阜市柳戸 1-1)

<sup>2</sup> 正会員 工博 岐阜大学教授 工学部土木工学科 (〒 501-1193 岐阜市柳戸 1-1)

<sup>3</sup> 学生員 岐阜大学大学院博士前期課程 工学研究科土木工学専攻 (〒 501-1193 岐阜市柳戸 1-1)

地震後早期に被害状況を把握することは、緊急対応を迅速・正確に行うための要件である。従って、被害の全貌の概略を即時推定して初動体制を確立するとともに、確認情報を取り込んで推定結果を更新して精度の向上を図り、意思決定に役立てることが重要である。本研究では、この問題にベイズ確率の方法が有用であることに着目し、部分的な実被害情報を用いて全体の被害箇所数を逐次推定する方法を示す。また、被害推定・被害情報・対応行動の三者を関連付けるルールを明確にするため、被害発生率の逐次確率比検定に基づく逐次決定過程のモデル化を行う。仮想的なシステムや、岐阜市を対象とした逐次推定過程のシミュレーションのケーススタディーを示し、緊急対応の意思決定におよぼす様々な要因について検討する。

**Key Words:** *post-earthquake emergency management, real-time estimation, damage information, Bayes' theorem, sequential decision process*

## 1. はじめに

わが国では、災害や事故が発生するたびに国や自治体等の緊急対応が遅れ、批判の声があがる。その原因としては、情報伝達網の不備や、危機管理意識の欠如といった問題点がよく指摘されるが、これに加えて、わが国では確認情報が偏重される傾向にあることが、事態をいっそう悪化させる要因となっている。被災規模が大きいくほど被害情報の収集が困難となるにもかかわらず、正確さを重んずるあまり、確認情報の蓄積を待機する「連絡待ち」の状態が続き、一刻を争う状況の中で緊急対応の時機を逸してしまうのである。特に、地震災害は稀少現象であるから、災害対応の経験やノウハウを積み重ねることが容易ではなく、必然的に熟練者が育成されにくい。結果として現実の災害対応においては、時々刻々と変化する状況の中で、定型化された「行為スクリプト(行動のレポートリ)」<sup>1)</sup>から選択肢を探したり、種々の「判断ヒューリスティクス」<sup>2)</sup>を駆使するなどして、経験や直感に頼らざるを得ないのが実情である。

その教訓から近年、迅速な被害把握と緊急対応を目的としたリアルタイム地震防災システムに関する取り組みが活発化している。地震動モニタリングに基づく各種の早期被害推定システム<sup>3)</sup>や供給系・交通系ライフラインにおける各種の実時間制御システム<sup>4)</sup>の多くでは、対応の迅速化のため人間の判断が極力排除さ

れ、被害推定とシステム制御の流れが自動処理化される傾向にある。こうしたシステムは、地震直後の短期的な被害軽減対策の一つとして有望であるものの、情報の精度が悪い場合や、何らかの原因で誤った情報が発せられた場合には、誤判断のために災害の拡大・波及を助長してしまう恐れがある。

以上のように、緊急対応において「迅速性と正確性」は相容れない要求であり、「巧遅・拙速」のジレンマ<sup>5)</sup>が付きものであるから、所要時間と要求精度のバランスに十分配慮して意思決定を行わなければならない。従って、高度化したリアルタイム地震防災システムと、意思決定者の判断ヒューリスティクスの、それぞれの利点と限界を理解した上で、両者のもたらすあらゆる情報を総合化し、意思決定に積極的に活用することが望ましい。

これらのことを踏まえて本研究では、地震時緊急対応における情報処理プロセスを系統的にモデル化するとともに、意思決定支援のための数理的モデルを構築した。特に重視した点は以下の3点である。

- (1) 地震後の緊急対応においては、初動体制の早期確立が重要であるから、初期段階での推定精度の悪さについては許容することとし、被害の全貌を概略的に推定すること。
- (2) 時間とともに蓄積される部分的な実被害情報を逐次的に組み込むことによって、全体的な被害の推

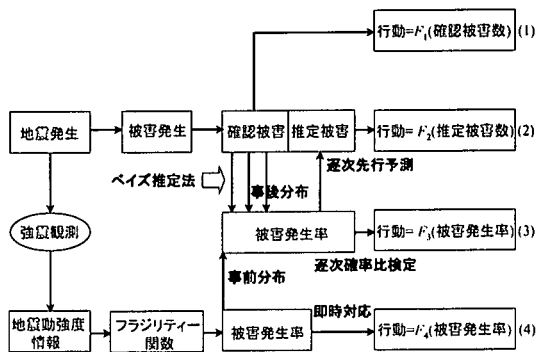


図-1 被害情報の逐次処理と逐次決定過程の概念

定結果を更新し精度を向上すること。これを観測データによる統計的推定の逐次更新過程として捉え、ベイズ確率の方法<sup>6)</sup>を適用する。

- (3) 統計的根拠に基づいた意思決定を可能とするため、緊急対応の判断基準を数理的に定式化すること。すなわち、逐次確率比検定<sup>7)</sup>の手法を用いて、被害推定・被害情報・対応行動の三者を関連付けるルールを明確にする。

まず2.では、事前もしくは即時的な被害推定結果を出発点として、実被害情報のデータを組み合わせながら、被害情報を逐次処理する概念について概説する。3.では、提案モデルの前半部分として、被害発生率と被害箇所数の逐次推定手法の定式化について説明する。4.では、提案モデルの後半部分として、被害発生率の逐次確率比検定による逐次決定過程の定式化について説明する。5.では、被害発生率が全体に一樣と見なせる小規模システムを対象として、逐次決定過程のシミュレーション事例を示す。6.では、5.と同じシステムを対象として、事前分布と許容誤り確率が意思決定過程に及ぼす影響に関する数値計算例を示す。7.では、実在システムを対象としたケーススタディーとして、岐阜市の上水道・ガス供給システムをとりあげ、逐次推定過程のシミュレーションを行う。

## 2. 被害情報の逐次処理の概念と従来の研究

ここでは、緊急時の情報処理と意思決定のプロセスをモデル記述する準備段階として、被害情報を逐次的に処理することにより、被害推定を更新してゆく概念について説明するとともに、関連する既往研究についてまとめて言及しておく。

図-1は、被害の確認・推定に基づく地震時意思決定過程をモデル化した概念図であり、以下の4つの流れに分類して示している(図中の番号は以下に対応)。

- (1) 施設に生じた「被害確認情報」のみに基づいて行

動をおこす。

- (2) 地震動強度情報と脆弱性関数に基づく被害発生率の即時推定を、被害確認情報によって更新し、さらに全体の「被害箇所数」を推定した結果により行動をおこす。
- (3) 地震動強度情報と脆弱性関数に基づく「被害発生率」の即時推定を、被害確認情報によって更新した結果により行動をおこす。
- (4) 地震動強度情報と脆弱性関数に基づく「被害発生率」の即時推定結果のみに基づいて行動をおこす。

これらのうち、(1)は正確さを重視した基準であるが、情報収集に時間がかかるため緊急対応が遅れてしまう傾向にある。これを克服するために、ヘリコプター、ハイビジョンテレビ映像、人工衛星リモートセンシング画像などを活用して、被害収集の情報源を多様化し、被害の推定・把握の迅速化を狙う技術開発が進められている<sup>8),9)</sup>。

一方、(4)は迅速性を重視した基準であるが、被害の即時推定結果のみに基づいたリアルタイム対応であるため、推定精度が十分に高くない場合には、判断を誤る危険性が高い。この点について筆者らはこれまで、いわゆる「空振り」と「見逃し」の損失を最小化するため、地震動強度情報に応じて被害推定の確率分布を逐次更新し、ベイズ決定方式により期待被害を最小化する意思決定モデルを提案している<sup>10)</sup>ので、本研究では扱わない。

本研究では、これら(1)と(4)の特長をうまく取り入れた基準(2)と(3)を提案する。これらの基準は、地震動強度情報と脆弱性関数や経験的判断に基づいて被害発生率が即時推定され、その確率分布が得られることを前提としている。しかし即座にこれを利用するのではなく、ベイズ確率の方法における事前分布として扱うところに特徴がある。つまり、図中に複数の矢印で示したように、時々刻々と入手される被害の確認情報を用いて、ベイズ確率の方法により事前分布を事後分布に更新し、その被害発生率から被害の全体像を概略的に推定するものである。ここで、(2)では、推定された被害箇所数の大小を緊急対応の意思決定の材料とするのに対し、(3)では、被害発生率の大小を緊急対応の意思決定の材料としている。言い換えると、(2)は「絶対数」、(3)は「相対比率」に基づいた基準である。以下、3.と4.においては、それぞれ(2)と(3)に関する定式化を行う。

本研究で適用するベイズ統計学の基礎理論については、成書<sup>6),11),12)</sup>に詳しい。また、ベイズ統計学の防災および信頼性工学の分野への応用例としては、歴史地震データに基づく地震発生率の算定<sup>13),14)</sup>、労働災

害の発生頻度の分析<sup>15)</sup>、防波堤ケーソンの被災事例分析<sup>16)</sup>、工学システムの信頼性解析<sup>17),18)</sup>などの研究が挙げられる。

推定結果を実観測データにより更新することの重要性は、リアルタイム地震防災の分野において広く認識されている。強震動シミュレーション結果の事後補正手法<sup>19)</sup>や、Indicator Krigingに漸化更新アルゴリズムを組み入れた被害推定手法<sup>20)</sup>、地方自治体における被害箇所数の概略推定手法<sup>21)</sup>といった研究は、対象や実現方法は異なるにせよ、推定と観測の融合を狙っている点で共通した試みである。ただしいずれの研究においても、緊急対応の意思決定に結びつく判断基準についての議論に踏み込むには至っていない。

### 3. 被害発生率と被害箇所数の逐次推定手法の定式化

図-2のように、全長 $L_T$ の構造物において被害が全長にわたって一様ランダムに発生すると仮定する。この構造物の一部の長さ $L_0$ を調べたところ $n_0$ 箇所の被害が発生していることが明らかになったとして、単位長さあたりの期待被害箇所数（以下、被害発生率という） $\lambda$ および全長 $L_T$ における被害箇所数 $N_T$ を逐次推定する問題を考える。

#### (1) 被害発生率の最尤推定量を用いる場合

まず、被害発生率を最尤推定量で点推定する場合を考える。被害箇所数 $n$ はポアソン分布に従うので、 $\lambda$ の最尤推定量は

$$\hat{\lambda} = \frac{n_0}{L_0} \quad (1)$$

で与えられる。残る $L_T - L_0$ の長さにおける被害箇所数を、最尤推定量 $\hat{\lambda}$ を母数とするポアソン分布で推定し、確認済みの被害箇所数 $n_0$ と足し合わせることで、被害箇所数 $N_T$ を逐次先行予測することができる。その平均値および標準偏差は次式で与えられる。

$$\mu_{N_T} = n_0 + \hat{\lambda}(L_T - L_0) = \frac{L_T}{L_0} n_0 \quad (2)$$

$$\sigma_{N_T} = \sqrt{\frac{(L_T - L_0)n_0}{L_0}} \quad (3)$$

#### (2) ベイズ確率の方法を用いる場合（即時情報なし）

次に、ベイズ確率の方法を用いて被害発生率を確率分布で推定する。被害箇所数 $n$ はポアソン分布に従うので、 $\lambda$ の尤度関数は次式で与えられる。

$$P(n|L_0, \lambda) = \frac{(\lambda L_0)^n e^{-\lambda L_0}}{n!} \quad (4)$$

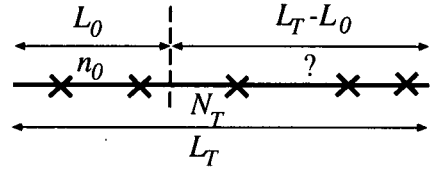


図-2 確認情報に基づく被害の逐次先行予測

被害発生率に関して即時情報がなく、何の手がかりもない状態では、 $\lambda$ の事前分布は一様分布と仮定できるので、長さ $L_0$ あたり $n_0$ 箇所の被害情報が得られた後の $\lambda$ の事後分布は、ガンマ分布となる。

$$\begin{aligned} f_{\Lambda}(\lambda|L_0, n_0) &= \frac{P(n_0|L_0, \lambda)}{\int_0^{\infty} P(n_0|L_0, \lambda) d\lambda} \\ &= \frac{L_0(\lambda L_0)^{n_0} e^{-\lambda L_0}}{n_0!} \end{aligned} \quad (5)$$

このとき、長さ $L$ の構造物の被害箇所数が $n$ となる確率の予測分布<sup>11)</sup>は、ポアソン分布と式(5)の複合分布より負の二項分布

$$\begin{aligned} P(n|L, L_0, n_0) &= \int_0^{\infty} \frac{(\lambda L)^n e^{-\lambda L}}{n!} f_{\Lambda}(\lambda|L_0, n_0) d\lambda \\ &= \frac{(n + n_0)!}{n! n_0!} \left( \frac{L}{L + L_0} \right)^n \left( \frac{L_0}{L + L_0} \right)^{n_0 + 1} \end{aligned} \quad (6)$$

で与えられ、その平均値と標準偏差は、

$$\mu_N = \frac{L}{L_0} (n_0 + 1) \quad (7)$$

$$\sigma_N = \frac{\sqrt{L(L + L_0)(n_0 + 1)}}{L_0} \quad (8)$$

となる。従って、全長 $L_T$ における被害箇所数 $N_T$ の平均値および標準偏差は次式で与えられる。

$$\begin{aligned} \mu_{N_T} &= n_0 + \frac{(L_T - L_0)}{L_0} (n_0 + 1) \\ &= \frac{(n_0 + 1)L_T}{L_0} - 1 \end{aligned} \quad (9)$$

$$\sigma_{N_T} = \frac{\sqrt{L_T(L_T - L_0)(n_0 + 1)}}{L_0} \quad (10)$$

#### (3) ベイズ確率の方法を用いる場合（即時情報あり）

さらに、地震震後にリアルタイムに得られる地震動強度情報や経験的判断に基づいて、被害発生率の即時推定が行われる場合を考える。このとき、 $\lambda$ の自然共役事前分布としてガンマ分布を仮定すれば、その平均値 $\mu_{\lambda}$ と標準偏差 $\sigma_{\lambda}$ もしくは変動係数 $\delta_{\lambda}$ などの代表値により次式で $L'_0$ および $n'_0$ を推定する。

$$n'_0 = \frac{1}{\delta_{\lambda}^2} - 1 = \frac{\mu_{\lambda}^2}{\sigma_{\lambda}^2} - 1 \quad (11)$$

表-1  $\lambda$  の推定式と  $\mu_{N_T}$ ,  $\sigma_{N_T}$  の算定式

$\lambda$ の推定値・分布	平均値 $\mu_{N_T}$	標準偏差 $\sigma_{N_T}$
式 (1)	式 (2)	式 (3)
式 (5)	式 (9)	式 (10)
式 (14)	式 (16)	式 (17)

$$L'_0 = \frac{n'_0 + 1}{\mu_\lambda} = \frac{1}{\mu_\lambda \delta_\lambda^2} = \frac{\mu_\lambda}{\sigma_\lambda^2} \quad (12)$$
 このようにして、即時推定による被害発生率の事前分布は、「長さ  $L'_0$  あたり  $n'_0$  箇所の被害が確認された」という情報を得たことと等価であると解釈される。一般に  $n'_0$  は非整数となるので、調査開始前の事前分布をガンマ分布

$$f_\lambda(\lambda|L'_0, n'_0, L_0 = 0) = \frac{L'_0(\lambda L'_0)^{n'_0} e^{-\lambda L'_0}}{\Gamma(n'_0 + 1)} \quad (13)$$

とすれば、長さ  $L_0$  あたり  $n_0$  箇所の被害情報が得られた後の  $\lambda$  の事後分布は次式で与えられる。

$$f'_\lambda(\lambda|L'_0, n'_0, L_0, n_0) = \frac{(L_0 + L'_0)\{\lambda(L_0 + L'_0)\}^{n_0+n'_0} e^{-\lambda(L_0+L'_0)}}{\Gamma(n_0 + n'_0 + 1)} \quad (14)$$

このとき、長さ  $L$  の構造物の被害箇所数が  $n$  となる確率の予測分布<sup>11)</sup> は、前項と同様に、ポアソン分布と式 (14) の複合分布より負の二項分布

$$\begin{aligned}
 P(n|L, L'_0, n'_0, L_0, n_0) &= \int_0^\infty \frac{(\lambda L)^n e^{-\lambda L}}{n!} f'_\lambda(\lambda|L'_0, n'_0, L_0, n_0) d\lambda \\
 &= \frac{\Gamma(n + n_0 + n'_0 + 1)}{n! \Gamma(n_0 + n'_0 + 1)} \left( \frac{L}{L + L_0 + L'_0} \right)^n \cdot \\
 &\quad \left( \frac{L_0 + L'_0}{L + L_0 + L'_0} \right)^{n_0+n'_0+1} \quad (15)
 \end{aligned}$$

となるから、全長  $L_T$  における被害箇所数  $N_T$  の平均値および標準偏差は次式で与えられる。

$$\mu'_{N_T} = n_0 + \frac{L_T - L_0}{L_0 + L'_0} (n_0 + n'_0 + 1) \quad (16)$$

$$\sigma'_{N_T} = \frac{\sqrt{(L_T - L_0)(L_T + L'_0)(n_0 + n'_0 + 1)}}{L_0 + L'_0} \quad (17)$$

以上の3条件における被害発生率  $\lambda$  の推定式と、被害箇所数の平均値  $\mu_{N_T}$  および標準偏差  $\sigma_{N_T}$  の推定式を表-1にまとめた。式 (5)(14) からわかるように、 $\lambda$  は調査が完了 ( $L_0 = L_T$ ) しても確定値とはならず、最終的に得られる事後分布に従う確率変数である。しかしながら、式 (10)(17) に示したように、 $\sigma_{N_T}$  は  $L_0$  の増加とともに単調減少して、調査完了時点で0となり、 $\mu_{N_T}$  は  $N_T$  の真値と一致する。また、被害発生率を式 (1) で点推定した結果に基づく式 (3) と比較すると、不確定性を考慮した分だけ、式 (10) の方が大きな値となる。以下、本研究では、式 (2) による単純推定結果を  $\tilde{N}_T(L_0)$ 、式 (16) による逐次推定結果を  $\hat{N}_T(L_0)$  と表わす。

#### 4. 被害発生率の逐次確率比検定による緊急対応逐次決定過程の定式化

ここでは3.で示した逐次推定手法を応用して、被害情報が蓄積されるプロセスにおける意思決定のタイミングについて考察するため、逐次決定過程の定式化を行う。これを用いて、被害調査に着手することなく地震動強度情報のみで即時対応するのが適切か、あるいは、どの程度まで調査を進めてから判断を下した方がよいのか、について検討を行う。

##### (1) 逐次確率比検定による意思決定基準

いま「被害発生率が  $\lambda_0$  (帰無仮説  $H_0$ ) 以下であれば緊急対応を行わず、 $\lambda_1$  (対立仮説  $H_1$ ) 以上であれば緊急対応を行う (ただし  $\lambda_0 < \lambda_1$ )」という行動のルールを想定して、Wald<sup>7)</sup> による逐次確率比検定 (SPRT) を導入する。ここで扱う問題に逐次確率比検定の手法を適用する場合には、式 (14) を用いて、被害発生率の尤度を  $\lambda_0$  および  $\lambda_1$  それぞれについて算出し、その比である尤度比  $R_\lambda$

$$R_\lambda = \frac{f'_\lambda(\lambda_1|L'_0, n'_0, L_0, n_0)}{f'_\lambda(\lambda_0|L'_0, n'_0, L_0, n_0)} \quad (18)$$

が次の条件式 (19) を満たす間は決定を保留し、尤度比が上限を破れば仮説  $H_1$  を採用、下限を破れば仮説  $H_0$  を採用すればよい。

$$\frac{\beta}{1-\alpha} < R_\lambda < \frac{1-\beta}{\alpha} \quad (19)$$

ここで、 $\alpha$  は仮説  $H_0$  が正しいのに棄却する「第一種の誤り」を犯す確率 (生産者危険)、 $\beta$  は仮説  $H_0$  が正しくないのに棄却しない「第二種の誤り」を犯す確率 (消費者危険) であり<sup>7)</sup>、品質管理の分野では0.02, 0.05, 0.1といった値が採用されることが多い。式 (14)(18) を式 (19) に代入して整理すれば、調査済み長さ  $L_0$  に対する被害確認数  $n_0$  の条件式が得られる。

$$\begin{aligned}
 \frac{(\lambda_1 - \lambda_0)(L_0 + L'_0) + \log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log \frac{\lambda_1}{\lambda_0}} - n'_0 < n_0 < \\
 \frac{(\lambda_1 - \lambda_0)(L_0 + L'_0) + \log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{\lambda_1}{\lambda_0}} - n'_0 \quad (20)
 \end{aligned}$$

最終的には全数調査が行われる災害調査では、上下限値とのクロスが二度以上生じる可能性があるが、本研究では緊急時意思決定を中心課題に据えていることか

ら、最初意思決定を優先するものとする。

### (2) 許容誤り確率が意思決定過程に及ぼす影響

条件式 (20) において、許容誤り確率を表わす生産者危険  $\alpha$  および消費者危険  $\beta$  に大きな値を設定すると、上下限の間隔は狭まり、迅速に結論に達するが誤りの危険性が高い。逆に小さな値を設定すると、上下限の間隔は広がり、結論に達するのは遅いが誤りの危険性は低くなる。例えば、式 (19) から明らかなように、 $\alpha = \beta = 0.20$  の場合は、尤度比が 1:4 となれば意思決定できるのに対して、 $\alpha = \beta = 0.10$  では、尤度比が 1:9 となるまで、 $\alpha = \beta = 0.05$  では、尤度比が 1:19 となるまで意思決定できない。

### (3) 事前分布が意思決定過程に及ぼす影響

地震後、即時に入手される地震動強度情報が、意思決定にどのような影響を及ぼすかについて考察する。事前分布を規定する  $L'_0$  と  $n'_0$  は、条件式 (20) の上下限値を

$$n^* = n'_0 - \frac{\lambda_1 - \lambda_0}{\log \frac{\lambda_1}{\lambda_0}} L'_0 \quad (21)$$

だけ下方にシフトさせる役割を果たす。その結果、調査開始前 ( $L_0 = 0$ ) の時点で既に条件式 (20) が満たされなくなった場合は、地震動強度情報に基づく即時推定結果に従って、リアルタイムに意思決定を行うのが適当であると判断される。その条件を  $L'_0$  に対する  $n'_0$  の条件式で表わすと、緊急対応を行う、行わないという意思決定に対してそれぞれ以下ようになる。

$$n'_0 > \frac{(\lambda_1 - \lambda_0)L'_0 + \log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{\lambda_1}{\lambda_0}} \quad (22)$$

$$n'_0 < \frac{(\lambda_1 - \lambda_0)L'_0 + \log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log \frac{\lambda_1}{\lambda_0}} \quad (23)$$

これらの条件式は、式 (13) に示した事前分布の不確定性と、意思決定のための被害発生率の閾値 ( $\lambda_0$  と  $\lambda_1$ ) および判断の許容誤り確率 ( $\alpha$  と  $\beta$ ) によって規定されるものであり、本研究では「即時対応基準」と呼ぶこととする。

一方、「即時対応基準」が満たされない場合においては、結論に達するまでの平均調査長さ  $\overline{L}_V$  は、信頼性抜取検査の理論から導かれる解<sup>7)</sup>を参考にすると、次式のように算出される。

$$\overline{L}_V = \begin{cases} \frac{(1-\alpha) \log \frac{1-\beta}{\alpha} + \alpha \log \frac{1-\beta}{1-\alpha}}{\lambda_0 \log \frac{\lambda_1}{\lambda_0} - (\lambda_0 - \lambda_1)} (1 + \xi_0) & (H_0 \text{ のもと}) \\ \frac{\beta \log \frac{\beta}{1-\alpha} + (1-\beta) \log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\lambda_1 \log \frac{\lambda_1}{\lambda_0} - (\lambda_1 - \lambda_0)} (1 - \xi_1) & (H_1 \text{ のもと}) \end{cases} \quad (24)$$

上式の右辺括弧内第二項に現れる  $\xi_0$  および  $\xi_1$  は、即時情報  $L'_0$  および  $n'_0$  による上下限値のシフトを考慮し

た補正項であり、幾何学的考察に基づいて計算した結果、式 (21) を用いて次のように得られた。

$$\xi_0 = \frac{\log \frac{\lambda_1}{\lambda_0}}{-\log \frac{\beta}{1-\alpha}} n^* \quad (25)$$

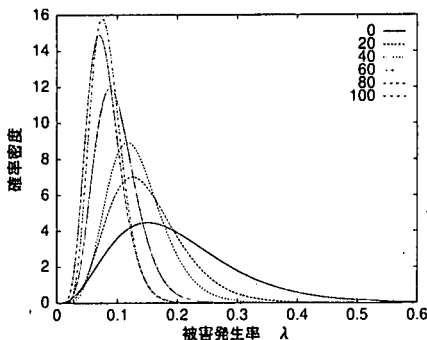
$$\xi_1 = \frac{\log \frac{\lambda_1}{\lambda_0}}{\log \frac{1-\beta}{\alpha}} n^* \quad (26)$$

これより、平均調査長さ  $\overline{L}_V$  は、補正項  $\xi_0$  および  $\xi_1$  の分だけ、 $H_0$  のもとでは長く、 $H_1$  のもとでは短くなる。

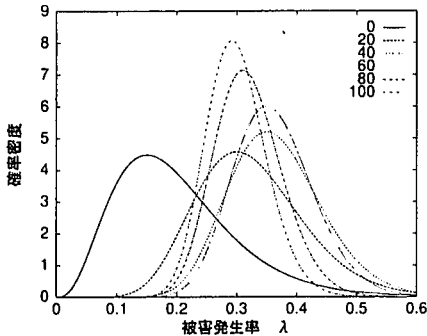
## 5. 仮想的な被災パターンによる意思決定過程の数値計算例

仮想的なシステムを対象として、3. および 4. に示した手法の数値計算例を示す。パラメータは、 $L_T = 100$ 、 $L'_0 = 20$ 、 $n'_0 = 3$  ( $\mu_\lambda = 0.15$ 、 $\delta_\lambda = 50\%$ )、 $\lambda_0 = 0.1$ 、 $\lambda_1 = 0.2$ 、 $\alpha = \beta = 0.05$ 、とした。モンテカルロ法を用いて、 $\lambda = 0.05$  (Case 1) および  $\lambda = 0.4$  (Case 2) を母数とする指数乱数により被害間隔を与えて仮想的な被災パターンを生成した結果、実際の被害箇所数  $N_T$  はそれぞれ 6 (Case 1)、32 (Case 2) となった。従って、被害の全貌が明らかになった時点での最終的な被害発生率は、それぞれ 0.06 (Case 1)、0.32 (Case 2) となる。

図-3(a)-(b) は被害発生率の逐次推定の結果を、 $L_0 = 0, 20, 40, 60, 80, 100$  について示したものであり、事後分布の分散はこの順に単調減少している。同一の事前分布から出発しながら、被害情報の蓄積によって、真値に漸近して行く様子がわかる。図-4(a)-(b) はそれぞれ Case 1 と Case 2 における被害の逐次推定の結果を示す。横軸は調査済みの距離  $L_0$ 、縦軸は被害箇所数で、点線は各段階で確認済みの被害箇所数  $n_0$ 、 $\Delta$  は式 (2) による単純推定値  $\widetilde{N}_T(L_0)$  を表わす。式 (16)(17) による逐次推定結果  $\widehat{N}_T(L_0)$  は、 $\mu_{N_T} \pm \sigma_{N_T}$  をエラーバー付きで示している。調査開始後の初期段階では経験的判断に基づく事前分布の影響を受け、推定結果と実際の被害箇所数との差はやや開いているものの、実被害を概略的に捉えている。特に、 $\widetilde{N}_T(L_0)$  は初期段階において推定値が大きく変動するのに対し、 $\widehat{N}_T(L_0)$  は比較的安定した傾向を示す。図中の二本の直線は条件式 (20) の上下限値を表わしている。逐次確率比検定の結果、Case 1 では  $L_0 = 58$  で点線と式 (20) の下限値を表わす直線が交差することから、それまでの間「緊急対応を行わない」という決定が保留され、警戒体制の解除まで慎重な態度が持続されている。一方、Case 2 では  $L_0 = 16$  で点線と式 (20) の上限値を表わす直線が交差することから、この時点で「緊急対応を



(a) Case 1 ( $\lambda = 0.05$ )



(b) Case 2 ( $\lambda = 0.40$ )

図-3 被害発生率の事後分布の逐次更新  
(調査長さ 20km ごとに表示)

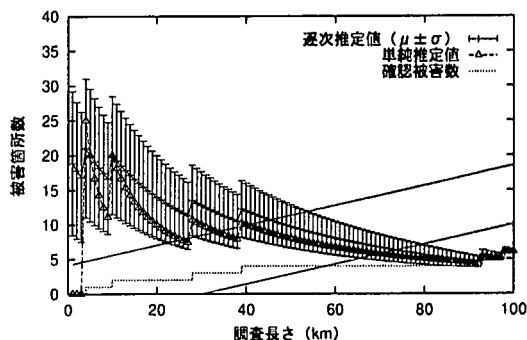
行う」ことが決定され、重大な意思決定が迅速に行われている。なお、 $H_0$  および  $H_1$  のもとでの  $\overline{L_V}$  は、それぞれ 88.7, 66.7 であった。

## 6. 事前分布と許容誤り確率が意思決定過程に及ぼす影響に関する数値計算例

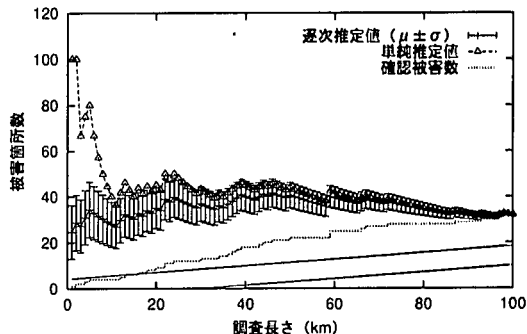
5. では、特定の 2 種類の被災パターンについての数値計算例を示した。ここでは、パラメータの組み合わせを 5 種類考え、モンテカルロ・シミュレーションにより多数の被災パターンを発生させ、逐次確率比検定により意思決定を行った結果について考察する。

まず、全長  $L_T = 100$  の構造物に対して、被害発生率  $\lambda$  を 0.05, 0.10, 0.15, 0.20, 0.30, 0.40 のように変化させて 1000 回ずつモンテカルロ・シミュレーションを試行し、6000 通りの被災パターンを得た。

これらの被災パターンに対して、表-2 に示す 5 種類の条件を与えた場合の意思決定過程の相違について比較を行う。Case A~E に共通のパラメータは、 $L_T = 100$ ,  $L'_0 = 20$ ,  $\lambda_0 = 0.1$ ,  $\lambda_1 = 0.2$  であり、Case A は基本ケースとして 5. と同じく  $n'_0 = 3$  ( $\mu_\lambda = 0.15$ ,  $\delta_\lambda = 50\%$ )、 $\alpha = \beta = 0.05$  とした。Case B と Case C は、意思決定者の事前分布の相違が及ぼす影響をみるため、 $n'_0 = 5$  ( $\mu_\lambda = 0.25$ ,  $\delta_\lambda = 41\%$ )、 $n'_0 = 1$



(a) Case 1 (実被害箇所数  $N_T = 6$ ,  $L_0 = 58$  で意思決定)



(b) Case 2 (実被害箇所数  $N_T = 32$ ,  $L_0 = 16$  で意思決定)

図-4 被害箇所数の逐次推定および被害確認過程  
(二本の直線は条件式 (20) の上下限)

表-2 モンテカルロ・シミュレーションのパラメータ

	$L_T$	$L'_0$	$n'_0$	$\lambda_0$	$\lambda_1$	$\alpha, \beta$
Case A	100	20	3	0.1	0.2	0.05
Case B			5			
Case C			1			
Case D			3			0.02
Case E						

( $\mu_\lambda = 0.05$ ,  $\delta_\lambda = 71\%$ ) としたもので、Case A と比較して被害発生率の事前分布がそれぞれ、「大きめでばらつきやや小」および「小さめでばらつきやや大」の状態から被害推定を開始することに対応している。事前分布には  $L'_0$  も影響するが、式 (11) より明らかなように、事前分布の変動係数  $\delta_\lambda$  は  $n'_0$  のみに依存するため、紙面の都合上、 $L'_0$  を変化させた数値計算結果については割愛することとした。なお文献<sup>18)</sup>では、 $L'_0$  と  $n'_0$  の組み合わせが推定結果に及ぼす影響について、やや詳しく取り扱っているので参照されたい。Case D と Case E は、生産者危険  $\alpha$  および消費者危険  $\beta$  の設定の相違が及ぼす影響をみるため、 $\alpha = \beta = 0.02$ ,  $\alpha = \beta = 0.10$  としたもので、Case A と比較してそれぞれ、「判断的的確さ」および「判断の迅速さ」を重視した意思決定が行われることを想定している。

図-5 は意思決定の結論の内訳、すなわち、「緊急対応を行わない ( $\lambda < \lambda_0$ )」「決定保留 ( $\lambda_0 < \lambda < \lambda_1$ )」、

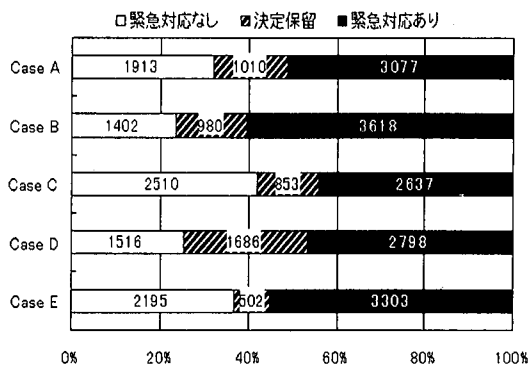


図-5 意思決定結果の分類 (各ケース 6000 回)

「緊急対応を行う ( $\lambda > \lambda_1$ )」, という結果となった回数を示す。Case A と比較すると, 「緊急対応を行う」回数が, Case B では約 18% 増加しているのに対し, Case C では約 14% 減少している。また, 判断的確かさを重視した Case D では, 「決定保留」が Case A と比べて約 67% 増加しているのに対し, 判断の迅速さを重視した Case E では約 51% 減少している。

図-6(a)-(e) は, 図-5 の傾向をより詳しく調べるため, 各シミュレーション試行における被害箇所数の実現値  $N_T$  を横軸にとり, 「緊急対応を行わない」, 「決定保留」, 「緊急対応を行う」と判断された回数の頻度分布を表示したものである。Case A では, 被害箇所数  $N_T$  が 11 から 18 の間にある場合に, 「決定保留」となる可能性が高く, 被害が多発すれば緊急対応が行われ, 被害が少なければ緊急対応が行われない, というように合理的な意思決定が下されている。これに対して Case B では, 被害箇所数が少ない場合にも「緊急対応を行う」と判断される場合も多く, 「悲観的=安全側」態度となっている。逆に, Case C では, 被害箇所数が多い場合にも「緊急対応を行わない」と判断される場合があり, 「楽観的=危険側」態度となっている。Case D では, 「決定保留」となる可能性が高いものの, 「緊急対応を行う」, 「行わない」の判断は明確に分離されている。一方, Case E では, 「決定保留」となる可能性は低いものの, 「緊急対応を行う」, 「行わない」の判断の境界はあいまいである。Case D は「巧遅型」および Case E は「拙速型」ということもできる。

図-7(a)-(e) は, 各シミュレーション試行における被害箇所数の実現値  $N_T$  を横軸にとり, 意思決定が行われた時点での調査長さ  $L_0$  を縦軸にプロットしたものである。3 種類のプロットの記号 ( $\diamond$ ,  $\triangle$ ,  $+$ ) はそれぞれ, 「緊急対応を行わない」, 「決定保留」, 「緊急対応を行う」に対応している。Case A において意思決定が下されるタイミングは,  $N_T = 10, 20$  前後を頂点とする錐状の範囲に分布しており,  $N_T = 10$  およ

び 20 付近では「決定保留」となるか, さもなくば意思決定が遅れる傾向にある。被害箇所数が極端に多くなると, 「緊急対応を行う」意思決定が早い段階で下されている。それに対し, 被害箇所数が極端に少ない場合においては, 少なくとも  $L_0 = 31$  の調査で被害がないことを確認しない限り, 「緊急対応を行わない」意思決定が下されない。その後も離散的なタイミングでのみ意思決定が下されることがわかる。Case B~E でも Case A とほぼ同様の傾向が認められるが, 意思決定者の事前分布や生産者危険・消費者危険の相違によって, 錐の形状や重なり具合が異なっていることがわかる。「緊急対応を行わない」意思決定までに要する最小調査距離は, それぞれ  $L_0 = 45, 17, 40, 23$  となっている。

## 7. 岐阜市における地震時緊急対応のケーススタディー

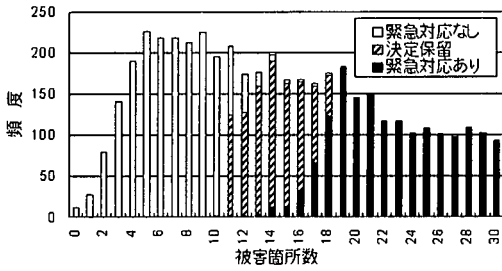
5. および 6. においては, 被害発生を一様ランダムとみなせる  $L_T = 100$  の仮想システムを対象とした数値計算例を示した。ここでは実際のシステムへの適用例として, 岐阜市を対象とした逐次推定過程のシミュレーションのケーススタディーを示す。地盤条件や構造物特性の空間的変動のために, 対象地域内での被害発生率を一様と見なすことはできないため, 被害率が一様と見なせるエリアごとの被害予測および被害調査の推移から, 意思決定を個別に行う方法をとった。

### (1) 岐阜市におけるライフライン施設の被害予測

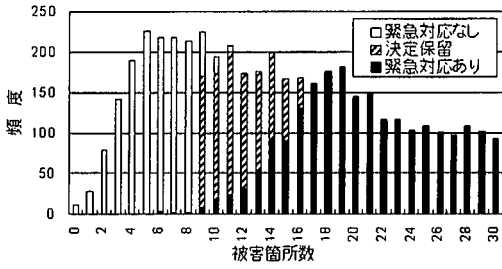
岐阜市は, 阿寺断層系 ( $M=7.9$ ), 関ヶ原-養老断層系 ( $M=7.7$ ), 岐阜-一宮線 ( $M=7.3$ ) の各断層を震源として 49 小学校区別に被害予測を行っている<sup>22)</sup>。このうち, 阿寺断層系は岐阜市からの距離が十分に遠く, ほぼ無被害と予測されていることから, 関ヶ原-養老断層系および岐阜-一宮線のみを対象とした。表-3 は, 上水道管および都市ガス管の管路延長  $L_T$  および被害発生率  $\lambda$  を, 校区別にまとめたものである。管路延長が 1km 未満の校区については除外し, 上水道 48 校区, ガス 45 校区を検討対象とした。図-8 および図-9 は, 被害発生率の分布を示したものである。震源の近い岐阜-一宮線を想定した場合の方が, 全体的に被害発生率が高い。校区別に見ると, 上水道管は岐阜市西部において, 都市ガス管は長良川沿いの岐阜市中央部において, それぞれ高い被害発生率が集中している。

### (2) シミュレーションの前提条件

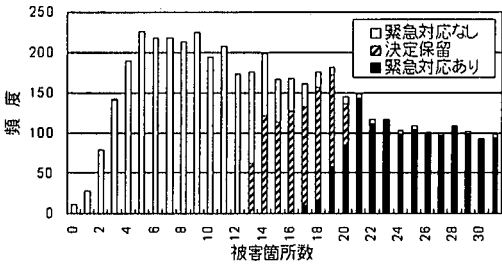
岐阜市の上水道・ガス供給システムのそれぞれについて, 校区別の被害想定結果により与えられる被害発



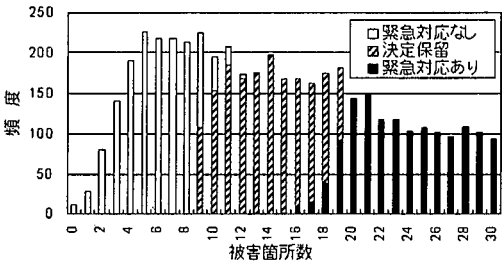
(a) Case A



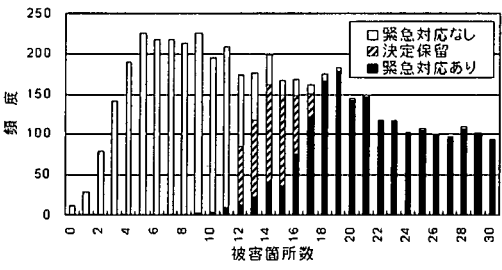
(b) Case B



(c) Case C

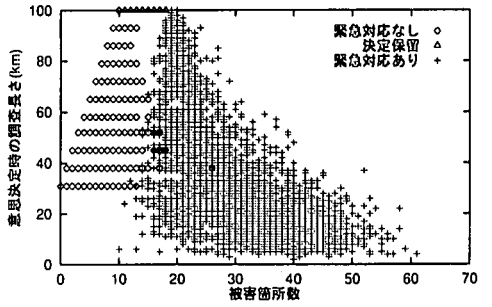


(d) Case D

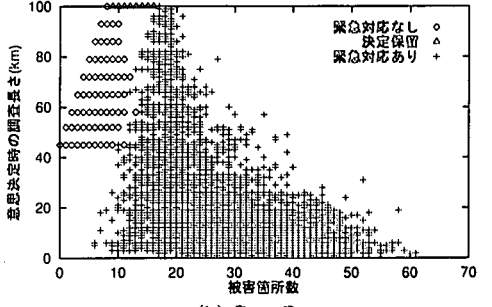


(e) Case E

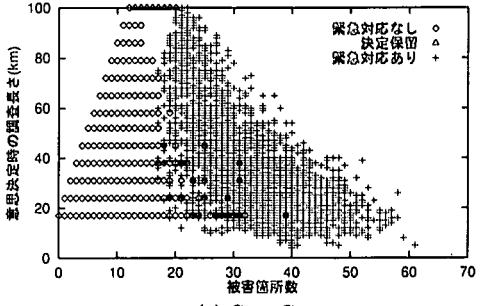
図-6 被害箇所数  $N_T$  と緊急対応の判断の関係



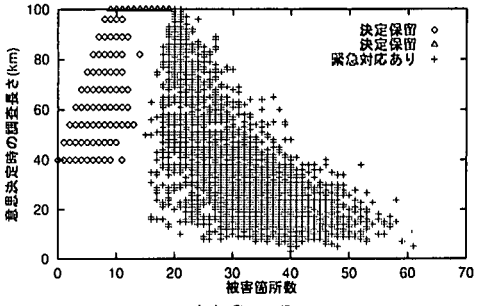
(a) Case A



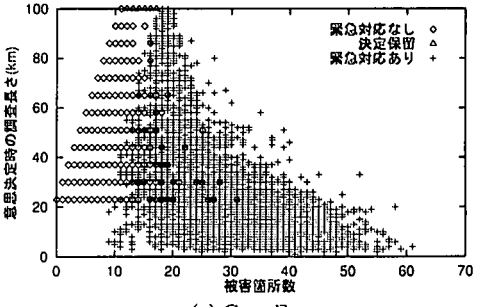
(b) Case B



(c) Case C



(d) Case D



(e) Case E

図-7 被害箇所数  $N_T$  と意思決定時の調査長さ  $L_0$  の関係



表-3 校区別の被害推定結果<sup>22)</sup>( $L_T, \lambda$ )と事前分布のパラメータ( $n'_0, L'_0$ )

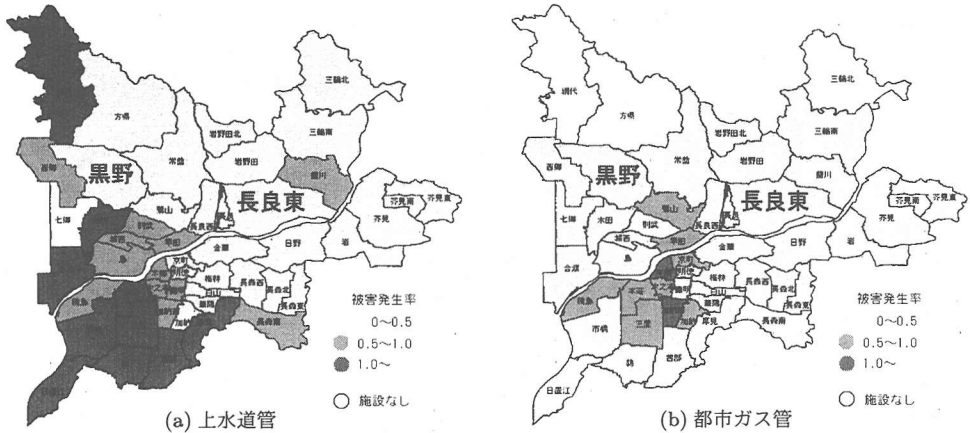
No.	校区	上水道管					都市ガス管					$n'_0$
		管路総延長 $L_T$	関ヶ原—養老断層系 $\lambda$	養老断層系 $L'_0$	岐阜—宮線 $\lambda$	宮線 $L'_0$	管路総延長 $L_T$	関ヶ原—養老断層系 $\lambda$	養老断層系 $L'_0$	岐阜—宮線 $\lambda$	宮線 $L'_0$	
1	金華	25.97	0.26	42.7	0.71	15.6	25.34	0.38	29.2	0.76	14.6	10.1
2	京町	23.64	0.44	25.3	1.19	9.3	17.17	0.50	22.2	0.92	12.1	10.1
3	明德	17.77	0.39	28.5	1.07	10.4	24.11	0.31	35.8	0.58	19.2	10.1
4	徹明	25.16	0.52	21.4	1.43	7.8	20.93	0.36	30.9	0.64	17.4	10.1
5	梅林	36.84	0.43	25.8	1.17	9.5	41.31	0.39	28.5	0.82	13.6	10.1
6	白山	29.92	0.48	23.1	1.31	8.5	11.12	0.46	24.2	0.90	12.3	10.1
7	華陽	27.42	0.41	27.1	1.12	9.9	24.38	0.45	24.7	0.92	12.1	10.1
8	本郷	25.05	0.56	19.8	1.50	7.4	33.19	1.06	10.5	1.53	7.3	10.1
9	木之本	25.63	0.58	19.2	1.55	7.2	20.70	0.64	17.4	1.09	10.2	10.1
10	本荘	45.96	1.11	10.0	2.27	4.9	37.88	0.64	17.4	0.87	12.8	10.1
11	日野	54.77	0.26	42.7	0.66	16.8	41.00	0.11	101.0	0.28	39.7	10.1
12	長良	26.40	0.36	30.9	0.94	11.8	15.03	0.49	22.7	1.09	10.2	10.1
13	長良西	58.88	0.47	23.6	1.23	9.0	47.31	0.37	30.0	0.71	15.6	10.1
14	長良東	54.89	0.36	30.9	0.95	11.7	51.75	0.25	44.4	0.63	17.6	10.1
15	島	47.18	0.61	18.2	1.49	7.5	45.67	0.25	44.4	0.37	30.0	10.1
16	早田	37.67	0.67	16.6	1.73	6.4	29.67	0.51	21.8	0.92	12.1	10.1
17	城西	35.21	0.63	17.6	1.55	7.2	23.39	0.25	44.4	0.41	27.1	10.1
18	三里	41.81	1.50	7.4	2.76	4.0	22.60	0.68	16.3	0.70	15.9	10.1
19	鷺山	50.20	0.05	222.2	0.15	74.1	37.08	0.92	12.1	1.38	8.1	10.1
20	加納	40.31	0.39	28.5	1.04	10.7	30.83	0.56	19.8	0.99	11.2	10.1
21	加納西	27.23	0.77	14.4	1.97	5.6	28.84	1.60	6.9	1.62	6.9	10.1
22	則武	41.39	0.64	17.4	1.60	6.9	33.05	0.21	52.9	0.37	30.0	10.1
23	常盤	48.74	0.38	29.2	1.04	10.7	10.97	0.14	79.4	0.36	30.9	10.1
24	長森南	55.79	0.66	16.8	1.64	6.8	28.88	0.22	50.5	0.46	24.2	10.1
25	長森北	34.68	0.30	37.0	0.80	13.9	22.83	0.23	48.3	0.58	19.2	10.1
26	長森西	44.19	0.28	39.7	0.74	15.0	22.78	0.13	85.5	0.31	35.8	10.1
27	長森東	33.51	0.30	37.0	0.76	14.6	11.29	0.14	79.4	0.35	31.7	10.1
28	木田	9.27	1.07	10.4	2.39	4.6	5.77	0.20	55.6	0.36	30.9	10.1
29	岩野田	38.02	0.41	27.1	1.06	10.5	23.88	0.29	38.3	0.74	15.0	10.1
30	岩野田北	34.95	0.33	33.7	0.86	12.9	13.13	0.01	1111.1	0.03	370.4	10.1
31	黒野	93.85	0.45	24.7	1.20	9.3	11.25	0.01	1111.1	0.03	370.4	10.1
32	方県	35.16	0.39	28.5	1.02	10.9	0.00	-	-	-	-	-
33	西部	52.10	1.94	5.7	3.60	3.1	21.54	0.45	24.7	0.47	23.6	10.1
34	鶯	32.64	2.39	4.6	3.97	2.8	14.93	0.08	138.9	0.08	138.9	10.1
35	西郷	34.65	0.79	14.1	1.86	6.0	3.62	0.02	555.6	0.03	370.4	10.1
36	七郷	0.26	-	-	-	-	17.21	0.06	185.2	0.08	138.9	10.1
37	市橋	51.30	1.88	5.9	2.97	3.7	47.04	0.39	28.5	0.39	28.5	10.1
38	岩	40.36	0.26	42.7	0.61	18.2	11.52	0.20	55.6	0.48	23.1	10.1
39	鏡島	37.86	0.92	12.1	1.69	6.6	35.93	0.63	17.6	0.92	12.1	10.1
40	厚見	50.73	1.22	9.1	2.66	4.2	40.04	0.49	22.7	0.84	13.2	10.1
41	日置江	1.35	2.54	4.4	3.54	3.1	0.07	-	-	-	-	-
42	芥見	50.41	0.23	48.3	0.52	21.4	17.88	0.21	52.9	0.48	23.1	10.1
43	藍川	44.85	0.53	21.0	1.16	9.6	22.06	0.26	42.7	0.55	20.2	10.1
44	芥見東	30.20	0.23	48.3	0.48	23.1	25.87	0.33	33.7	0.69	16.1	10.1
45	芥見南	17.76	0.20	55.6	0.44	25.3	16.61	0.19	58.5	0.41	27.1	10.1
46	合渡	12.51	1.81	6.1	3.03	3.7	6.61	0.07	158.7	0.07	158.7	10.1
47	三輪南	56.34	0.32	34.7	0.74	15.0	1.48	0.22	50.5	0.52	21.4	10.1
48	三輪北	42.16	0.17	65.4	0.39	28.5	0.00	-	-	-	-	-
49	網代	27.11	1.83	6.1	2.60	4.3	0.00	-	-	-	-	-

生率  $\lambda$  を母数とする指数乱数により被害間隔を与えて被害パターンを生成し、緊急対応意思決定のシミュレーションを行う。被害想定結果を被災パターンの生成に用いることは、想定結果と大きく異なる事態が発生することを前提とするものであり、緊急対応にとってはかなり有利な条件を設定していることになる。ただし、各校区での被害箇所数はポアソン分布に従うので、被害想定に対して多少のばらつきが付加されることになる。また本研究では、岐阜県被害想定において用いられた地盤ゾーニングマップと小学校区への対応を検討し、校区内での被害発生率を一様と仮定したが、

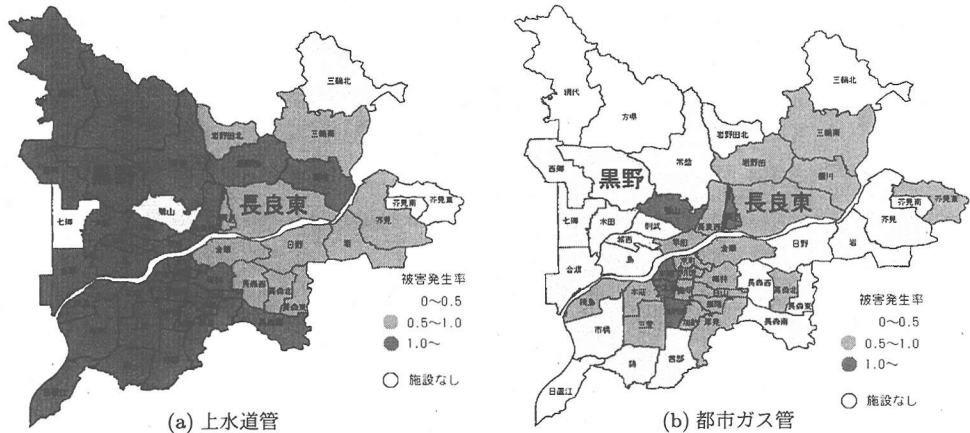
その妥当性の確認についてはさらに詳細な検討を必要とするため、今後の課題とした。

(3) 被害発生率と被害箇所数の逐次推定に用いるパラメータ

岐阜市が行った被害推定結果における被害発生率を  $\mu_\lambda$  として、式 (11) および式 (12) を用いて即時情報  $n'_0, L'_0$  を得る。ただし変動係数  $\delta_\lambda$  については、すべての校区における被害推定の精度を一様とみなして、全校区で一定と仮定し、確率分布が平均値の倍半分の領域をカバーすることを目安にして、30%とした。



(a) 上水道管 (b) 都市ガス管  
 図-8 関ヶ原—養老断層系を想定した場合の被害発生率分布



(a) 上水道管 (b) 都市ガス管  
 図-9 岐阜—宮線を想定した場合の被害発生率分布

表-3に、このようにして算出した  $n'_0, L'_0$  を示す。

(4) 被害発生率の逐次確率比検定に用いるパラメータ  
 4. で説明したパラメータ  $\lambda_0, \lambda_1, \alpha, \beta$  について述べる。水道管の場合は、被害発生率と断水率の関係から  $\lambda_0=0.50, \lambda_1=1.0$  とし、ガス供給システムの場合は、被害発生率と SI 値の関係から、 $\lambda_0=0.50, \lambda_1=1.0$  とした。次に、誤り確率  $\alpha, \beta$  の値としては  $\alpha=\beta=0.05$  および  $\alpha=\beta=0.10$  の 2 ケースで予備検討を行った結果を踏まえて、後者を採用した。

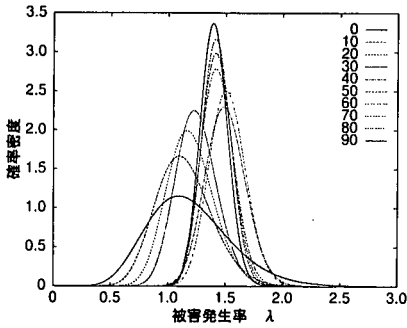
(5) 結果と考察

被害の逐次推定過程の一例として、岐阜—宮線を想定した場合の、黒野校区の上水道管と長良東校区の都市ガス管をとりあげて説明する。黒野校区でのパラメータは、 $L_T=94, L'_0=9.3, n'_0=10.1, \lambda_0=0.5, \lambda_0=1.0, \alpha=\beta=0.10$  であり、長良東校区でのパラメータは、 $L_T=52, L'_0=17.6, n'_0=10.1, \lambda_0=0.5, \lambda_0=1.0, \alpha=\beta=0.10$  である。モンテカルル法を用いて、黒野校区では被害発生率  $\lambda=1.20$ 、長良東校区では被害発生

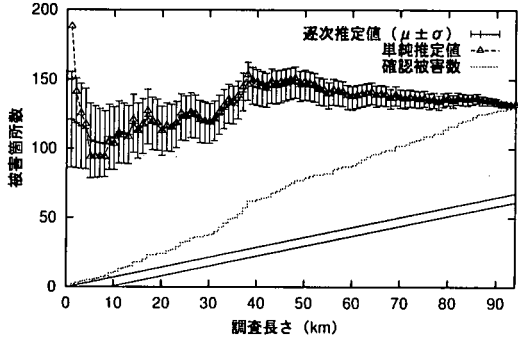
率  $\lambda=0.63$  を母数とする指数乱数により被害間隔を与えて被害パターンを生成した結果、実際の被害箇所数  $N_T$  はそれぞれ 132, 42 となった。

図-10(a) と図-11(a) は、被害発生率の逐次推定の様子を表したものである。実線は調査開始前の事前分布を表す。30%の変動を見込んだことにより、平均値の倍半分の範囲をカバーする分布となっている。その他の線は時間の経過に伴って蓄積される確認被害数を取り入れて逐次更新した事後分布であり、黒野校区の上水道管では  $L_0=10\sim90$ 、長良東校区の都市ガス管では  $L_0=10\sim50$  での被害発生率の事後分布の推移を表している。被害情報の蓄積によって事後分布の分散が減少し、真値に近づく様子が確認できる。

図-10(b) と図-11(b) は、被害箇所数の逐次推定および確認過程を示したものである。横軸は調査済みの距離  $L_0$ 、縦軸は被害箇所数を表し、点線はモンテカルル法を用いて生成した被災パターンを用いた各段階での確認被害数  $n_0, \Delta$  は式 (2) で求められる単純推定値  $\tilde{N}_T(L_0)$  を表す。式 (16)(17) で得られる逐次推定結果  $\tilde{N}_T(L_0)$  は、 $\mu_{N_T} \pm \sigma_{N_T}$  をエラーバー付きで示

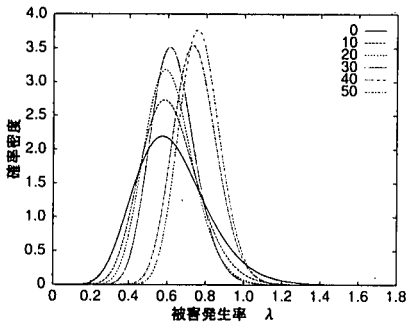


(a) 被害発生率の事後分布の逐次更新 (調査長さ 10km ごとに表示)

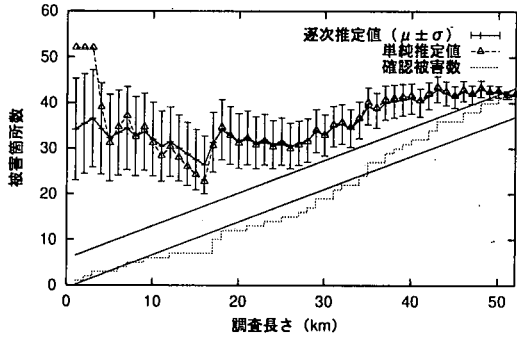


(b) 被害箇所数の逐次推定および被害確認過程 (実被害箇所数  $N_T = 132$ ,  $L_0 = 0$  で意思決定)

図-10 岐阜—一宮線を想定した場合の上水道管被害の逐次推定過程 (黒野校区)



(a) 被害発生率の事後分布の逐次更新 (調査長さ 10km ごとに表示)



(b) 被害箇所数の逐次推定および被害確認過程 (実被害箇所数  $N_T = 42$ ,  $L_0 = 5$  で意思決定)

図-11 岐阜—一宮線を想定した場合の都市ガス管被害の逐次推定結果 (長良東校区)

表-4 意思決定内容ごとに分類した校区数の集計

想定地震	対象システム	緊急対応なし	決定保留	緊急対応あり
関ヶ原—養老断層系	上水道管	36	0	12
	都市ガス管	42	0	3
岐阜—一宮線	上水道管	10	2	36
	都市ガス管	30	1	14

している。また図中の2直線は、条件式(20)の上下限値を表している。単純推定法による推定被害箇所数  $\widehat{N}_T(L_0)$  は、初期段階において実被害数と大きくかけ離れ、被害の確認情報の入手に伴って大きく変動している。これに対して、ベイズ推定法による推定被害箇所数  $\widehat{N}_T(L_0)$  は、初期段階では事前分布の影響を受けているものの、実被害数の概略を捉え、被害の確認情報の入手に伴う変動が小さい。黒野校区の上水道管では、即時対応基準(式(22))が満たされることから、「緊急対応を行う」という決定が調査開始前に決定されており、地震動強度のみから緊急対応の有無を決定することができるケースであることを示している。長良東校区の都市ガス管では、即時対応基準(式(23))は満たされないものの、 $L_0=5$ という比較的初期の段階で「緊急対応を行わない」という決定がされている。

その後  $L_0=35$  で再び決定保留領域に戻っているが、4.で述べた理由により、ここでは最初の決定を優先的に扱っている。

最後に、全校区における意思決定内容をまとめた結果を示す。表-4は、意思決定内容ごとに分類した校区数の集計を示す。また図-12と図-14は上水道管、図-13と図-15は都市ガス管で、(a)は意思決定結果を色の濃淡で表し、(b)と(c)は「緊急対応を行う」および「緊急対応を行わない」という決定が下された時点での、全長  $L_T$  に対する調査長さをパーセント表示した頻度分布である。

関ヶ原—養老断層系を想定した場合は、図-12および図-13に示すように、「緊急対応を行う」という決定がされている校区が、上水道管では12校区、都市ガス管では3校区存在するものの、ほとんどの校区で即

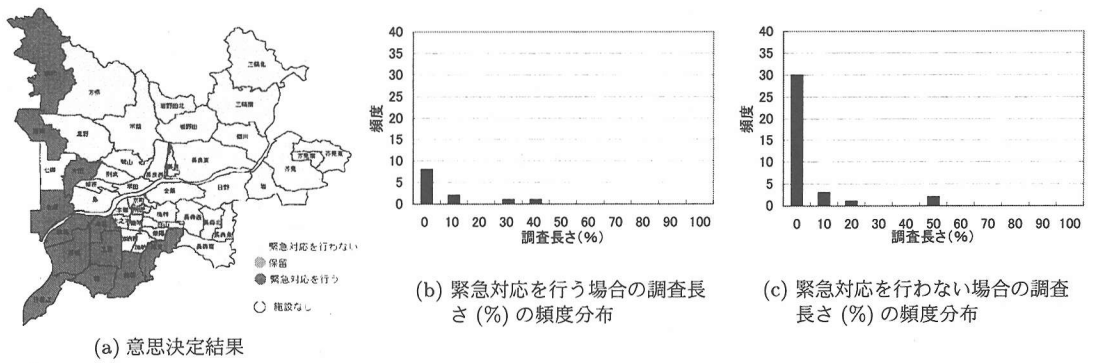


図-12 関ヶ原-養老断層系を想定した場合の上水道管に関する意思決定

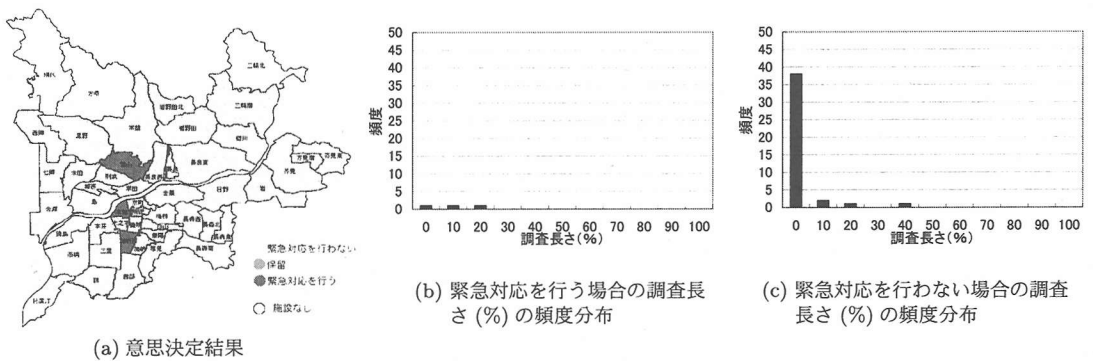


図-13 関ヶ原-養老断層系を想定した場合の都市ガス管に関する意思決定

時対応基準 (式 (23)) が満たされ、「緊急対応を行わない」という決定が調査開始前に下されている。岐阜一宮線を想定した場合は、図-14 および図-15 に示すように、「緊急対応を行う」という決定がされている校区が、上水道管では 36 校区、都市ガス管では 14 校区となっている。また、上水道管では 27 校区が調査開始前に「緊急対応を行う」、都市ガス管では 24 校区が調査開始前に「緊急対応を行わない」と決定する即時対応基準が満たされていることを示している。

## 8. 結論

様々なリアルタイム地震防災システムが開発され稼動している現在においても、被害の即時推定における不確定性を完全に無くすることが不可能である以上、即時対応はある種の「賭け」である。一方、確認被害に基づく従来型の対応では、意思決定に至るまでの時間がかかり過ぎ、緊急対応が遅れる原因となる。

こうしたギャップを埋めることを目的として、本研究では、被害発生率に関する即時推定を確認情報の蓄積に応じて逐次更新し、被害の全体像を概略推定するとともに、逐次確率比検定により判断を下すタイミングを検討する意思決定の方法論を提案した。意思決定

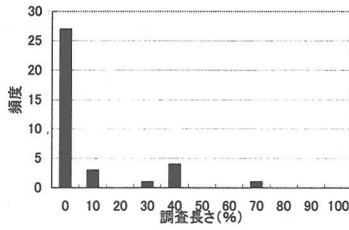
に至る手続きの流れを再度整理すると、以下のようになる。

- (1) 被害発生率の事前分布を規定する平均値  $\mu_\lambda$  と標準偏差  $\sigma_\lambda$  もしくは変動係数  $\delta_\lambda$  を設定し、式 (11) および式 (12) により  $n_0'$  と  $L_0'$  を定める。
- (2) 意思決定のための被害発生率の閾値 ( $\lambda_0$  と  $\lambda_1$ ) および判断の許容誤り確率 ( $\alpha$  と  $\beta$ ) を設定する。
- (3) 以上のパラメータより、即時対応基準 (式 (22) または式 (23)) が満たされるかどうか判定し、満たされた場合にはその対応基準に従ってリアルタイムに行動する。
- (4) 即時対応基準が満たされなかった場合には被害調査を開始し、調査済み長さ  $L_0$  と被害確認数  $n_0$  を用いて、被害箇所数の確率分布 (式 (15)) およびその平均値 (式 (16)) と標準偏差 (式 (17)) を求めて、被害箇所数の概数把握を行う。
- (5)  $L_0$  に対する  $n_0$  の条件式 (20) をチェックしながら、上限を破った時点で緊急対応を行い、下限を破った時点で緊急対応を行わない、という判断を下す。

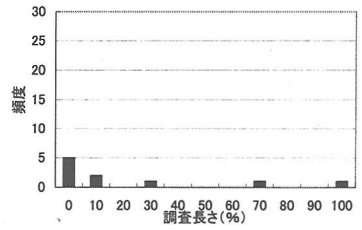
以上の手続きの数値計算例として、仮想的な被災パターンによる意思決定過程の事例を示し、事前分布と



(a) 意思決定結果



(b) 緊急対応を行う場合の調査長さ (%) の頻度分布

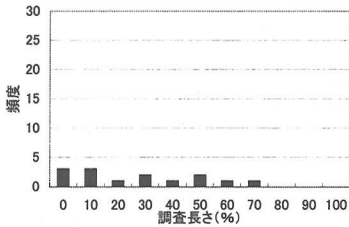


(c) 緊急対応を行わない場合の調査長さ (%) の頻度分布

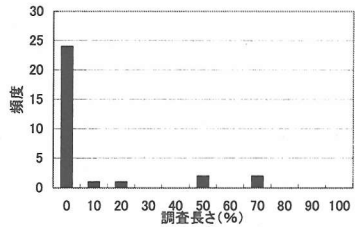
図-14 岐阜—宮線を想定した場合の上水道管に関する意思決定



(a) 意思決定結果



(b) 緊急対応を行う場合の調査長さ (%) の頻度分布



(c) 緊急対応を行わない場合の調査長さ (%) の頻度分布

図-15 岐阜—宮線を想定した場合の都市ガス管に関する意思決定

許容誤り確率が意思決定過程に及ぼす影響に関する考察を行った。また、岐阜市における地震時緊急対応のケーススタディーとして、関ヶ原—養老断層系と岐阜—宮線の2ケースを想定して、岐阜市内の上水道管および都市ガス管の意思決定過程のシミュレーションを行った。その結果、調査に着手することなく即時的に緊急対応を行う場合と行わない場合、ある程度の被害調査を経て緊急対応を行う場合と行わない場合、全調査が終了してもなお意思決定が保留される場合、といったあらゆる状況が網羅的にシミュレートされていることを確認した。

ここに示したケース・スタディーでは、地震直後の被害予測が実際の被災状況と大きく異なる場合を想定したが、両者の乖離度合いが大きければ、即時対応の誤判断確率は大きくなるばかりでなく、観測更新による推定精度の向上に多くの時間を要することになる。従って、高精度な地震動強度予測手法および被害関数の構築が急務であることは、論を待たない。

本研究で提案した基礎的モデルをより実用的なモデルに発展させるには、被害発生率を一樣とみなせるようなエリア分割方法や、種々のパラメータの合理的な設定方法など、検討を要する問題が多く残されているため、今後の課題としたい。

## 付録

3. において示した式(6)(9)(10)は、被害発生率の逐次推定を介することなく、直接的に誘導可能である。ここではその方法について補足説明しておく。

仮定より、全長 $L_T$ にわたる被害の発生は一樣ランダムであるから、調査済み長さ $L_0$ の中に、 $N_T$ 箇所の被害のうち $n_0$ 箇所が発生している確率は、 $N_T$ および確率 $\frac{L_0}{L_T}$ をパラメータとする二項分布で表される。

$$P(n_0|L_T, L_0, N_T) = \binom{N_T}{n_0} \left(\frac{L_0}{L_T}\right)^{n_0} \left(1 - \frac{L_0}{L_T}\right)^{N_T - n_0} \quad (27)$$

式(27)は被害箇所数 $N_T$ の尤度関数となるから、調査開始前の段階において、 $N_T$ の事前分布として一樣分布を仮定すると、長さ $L_0$ の調査で $n_0$ の被害箇所が確認された後の $N_T$ の事後分布は、

$$\begin{aligned} P(N_T|L_T, L_0, n_0) &= \frac{P(n_0|L_T, L_0, N_T)}{\sum_{N_T=n_0}^{\infty} P(n_0|L_T, L_0, N_T)} \\ &= \binom{N_T}{n_0} \left(\frac{L_0}{L_T}\right)^{n_0+1} \left(1 - \frac{L_0}{L_T}\right)^{N_T - n_0} \quad (28) \end{aligned}$$

のように負の二項分布となる。これより、全長  $L_T$  における被害箇所数  $N_T$  の平均値と標準偏差を求めると、式 (9)(10) と同様の結果が得られる。

また、式 (28) において、 $L_T = L_0 + L$  および  $N_T = n_0 + n$  の関係を用いれば、長さ  $L$  の構造物の被害箇所数が  $n$  となる確率の確率分布を表わす式 (6) を導くことができる。

#### 参考文献

- 1) 池田謙一：認知科学選書 9 緊急時の情報処理，東京大学出版会，1986年2月。
- 2) 上田泰：個人と集団の意思決定 一人間の情報処理と判断ヒューリスティクス，文眞堂，1997年9月。
- 3) 山崎文雄：リアルタイム地震防災システムの現状と展望，土木学会論文集，No.577，pp.1-16，1997年10月。
- 4) 土木学会地震工学委員会リアルタイム地震防災研究小委員会：第1回リアルタイム地震防災シンポジウムーリアルタイム地震防災の現状と今後ー，土木学会，1999年1月。
- 5) 佐々淳行：完本 危機管理のノウハウ，PART 1 信頼されるリーダーの条件，文藝春秋，pp.15-180，1991年11月。
- 6) Ang, A. H-S and Tang, W. H. (伊藤學，亀田弘行共訳)：土木・建築のための確率・統計の基礎，丸善，1977年。
- 7) 三根久，河合一：信頼性・保全性の数理，朝倉書店，pp.70-89，1982年。
- 8) 山崎文雄，松岡昌志，小川直樹，長谷川弘忠，青木久：上空および人工衛星からのリモートセンシング被害把握技術，第10回日本地震工学シンポジウム，pp.221-226，1998年11月。
- 9) 建設省土木研究所 耐震技術センター防災技術課：震災対策体制のパフォーマンス評価手法に関する基礎的研究，土木研究所資料第3587号，1998年6月。
- 10) Nojima, N. and Sugito, M. : Bayes Decision Procedure Model for Post-Earthquake Emergency Response, *Proc. of the 5th U.S. Conference on Lifeline Earthquake Engineering*, TCLEE/ASCE Monograph No.16, Seattle, WA, USA, pp.217-226, August, 1999.
- 11) 繁樹算男：ベイズ統計入門，東京大学出版会，1985年4月。
- 12) 鈴木雪夫，国友直人編：ベイズ統計学とその応用，東京大学出版会，1989年6月。
- 13) Benjamin, J. R. : Probabilistic Models for Seismic Force Design, *Proc. of ASCE*, Vol.94, No.ST5, pp.1175-1196, May, 1968.
- 14) 亀田弘行：地震危険度の解析における歴史地震資料の評価について，土木学会論文報告集，第273号，pp.135-138，1978年5月。
- 15) 花安繁郎：災害頻度率の変動を考慮した労働災害の発生特性に関する研究，土木学会論文集，No.498/VI-24，pp.115-124，1994年9月。
- 16) 中村孝明，水谷守：Bayesian 統計理論による防波堤ケーソンの摩擦係数の推定，海岸工学論文集，第42巻，pp.871-875，1996年5月。
- 17) Sharma, K. K. and Bhutani, R. K. : Bayesian Reliability Analysis of a Parallel System, *Reliability Engineering and System Safety*, Vol.37, pp.227-230, 1992.
- 18) 能島暢呂，杉戸真太：被害発生率指標の不確定性を考慮したシステム信頼性解析，JCOSAR2000 (第4回構造物の安全性・信頼性に関する国内シンポジウム) 論文集，26-A，pp.217-224，2000年11月。
- 19) 香川敬生：断層震源と実観測震度を用いた即時地震動分布の推定，第1回リアルタイム地震防災シンポジウム，土木学会，pp.71-76，1999年1月。
- 20) 清野純史，土岐憲三：リアルタイム地震被害推定のための観測更新について，第1回リアルタイム地震防災シンポジウム，土木学会，pp.95-100，1999年1月。
- 21) 太田裕：地震被害調査の合理化戦略に関わる基礎理論の展開 (1)ーモデル化の考え方と簡単なシミュレーションー，科学的情報収集体制に関する調査研究，川崎市，pp.1-31，1995年。
- 22) 岐阜市：平成9年度岐阜市防災アセスメント調査報告書，1998年3月。

(2000.7.21 受付)

## DECISION SUPPORT MODEL FOR POST-EARTHQUAKE EMERGENCY MANAGEMENT BASED ON SEQUENTIAL DATA PROCESSING OF DAMAGE INFORMATION

Nobuoto NOJIMA, Masata SUGITO and Nobuharu KANAZAWA

This study presents a method of sequential data processing of seismic damage information for rapid and appropriate decision making in post-earthquake emergency management. First, a real-time estimation of damage rate is conducted using seismic intensity information and fragility relations, providing a prior distribution of damage rate. Next, according to reported damage information, the distribution of damage rate is updated using Bayesian approach in a sequential manner. A technique of SPRT (sequential probability ratio test) is then applied to judge when to make a decision of emergency response. Numerical examples are shown using hypothetical and existing lifeline systems.