

地震動情報と実被害情報の統合処理による 緊急対応支援の数理モデル

能島 暢呂¹・杉戸 真太²・金澤 伸治³

¹ 正会員 博士(工学) 岐阜大学助教授 工学部社会基盤工学科 (〒501-1193 岐阜市柳戸1-1)

² 正会員 工学博士 岐阜大学教授 流域圏科学研究センター(同上)

³ 正会員 修士(工学) パブリックコンサルタンツ(株) (〒060-0005 札幌市中央区北5条西6-1-23)

地震直後の種々な緊急対応は、迅速性と正確性が要求されるものであり、不確実性下における意思決定問題と解釈することができる。本研究では、地震動情報に基づく早期被害推定と実被害情報の統合処理によって、推定結果を逐次更新し、被害の早期把握と迅速・正確な緊急対応を支援する数理モデルを提案した。その基本的アルゴリズムはベイズ確率の方法に基づき、実被害情報が取り込まれるごとに、被害を規定する母数(被害確率)と被害箇所数の推定値を逐次更新するものである。所定の被災レベルを超過した場合に緊急対応を発動するために、逐次確率比検定(SPRT)の手法に基づいて、逐次決定過程をモデル化した。1995年兵庫県南部地震における被災地域を対象としたシミュレーションを行い、提案モデルの適用性を検証した。

Key Words : *post-earthquake emergency, real-time damage estimation, synthetic data processing, Bayes' theorem, sequential decision process*

1. はじめに

わが国では、1995年兵庫県南部地震における初動体制の遅れが契機となって、被害の早期把握と迅速・正確な緊急対応の重要性が認識された。以来、地震直後の情報空白を埋め、緊急対応を支援することを目的として、行政やライフライン事業者により、種々の「リアルタイム地震防災システム」が構築されてきた^{1)~3)}。地震発生後の経過時間を横軸とし、被害推定のための「直接情報」か「間接情報」かを縦軸として、その多様な情報源を整理すると図-1に示ようになる⁴⁾。

巡回・目視などによる実被害情報は第I象限に位置づけられ、直接的な情報である反面、断片的な実被害情報から被害の全体像をつかむには長時間を要する。種々の地震動情報に基づく早期被害推定は第III象限に位置づけられ、間接的な情報ではあるが、即時的推定が可能である。ほかにも、ライフライン系のフロー監視に基づく実時間システム制御(第II象限)、他施設被害からの類推情報などの間接情報(第IV象限)、空撮映像や人工衛星画像といったリモートセンシング情報(第I~II象限)などがある。

地震後の緊急対応は、「不確実情報に基づく意思決定プロセス」といえる。意思決定者は「迅速性」と「正確性」が求められる中で、不適切な措置を取る誤判断(「空振り」に相当)と、必要な措置を取らずに終わる

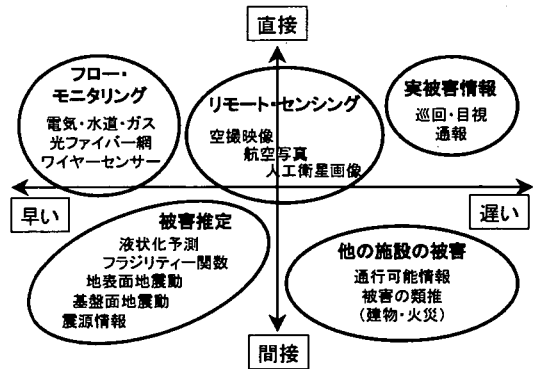


図-1 リアルタイム地震防災システムの情報源⁴⁾

誤判断(「見逃し」に相当)に伴う2重のリスクに直面する形となる。図-1のように多様な情報を活用することの目的は、不確実性を可能な限り低減して不適切な対応を回避することにある。

ここで、種々の情報源を相互補完的に活用すれば、「迅速性」と「正確性」とのバランスに配慮しつつ、合理的な意思決定が可能となると考えられる。そのためには何らかの支援システムが必要となるが、その実現に向けての第一歩として、意思決定プロセスを数理モデルで記述することが重要である。同時に、緊急対応行動がどのようなルールに従って発動されるのか、その意思決定基準を明確化することが求められる。

こうした観点から著者らは、「被害情報の統合処理」という基本理念のもとに、被害推定の手がかりとなる各種情報を統合的に処理して、緊急時意思決定を支援するための理論的枠組みを整備してきた⁴⁾。例えば、異種情報源からの地震動情報⁵⁾、地震動情報と実被害情報⁶⁾、地震動情報と人工衛星画像情報⁷⁾、などの統合処理モデルである。

このうち文献⁶⁾では、ネットワーク施設のような空間的広がりを持つ構造物に発生する二項被害（被害区分を被害の有・無の2ランクとしたもの）を取り扱った。しかし、「線的・面的施設の二項被害」というモデル制約により適用範囲が限定され、都市施設全般を対象とした意思決定支援モデルとするには至らなかった。

以上の背景のもとで本研究は、上記モデル⁶⁾の基本的概念を踏襲しつつ、次の二点において拡張を図り、汎用モデルとすることを狙いとした。

- (1) 建物被害や人的被害のように、可付番的な対象物を扱えるよう拡張すること。
- (2) 二項被害に加えて、多項被害（被害区分を3ランク以上としたもの）を扱えるよう拡張すること。

まず2.では、地震動情報と実被害情報の統合処理の概念と、提案モデルの手順について概説する。3.では、二項被害の場合の被害確率と被害箇所数の逐次推定手法を定式化し、これを4.で多項被害の場合に拡張する。さらに5.では、被害確率の逐次確率比検定に基づく逐次決定過程の定式化について説明する。6.では、提案モデルを用いたケーススタディーを示す。

2. 地震動情報と実被害情報の統合処理による被害推定の逐次更新の概念

図-2は、地震動情報と実被害情報の統合処理による被害推定の逐次更新と、これに基づく意思決定過程の概念図である。上部は実被害情報、下部は被害推定情報の流れに相当している。強震観測網により地震動強度情報が得られると、フラジリティー関数を介して被害推定が行われる。本研究ではこれをベイズ確率の方法における事前情報（「地震発生前」との混同を避けるため、調査開始前の「事前情報」を「即時情報」と表現する）として扱う。つまり、図中に示したように、時々刻々と入手される被害の確認情報を用いて初期の推定結果を逐次更新し、被害の全体像を概略推定するとともに、意思決定に役立てることを狙いとしている。その基本的理念は、現場計測で得られた観測データを逐次処理し、設計・施工の軌道修正を行う「情報化施工」⁸⁾に通じるものである。具体的手順を図-2に沿って説明する。

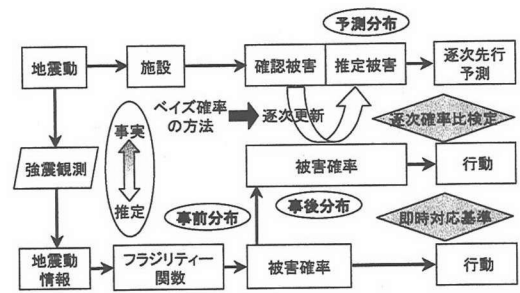


図-2 地震動情報と実被害情報の統合処理による意思決定

- (1) 地震動強度情報とフラジリティー関数に基づいて、被害を規定する母数である被害確率の確率分布とその代表値（平均値と標準偏差）を求め、これを即時情報とする。
- (2) 実被害情報が確認されるごとに、ベイズ確率の方法^{9),10)}により、被害確率の確率分布を事後分布に逐次更新し、その代表値（平均値と標準偏差）を求める。
- (3) 求められた被害確率の事後分布を未調査部分に適用し、被害箇所数の予測分布⁹⁾（母数含まず観測データのみをパラメータとした未観測値の確率分布）を求める。その代表値（平均値と標準偏差）によって被害の全体像を逐次先行予測する。
- (4) 被害推定の逐次更新のプロセスにおいて、被害確率が所定の閾値を超過したと判断できる場合に、緊急対応の意思決定を行う。そのルールは、被害確率の確率分布に逐次確率比検定¹¹⁾を適用して導かれた、逐次決定過程に従うものである。
- (5) なお、地震動強度が極端に大きく（小さく）、実被害情報を入手するまでもなく被害が大きい（小さい）と推定される場合は、「即時対応基準」を適用し、直ちに緊急対応の意思決定を行う。

前論文⁶⁾では、空間的広がりを持つ構造物を対象としたため、被害を規定する母数を被害発生率（単位長あたり期待被害箇所数）としたのに対し、ここでは可付番的な構造物を対象とするため、構造物個体ごとの「被害確率」を母数として定式化を展開している。本論文の3.と4.は、前論文⁶⁾の3.に対応させて記述している。このうち4.(3)は、本論文3.と4.を通じての一般化表現となっており、そこに至るまでの部分は誘導過程とみてよい。また本論文の5.は前論文⁶⁾の4.に対応させて記述している。

なお本研究で用いた記号 $(\overset{\circ}{b})$ は、組み合わせ記号 aC_b を非負実数 a, b に拡張した表現で、 $\frac{\Gamma(a+1)}{\Gamma(b+1)\Gamma(a-b+1)}$ を意味する。

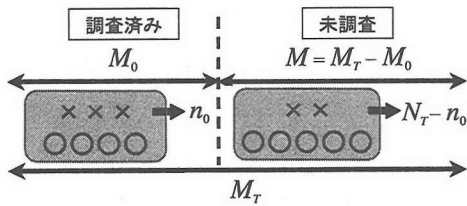


図-3 確認被害と推定被害の関係(二項被害)

3. 被害確率と被害箇所数の逐次推定手法の定式化(二項被害の場合)

図-3に示すように、全要素数 M_T の構造物群において、被害が独立・一様・ランダムに発生すると仮定する。被害の程度が有無(図中の○×)のみで区別され、被害発生数 n が被害確率 p の二項分布に従うものとする。このうち一部の要素 M_0 を調査したところ、 n_0 箇所の被害が明らかになったとして、要素の被害確率 p と被害の全貌(総被害発生数 N_T)を逐次推定する問題を考える。

(1) 被害確率の最尤推定量を用いる場合

被害確率の最尤推定量は、 $\hat{p} = \frac{n_0}{M_0}$ となるから、被害発生数が確率 \hat{p} の二項分布に従うと考え、総被害発生数 N_T の平均値 μ_{N_T} と標準偏差 σ_{N_T} は、以下のようになる。

$$\mu_{N_T} = n_0 + \hat{p}(M_T - M_0) = \frac{M_T}{M_0} n_0 \quad (1)$$

$$\sigma_{N_T} = \frac{\sqrt{(M_T - M_0)(M_0 - n_0)n_0}}{M_0} \quad (2)$$

この場合、即時情報となる地震動強度情報を活用することができない。また、被害確率の最尤推定量は点推定量であるから、被害情報の入手に応じて推定値が著しく変動し、不安定な傾向を示すこととなる⁶⁾。

(2) ベイズ確率の方法を用いる場合(即時情報なし)

未知母数である被害確率 p を確率変数と考え、ベイズ確率の方法を適用し、被害情報の入手に応じて p の確率分布を逐次更新することを考える。いま、 M 個の要素における被害発生数 n が二項分布に従うと仮定しているので、ベイズ更新過程における尤度関数は次式で表わされる。

$$P(n|M, p) = \binom{M}{n} p^n (1-p)^{M-n} \quad (3)$$

被害確率に関して手がかりがない場合、 p の事前分布を一様分布と仮定でき⁹⁾、 n_0 箇所の被害情報が得られた後の p の事後分布は、ベータ分布で与えられる⁹⁾。

$$f_P(p|M_0, n_0) = \frac{(M_0 + 1)!}{n_0!(M_0 - n_0)!} p^{n_0} (1-p)^{M_0 - n_0} \quad (4)$$

p の平均値 μ_p と標準偏差 σ_p は次式となる。

$$\mu_p = \frac{n_0 + 1}{M_0 + 2} \quad (5)$$

$$\sigma_p = \sqrt{\frac{(M_0 - n_0 + 1)(n_0 + 1)}{(M_0 + 2)^2(M_0 + 3)}} \quad (6)$$

要素数 M の構造物群の被害発生数が n となる確率の確率関数(予測分布)は、式(3)と式(4)の混合分布として、ベータ二項分布で与えられる(付録I参照)。

$$P(n|M, M_0, n_0) = \int_0^1 P(n|M, p) f_P(p|M_0, n_0) dp = \frac{\binom{n+n_0}{n} \binom{M+M_0-n-n_0}{M-n}}{\binom{M+M_0+1}{M}} \quad (7)$$

この確率関数の平均値 μ_N および標準偏差 σ_N は、式(5)(6)を用いて、次式で与えられる。

$$\mu_N = \mu_p M \quad (8)$$

$$\sigma_N = \sigma_p \sqrt{M(M + M_0 + 2)} \quad (9)$$

従って、 M_T のうち M_0 だけ調査が済んで n_0 箇所の被害が確認された段階で、残る $M = M_T - M_0$ における被害発生数を推定し、全要素 M_T における総被害発生数 N_T を逐次推定する場合には、式(5)(6)を用いて、次式で与えられる。

$$\mu_{N_T} = n_0 + \mu_p(M_T - M_0) \quad (10)$$

$$\sigma_{N_T} = \sigma_p \sqrt{(M_T - M_0)(M_T + 2)} \quad (11)$$

(3) ベイズ確率の方法を用いる場合(即時情報あり)

地震直後にリアルタイムに得られる地震動強度情報と fragility 関数に基づいて被害確率 p の即時推定が行われ、その平均値 μ_p と標準偏差 σ_p が与えられると仮定する。このとき、被害確率 p の共役事前分布として上述のベータ分布を適用し、確率分布の二次までのモーメントを適合させるモーメント法¹²⁾を用いると、式(5)(6)より M'_0 および n'_0 は次式となる。

$$M'_0 = \frac{\mu_p(1 - \mu_p)}{\sigma_p^2} - 3 \quad (12)$$

$$n'_0 = \mu_p \left\{ \frac{\mu_p(1 - \mu_p)}{\sigma_p^2} - 1 \right\} - 1 \quad (13)$$

従って、即時推定による被害確率の事前分布は、「 M'_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、 M'_0 と n'_0 (いずれも一般に非整数)は「仮設的事前標本¹⁰⁾」と呼ばれる。これより、調査開始前の事前分布をベータ分布

$$f_P(p|M'_0, n'_0) = \frac{\Gamma(M'_0 + 2)}{\Gamma(n'_0 + 1)\Gamma(M'_0 - n'_0 + 1)} p^{n'_0} (1-p)^{M'_0 - n'_0} \quad (14)$$

とすれば、 p の事後分布は次式で与えられる。

$$f'_P(p|M_0, M'_0, n_0, n'_0) = \frac{\Gamma(M_0 + M'_0 + 2)}{\Gamma(n_0 + n'_0 + 1)\Gamma(M_0 + M'_0 - n_0 - n'_0 + 1)} \cdot \frac{p^{n_0+n'_0}(1-p)^{M_0+M'_0-n_0-n'_0}}{(15)}$$

p の平均値 μ'_p と標準偏差 σ'_p は次式となる。

$$\mu'_p = \frac{n_0 + n'_0 + 1}{M_0 + M'_0 + 2} \quad (16)$$

$$\sigma'_p = \sqrt{\frac{(M_0 + M'_0 - n_0 - n'_0 + 1)(n_0 + n'_0 + 1)}{(M_0 + M'_0 + 2)^2(M_0 + M'_0 + 3)}} \quad (17)$$

要素数 M の構造物群の被害発生数が n となる確率の確率関数 (予測分布) は、式 (7) と同様にベータ二項分布となる。

$$P'(n|M, M_0, M'_0, n_0, n'_0) = \int_0^1 P(n|M, p) f'_P(p|M_0, M'_0, n_0, n'_0) dp = \frac{\binom{n+n_0+n'_0}{n} \binom{M+M_0+M'_0-n-n_0-n'_0}{M-n}}{\binom{M+M_0+M'_0+1}{M}} \quad (18)$$

総被害発生数 N_T の平均値 μ'_{N_T} と標準偏差 σ'_{N_T} は、式 (16)(17) を用いて次式で与えられる。

$$\mu'_{N_T} = n_0 + \mu'_p(M_T - M_0) \quad (19)$$

$$\sigma'_{N_T} = \sigma'_p \sqrt{(M_T - M_0)(M_T + M'_0 + 2)} \quad (20)$$

4. 被害確率と被害箇所数の逐次推定手法の定式化 (多項被害への拡張)

3. では被害の発生の有無のみを扱ったが、ここでは、被害の程度が K 段階に区分される場合に拡張する。例えば $K=3$ として、被害ランクの大きい順に番号を割り振れば、 $k=1$:大被害、 $k=2$:小被害、 $k=3$:無被害、の3段階を考慮することができる。

要素数 M の構造物群において、被害区分 k ($k=1, \dots, K$) の発生数 n_k が、発生確率 p_k の多項分布

$$P(\mathbf{n}|\mathbf{p}) = M! \prod_{k=1}^K \frac{p_k^{n_k}}{n_k!} \quad (21)$$

に従うものとする。ただし、 \mathbf{n} , \mathbf{p} は次式で表わされるベクトルである。

$$\mathbf{n} = \{n_1, \dots, n_K\}, \quad \sum_{k=1}^K n_k = M, \quad n_k \geq 0 \quad (22)$$

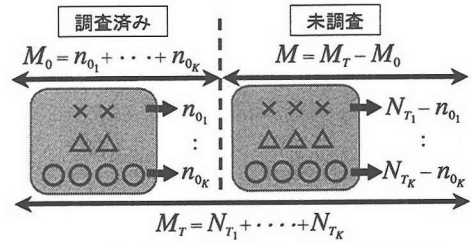


図-4 確認被害と推定被害の関係 (多項被害)

$$\mathbf{p} = \{p_1, \dots, p_K\}, \quad \sum_{k=1}^K p_k = 1, \quad p_k \geq 0 \quad (23)$$

ここで図-4に示すように、全要素数 M_T の構造物群の一部の要素 M_0 を調査したところ、被害発生数の内訳が n_{0k} 箇所 ($k=1, \dots, K$) であったとして、要素の被害確率 p_k と被害の全貌 (総被害発生数 N_{T_k}) を逐次推定する問題を考える。

(1) 被害確率の最尤推定量を用いる場合

被害確率の最尤推定量は、 $\hat{p}_k = \frac{n_{0k}}{M_0}$ となるから、被害発生数が確率 \hat{p}_k の多項分布に従うと考えると、総被害発生数 N_{T_k} の平均値 $\mu_{N_{T_k}}$ と標準偏差 $\sigma_{N_{T_k}}$ は以下のようなになる。

$$\mu_{N_{T_k}} = n_{0k} + \hat{p}_k(M_T - M_0) = \frac{M_T}{M_0} n_{0k} \quad (24)$$

$$\sigma_{N_{T_k}} = \frac{\sqrt{(M_T - M_0)(M_0 - n_{0k})n_{0k}}}{M_0} \quad (25)$$

(2) ベイズ確率の方法を用いる場合 (即時情報なし)

被害情報の入手に応じてベイズ確率の方法を適用し、被害確率 \mathbf{p} の確率分布を逐次更新する。いま、被害発生数が多項分布に従うと仮定しているのので、ベイズ更新過程における尤度関数は式 (21) で表わされる。被害確率に関する手がかりがない場合、 \mathbf{p} の事前分布は一様分布と仮定できる⁹⁾ ので、 n_{0k} 箇所の被害情報が得られた後の \mathbf{p} の事後分布は、次式で表わされるディリクレ分布¹³⁾ で与えられる。

$$f_P(\mathbf{p}|\mathbf{M}_0, \mathbf{n}_0) = (M_0 + K - 1)! \prod_{k=1}^K \frac{p_k^{n_{0k}}}{n_{0k}!} \quad (26)$$

\mathbf{p}_k の平均値 μ_{p_k} と標準偏差 σ_{p_k} は次式となる。

$$\mu_{p_k} = \frac{n_{0k} + 1}{M_0 + K} \quad (27)$$

$$\sigma_{p_k} = \sqrt{\frac{(M_0 - n_{0k} + K - 1)(n_{0k} + 1)}{(M_0 + K)^2(M_0 + K + 1)}} \quad (28)$$

これは、変数 p_k の周辺分布が次式のベータ分布となること¹⁴⁾から導かれる結果と一致する。

$$f_P(p_k|M_0, n_0) = \frac{(M_0 + K - 1)!}{n_{0k}!(M_0 - n_{0k} + K - 2)!} \cdot \frac{p_k^{n_{0k}}(1 - p_k)^{M_0 - n_{0k} + K - 2}}{p_k^{n_{0k}}(1 - p_k)^{M_0 - n_{0k} + K - 2}} \quad (29)$$

要素数 M のうち被害発生数が n となる確率の予測分布は、式 (21) と式 (26) の混合分布として、ディリクレ多項分布となる (付録 II 参照)。

$$\begin{aligned} P(n|M, M_0, n_0) &= \int_D P(n|M, \mathbf{p}) f_P(\mathbf{p}|M_0, \mathbf{n}_0) d\mathbf{p} \\ &= \frac{\prod_{k=1}^K \binom{n_k + n_{0k}}{n_k}}{\binom{M + M_0 + K - 1}{M}} \quad (30) \end{aligned}$$

ただし積分領域の記号 D は、式 (23) を満たす K 次元空間でのディリクレ積分であることを示す。総被害発生数 N_{T_k} の平均値 $\mu_{N_{T_k}}$ と標準偏差 $\sigma_{N_{T_k}}$ は、式 (27)(28) を用いて次式で与えられる。

$$\mu_{N_{T_k}} = n_{0k} + \mu_{p_k}(M_T - M_0) \quad (31)$$

$$\sigma_{N_{T_k}} = \sigma_{p_k} \sqrt{(M_T - M_0)(M_T + K)} \quad (32)$$

変数 p_i と p_j の相関係数 r_{ij} は次式のようになる。

$$r_{ij} = -\sqrt{\frac{(n_{0i} + 1)(n_{0j} + 1)}{(M_0 - n_{0i} + K - 1)(M_0 - n_{0j} + K - 1)}} \quad (33)$$

$K = 2$ の場合には $r_{ij} = -1$ で完全負相関となる。

(3) ベイズ確率の方法を用いる場合 (即時情報あり)

3.(3) と同様に被害確率の即時推定が行われる場合を考え、被害確率 \mathbf{p} の共役事前分布としてディリクレ分布を用いる。 K 個の被災区分を考慮した場合、ディリクレ分布を規定する独立なパラメータは K 個である。従って、あわせて $2K$ 個となる平均値と標準偏差を独立に与えることができず、確率分布の共分散構造を完全には説明できない。しかし本研究では、逐次更新により分布形が変化しない共役分布のメリットを優先し、ディリクレ分布を採用することとした。

まず代表的被災区分 k^* を選んで、その発生確率の平均値 $\mu_{p_{k^*}}$ と標準偏差 $\sigma_{p_{k^*}}$ から、

$$M'_0 = \frac{\mu_{p_{k^*}}(1 - \mu_{p_{k^*}})}{\sigma_{p_{k^*}}^2} - K - 1 \quad (34)$$

を求めた後、各被災区分の被害確率の平均値 μ_{p_k} に基づいて、 n'_{0k} を次式により求める。

$$n'_{0k} = \mu_{p_k}(M'_0 + K) - 1 \quad (35)$$

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、「 M'_0 あたり n'_0 箇所の被害が確認された」とい

う情報 (仮設の事前標本) を得たことと等価であると解釈される。一般に M'_0 および n'_0 は非整数で、 $n'_{0k} \geq -1$ を満たす。調査開始前の事前分布をディリクレ分布

$$f_P(\mathbf{p}|M'_0, \mathbf{n}'_0) = \Gamma(M'_0 + K) \prod_{k=1}^K \frac{p_k^{n'_{0k}}}{\Gamma(n'_{0k} + 1)} \quad (36)$$

とすれば、 \mathbf{p} の事後分布は次式で与えられる。

$$\begin{aligned} f'_P(\mathbf{p}|M_0, M'_0, \mathbf{n}_0, \mathbf{n}'_0) &= \Gamma(M_0 + M'_0 + K) \prod_{k=1}^K \frac{p_k^{n_{0k} + n'_{0k}}}{\Gamma(n_{0k} + n'_{0k} + 1)} \quad (37) \end{aligned}$$

この確率密度関数において、変数 p_k の平均値 μ_{p_k} および標準偏差 σ_{p_k} は、次式で与えられる。

$$\mu'_{p_k} = \frac{n_{0k} + n'_{0k} + 1}{M_0 + M'_0 + K} \quad (38)$$

$$\sigma'_{p_k} = \sqrt{\frac{(M_0 + M'_0 - n_{0k} - n'_{0k} + K - 1)(n_{0k} + n'_{0k} + 1)}{(M_0 + M'_0 + K)^2(M_0 + M'_0 + K + 1)}} \quad (39)$$

また式 (37) より、変数 p_k の周辺確率密度関数は次式のようにベータ分布となる。

$$\begin{aligned} f'_P(p_k|M_0, M'_0, \mathbf{n}_0, \mathbf{n}'_0) &= \frac{\Gamma(M_0 + M'_0 + K)}{\Gamma(n_{0k} + n'_{0k} + 1)\Gamma(M_0 + M'_0 - n_{0k} - n'_{0k} + K - 1)} \\ &\cdot \frac{p_k^{n_{0k} + n'_{0k}}(1 - p_k)^{M_0 + M'_0 - n_{0k} - n'_{0k} + K - 2}}{p_k^{n_{0k} + n'_{0k}}(1 - p_k)^{M_0 + M'_0 - n_{0k} - n'_{0k} + K - 2}} \quad (40) \end{aligned}$$

要素数 M のうち被害発生数が n となる確率の予測分布は、式 (21) と式 (37) の混合分布として、式 (30) と同様にディリクレ多項分布となる。

$$\begin{aligned} P(n|M, M_0, M'_0, \mathbf{n}_0, \mathbf{n}'_0) &= \int_D P(n|M, \mathbf{p}) f'_P(\mathbf{p}|M_0, M'_0, \mathbf{n}_0, \mathbf{n}'_0) d\mathbf{p} \\ &= \frac{\prod_{k=1}^K \binom{n_k + n_{0k} + n'_{0k}}{n_k}}{\binom{M + M_0 + M'_0 + K - 1}{M}} \quad (41) \end{aligned}$$

総被害発生数 N_{T_k} の平均値 $\mu'_{N_{T_k}}$ と標準偏差 $\sigma'_{N_{T_k}}$ は、式 (38)(39) を用いて次式で与えられる。

$$\mu'_{N_{T_k}} = n_{0k} + \mu'_{p_k}(M_T - M_0) \quad (42)$$

$$\sigma'_{N_{T_k}} = \sigma'_{p_k} \sqrt{(M_T - M_0)(M_T + M'_0 + K)} \quad (43)$$

以上の議論において、被害の有無のみを扱った **3.** の場合と比較すると、 K 段階の被災区分に拡張した場合、尤度関数は二項分布から多項分布へ、事前・事後分布はベータ分布からディリクレ分布へ、予測分布はベータ二項分布からディリクレ多項分布となる。

5. 被害確率の逐次確率比検定による逐次決定過程の定式化

いま「被害確率が p_s 以下 (帰無仮説 H_0) であれば緊急対応を行わず, p_f 以上 (対立仮説 H_1) であれば緊急対応を行う ($p_s < p_f$)」という行動のルールを想定して, 被害情報が蓄積される過程における意思決定のタイミングについて考察する. このため Wald による逐次確率比検定 (SPRT)¹¹⁾ を導入し, 要素一つ一つについて被害の有無を調べる逐次検査を行い, 尤度比に基づく仮説検定を行うことを考える.

ここでは 4. で扱った多項被害のケースを用いて定式化するが, この場合, 逐次検査の対象を最も重度な被害 ($k = 1$) とするのが適当と考えられる. 従って, 以下に現れる式においては, n_0 は n_{01} を, n'_0 は n'_{01} をそれぞれ意味するものである. また $K=2$ とすると 3. で扱った二項被害のケースに相当する.

本研究で提案する逐次確率比検定の方法では, 調査済み要素数 M_0 の段階での被害確認数 n_0 に加えて, 事前分布を規定する「仮設的事前標本」のパラメータを M'_0 , n'_0 を考慮し, 式 (40) の周辺分布を用いて, 次式の尤度比 R_p を求める.

$$R_p = \left(\frac{p_f}{p_s}\right)^{n_0+n'_0} \left(\frac{1-p_f}{1-p_s}\right)^{M_0+M'_0-n_0-n'_0+K-2} \quad (44)$$

この値が次の不等式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 を採用する.

$$\frac{\beta}{1-\alpha} < R_p < \frac{1-\beta}{\alpha} \quad (45)$$

ここで α は仮説 H_0 が正しいのに棄却する誤り (第一種の誤り) を犯す確率 (生産者危険), β は仮説 H_0 が正しくないのに棄却しない誤り (第二種の誤り) を犯す確率 (消費者危険) である. 式 (44)(45) を整理すると, M_0 に対する n_0 の次の条件式が得られる.

$$\frac{(M_0 + M'_0 + K - 2) \log \frac{1-p_s}{1-p_f} + \log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log \frac{p_f(1-p_s)}{p_s(1-p_f)}} - n'_0 < n_0 < \frac{(M_0 + M'_0 + K - 2) \log \frac{1-p_s}{1-p_f} + \log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{p_f(1-p_s)}{p_s(1-p_f)}} - n'_0 \quad (46)$$

以上の逐次確率比検定によりモデル化される逐次決定過程の概念図を図-5 に示す. 横軸の調査済み要素数 M_0 に対して発見された被害棟数 n_0 を縦軸としてプロットすると, 調査の進捗は不規則なステップ形状を描く破線で表わされる. 一方, 式 (46) の上下限は, 調査要素数 M_0 に関する 1 次式となっているので, 並行な 2 直線で表わされる. 破線が上側・下側の直線

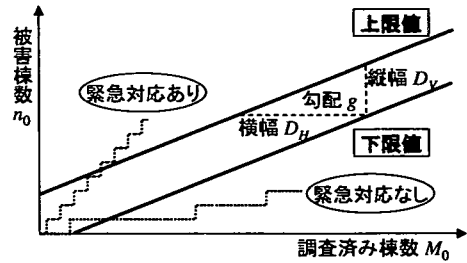


図-5 逐次確率比検定を用いた逐次決定過程

を横切った場合に, それぞれ「緊急対応あり」「緊急対応あり」と判断される. 2 直線の勾配 g と, 両直線に挟まれた部分の縦幅 D_V , 横幅 D_H は, それぞれ次式のようなになる.

$$\left. \begin{aligned} g &= \frac{\log \frac{1-p_s}{1-p_f}}{\log \frac{p_f(1-p_s)}{p_s(1-p_f)}} \\ D_V &= \frac{\log \frac{(1-\beta)(1-\alpha)}{\alpha\beta}}{\log \frac{p_f(1-p_s)}{p_s(1-p_f)}} \\ D_H &= \frac{\log \frac{(1-\beta)(1-\alpha)}{\log \frac{1-p_s}{1-p_f}}}{\log \frac{1-p_s}{1-p_f}} \end{aligned} \right\} \quad (47)$$

ここで, パラメータ M'_0 と n'_0 は, 式 (46) の上下限値を次式の n^* だけ下方にシフトさせる働きをする.

$$n^* = n'_0 - M'_0 \frac{\log \frac{1-p_s}{1-p_f}}{\log \frac{p_f(1-p_s)}{p_s(1-p_f)}} \quad (48)$$

その結果, 調査開始前 ($M_0 = 0$) の時点で既に条件式 (46) が満たされない場合は, 即座に意思決定してよいと判断される. その条件を M'_0 に対する n'_0 の条件式で表わすと, 以下のようなになる.

緊急対応あり:

$$n'_0 > \frac{(M'_0 + K - 2) \log \frac{1-p_s}{1-p_f} + \log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{p_f(1-p_s)}{p_s(1-p_f)}} \quad (49)$$

緊急対応なし:

$$n'_0 < \frac{(M'_0 + K - 2) \log \frac{1-p_s}{1-p_f} + \log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log \frac{p_f(1-p_s)}{p_s(1-p_f)}} \quad (50)$$

これらの条件式は, 式 (36) の事前分布の不確定性と, 意思決定のための被害確率の閾値 (p_s と p_f) および許容誤り確率 (α と β) によって規定される「即時対応基準」である.

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個数 $\overline{M_V}$ は, 信頼性抜取検査の理論から導かれる解¹¹⁾ を参考にすると, 次式のように算出される.

$$\overline{M_V} = \begin{cases} \frac{(1-\alpha) \log \frac{1-\beta}{\alpha} + \alpha \log \frac{\beta}{1-\alpha}}{p_s \log \frac{p_s}{p_f} + (1-p_s) \log \frac{1-p_s}{1-p_f}} (1 + \xi_0) & (H_0 \text{ の下}) \\ \frac{\beta \log \frac{\beta}{1-\alpha} + (1-\beta) \log \frac{1-\beta}{\alpha}}{p_f \log \frac{p_f}{p_s} + (1-p_f) \log \frac{1-p_f}{1-p_s}} (1 - \xi_1) & (H_1 \text{ の下}) \end{cases} \quad (51)$$

ここで ξ_0 および ξ_1 は、即時情報 M'_0 および n'_0 による上下限値のシフトを表わす補正項で、式 (48) の n^* を用いて次式で表わされる。

$$\left. \begin{aligned} \xi_0 &= \frac{\log \frac{p_f(1-p_a)}{p_a(1-p_f)}}{-(K-2) \log \frac{1-p_a}{1-p_f} - \log \frac{\beta}{1-\alpha}} n^* \\ \xi_1 &= \frac{\log \frac{p_f(1-p_a)}{p_a(1-p_f)}}{(K-2) \log \frac{1-p_a}{1-p_f} + \log \frac{1-\beta}{\alpha}} n^* \end{aligned} \right\} (52)$$

なお、被害調査の過程において、 n_0 が式 (46) の上下限値と 2 度以上クロスする可能性があるが、上下限値を初めて破った時に意思決定が行われるものとする。

また本研究では意思決定の内容を「緊急対応のあり・なし」としたが、「緊急対応の優先度」や「支援物資の重点的配分」を規定する意思決定としての位置付けも可能である。被害確率の閾値 (p_a と p_f) は、こうした意思決定内容にあわせて設定すべきパラメータである。また許容誤り確率 (α と β) については、誤判断に伴う損失リスクを勘案して設定するのが望ましい。

6. 緊急時意思決定支援のケーススタディー

本章では、3.~5. で展開した方法論の適用例を示す。対象としたのは 1995 年兵庫県南部地震で大被害を受けた芦屋市であり、低層独立住宅の被害早期推定に基づいて、緊急対応の意思決定を行うことを模擬したシミュレーションのケーススタディーを示す。

(1) ケーススタディーの狙い

1995 年 1 月 17 日兵庫県南部地震の当日、気象庁は神戸市で震度 6 と発表したが、1 月 20 日、神戸市中央区と淡路島北部の各一部地域を震度 7 に修正した。さらに 2 月 7 日、神戸市須磨区から西宮市にかけての長さ約 20km、幅約 1km の帯状の地域と、宝塚市と淡路島北部の各一部地域を震度 7 と認定した¹⁵⁾。

対象とする芦屋市(総面積約 18.6km²、平成 2 年度国勢調査による人口約 87,500 人、世帯数約 32,400)では、死者 443 人、負傷者 3,175 人、全壊数 4,722 棟、半壊数 4,062 棟、全焼 11 棟の被害が生じた¹⁶⁾。いわゆる「震災の帯」に被害の多くが集中したが、その状況は防災機関にうまく伝達されず、事後対応が立ち遅れる結果となった。被害激甚地域をいち早く特定し、限りある人的・物的資源を集中投下すれば、被害を大きく軽減できた可能性がある。

以下のケーススタディーでは、こうした状況における緊急対応の意思決定を支援することを狙いとしている。震度情報と実被害情報の統合処理に基づいて、「緊急対応のあり・なし」を町単位で意思決定することを想定した。実際の緊急対応は行政単位で行われるものではないが、震度、被害状況、意思決定過程、

意思決定内容の地理的分布を集計・表示するうえで、妥当な単位と判断したものである。

(2) 対象地域における震度情報

即時情報となる震度情報については、以下の 2 ケースを想定し、芦屋市内の震度分布を設定した。

a) 市全域で同一の震度とみなす場合 (Case 1)

ここで想定しているのは、利用できる震度データが空間的に疎であり、観測震度を対象地域全域で均一に適用せざるを得ない場合である。

芦屋市近隣では、関西地震観測研究協議会が神戸市東灘区の本山第一小学校で強震観測を行っており、兵庫県南部地震の際には、計測震度 6.1 に相当する記録が観測された^{17),18)}。Case 1 では、この震度 6.1 を芦屋市全域の代表震度として採用した。

b) 詳細な震度分布が得られる場合 (Case 2)

ここで想定しているのは、震度情報の空間補間や高密度な強震観測網などによって、詳細な震度分布が即時的に推定される場合である。Case 2 では、芦屋市内の町単位で震度が得られる場合を考える。

ここで利用したデータは、山口・山崎¹⁷⁾によって建物被害率¹⁹⁾から逆算推定された広域震度分布である。図-6(a)に示すように、芦屋市内では 49 町で震度が求められており、震度 6 弱~7 の範囲となっている。市北部および臨海部に見られる空白部分は、低層独立住宅が少ないため震度が推定されなかった地域である。図-6(b)(c)(d)はそれぞれ、震度推定の根拠とされた低層独立住宅の棟数、全壊棟数、および全壊率である¹⁹⁾。

(3) 震度に基づく被害確率の平均値の算出

上記の震度分布を即時情報として、被害確率の平均値 μ_{pk} を規定する。ここでは山口・山崎¹⁷⁾による低層独立住宅のフラジリティー関数を用いる。被災区分は、全壊・半壊・一部損壊・無被害の 4 ランクとなっているが、本研究では「一部損壊」を「無被害」にまとめて 3 ランク ($K=3$, $k=1$: 全壊, $k=2$: 半壊, $k=3$: 無被害)とした。これは、ディリクレ分布(後出図-8, 10, 12)を図示するための便宜的措置であり、実際には原データの被災区分のまま扱うことができる。

図-7(a)に示すように、フラジリティー関数は計測震度を説明変数とする正規分布関数でモデル化され、「全壊」は平均値 6.74、標準偏差 0.403、「半壊以上」はそれぞれ 6.44、0.351 である¹⁷⁾。図-7(b)は図-7(a)より算出した全壊・半壊・無被害の各確率である。また表-1 上段に、震度 6.0~7.0 の区間での被害確率の平均値 μ_{pk} ($k=1\sim 3$)を示す。

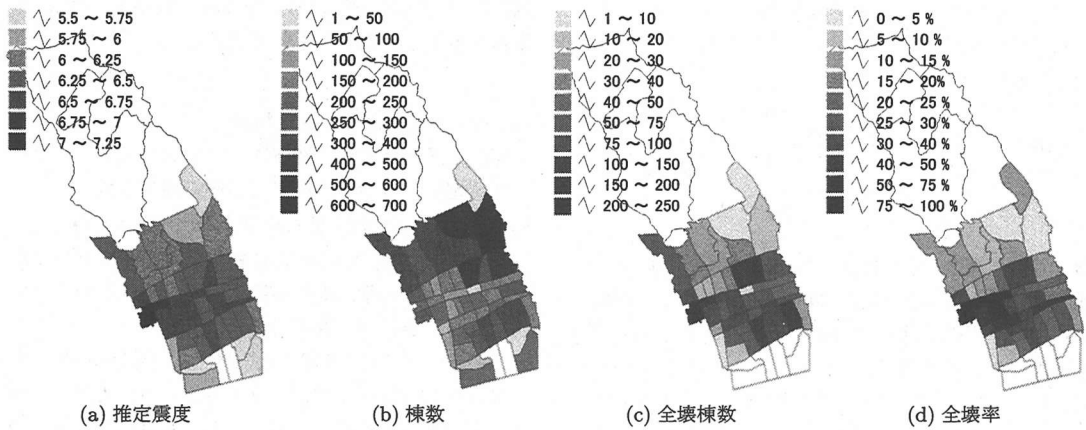
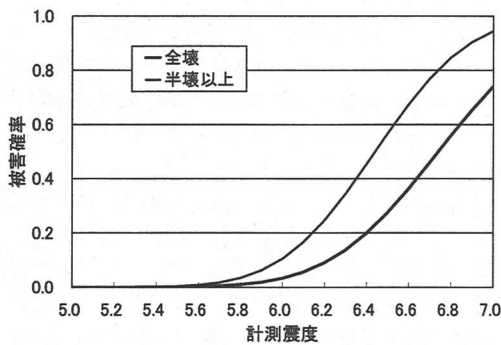
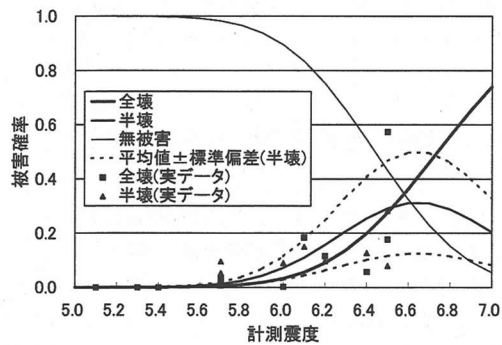


図-6 芦屋市における推定震度¹⁷⁾と低層独立住宅の棟数・全壊棟数・全壊率¹⁹⁾



(a) フラジリティー関数¹⁷⁾



(b) 被害確率 μ_{pk} および半壊確率の変動幅 ($\delta_2=60\%$)

図-7 低層独立住宅のフラジリティー関数

(4) 震度に基づく被害確率の事前分布の算出

次に、式(34)(35)を用いて、被害確率の事前分布を規定するパラメータ M'_0 , n'_{0k} ($k=1$:全壊, $k=2$:半壊, $k=3$:無被害)を求める。4.(3)で述べたように、独立に定められるディリクレ分布のパラメータは3個である。このうち本研究では、代表被害区分を半壊 ($k^*=2$)として、半壊確率 p_2 の変動係数 δ_2 により事前分布の不確定性を考慮することとした。

前出の図-7(b)には、強震観測点近傍の被害状況に基づく全壊率 (■) および半壊率 (▲)¹⁷⁾ もプロットしている。ここでは δ_2 を連続的に変化させ、実データとの関係から不確定性の検討を行った。図-7(b)の破線は、 $\delta_2=60\%$ とした場合の半壊確率の平均値 μ_{p_2} ± 標準偏差 σ_{p_2} であり、半壊率 (▲) のプロットの過半数がこの幅に収まっている。以上より、ここでは試みとして半壊確率の変動係数を $\delta_2=60\%$ とした。

表-1 下段に、震度 6.0~7.0 の区間でのパラメータ M'_0 および n'_{0k} を示す。図-8 は式(36)より算出した被害確率の事前分布の確率密度関数(ディリクレ分布)である。全壊・半壊・無被害の各確率の総和が1になることから三角座標系を用い、確率密度の最大値で正規化

したスケールで表示している。分布の歪みのため、平均値とモードにずれがあるものの、図-7(b)の傾向が反映されている。表-1と比較すると、 M'_0 が小さいほど分布は大きくばらつき、半壊確率が最大となる震度 6.6 程度で最大のばらつきとなっている。

(5) 対象地域における実被害情報

町単位で実施される被害調査をシミュレートするため、実被害情報の入手パターンを作成する。利用したデータは、建設省建築研究所が CD-ROM で提供している建築物被害データ¹⁹⁾ (以下、建築研究所データ)である。そこには、被害区分・建築物用途・建築物階数に関するデータが集計されている。

本研究のシミュレーションでは、町単位の低層独立住宅の被害データを用いることとした。表-2は、本研究と建築研究所データの被災区分の対応関係と、芦屋市全体における該当棟数を示す。これらのデータを標本空間として、町単位でモンテカルロ法によるランダム・サンプリングを行うことによって、被害情報の入手パターンを作成した。

表-1 震度情報に基づく被害確率の平均値 μ_{pk} と事前分布のパラメータ M'_0 および n'_{0k}

震度	6.0	6.2	6.4	6.6	6.8	7.0
全壊確率 μ_{p1}	0.033	0.090	0.199	0.364	0.559	0.741
半壊確率 μ_{p2}	0.072	0.157	0.255	0.312	0.288	0.204
無被害確率 μ_{p3}	0.895	0.753	0.546	0.324	0.153	0.055
M'_0	31.802	10.915	4.115	2.125	2.867	6.839
n'_{01}	0.148	0.252	0.416	0.866	2.280	6.291
n'_{02}	1.506	1.185	0.814	0.599	0.690	1.007
n'_{03}	30.148	9.478	2.885	0.661	-0.102	-0.459

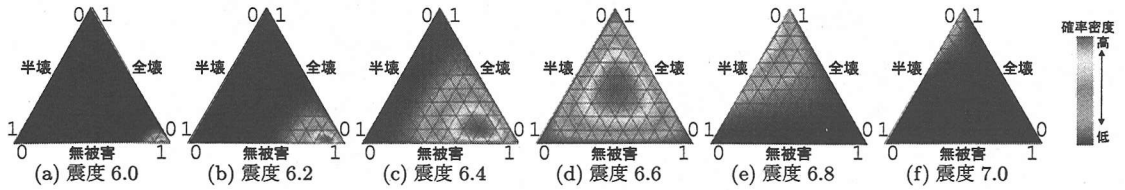


図-8 震度情報に基づく被害確率の事前分布 (ディリクレ分布)

表-2 実被害情報として用いたデータ

被害区分	建築研究所データ ¹⁹⁾	区分	該当棟数
全壊	全壊・大破, 火災による損傷		2,815
半壊	中程度の損傷		1,446
無被害	外観被害なし, 軽微な損傷		7,228
計			11,489

表-3 楠町・岩園町の被災概要と全壊棟数の初期推定 (低層独立住宅)

	楠町	岩園町		
全棟数 M_T	196	690		
全壊棟数 N_{01}	45	19		
半壊棟数 N_{02}	26	74		
無被害棟数 N_{03}	125	597		
全壊率 N_{01}/M_T	23.0%	2.8%		
	Case 1	Case 2	Case 1	Case 2
震度情報	6.1	6.4	6.1	6.0
$\mu_{N_{T1}}$ (初期推定)	11.0	36.7	38.6	24.9
$\sigma_{N_{T1}}$ (初期推定)	10.0	26.8	34.0	23.0

(6) 逐次確率比検定のパラメータ設定

5. に示した逐次決定過程については, 全壊確率 ($k=1$) を対象とした逐次確率比検定を行う。ここでは, パラメータ p_s, p_f, α, β の設定と, それに伴うシミュレーションの諸条件について説明する。

図-7 のフラジリティー曲線からもわかるように, 震度 6 弱~7 の範囲では被害の様相が激変するばかりでなく, その不確定性は非常に高い。つまり震度情報のみに基づく判断は, 誤判断につながる恐れが大きい。図-6(d) に示す被害分布の中で, 全壊率が p_f を超えるような被害甚大地域と, p_s を下回る地域を迅速・正確に識別することが重要である。

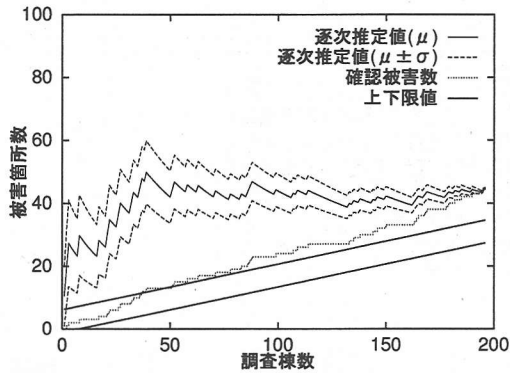
本研究では, 図-6(d) と図-7 との関係 considering, 緊急対応の判断基準となる全壊確率を $p_s=0.1$ および $p_f=0.2$ と設定した。また, 誤り確率 α, β については, 0.02, 0.05, 0.10 などの値を用いて予備検討を行い, その結果を踏まえて $\alpha=\beta=0.05$ を採用した。以上より, 図-5 に示した 2 直線の条件は, 勾配 $g=0.145$, 縦幅 $D_V=7.26$, 横幅 $D_H=50.1$ となる。上下限値の 2 直線は, 震度情報により規定されるパラメータ M'_0, n'_{01} に応じて, 式 (48) の分だけ上下にシフトする。

ここで図-8 の確率密度関数の分布形状と, 判断基準となる全壊確率 $p_s=0.1, p_f=0.2$ のラインとの位置関係から, 震度情報の持つ意味を確認しておく。まず震度 6.0 の場合は, 全壊確率 (表-1) は 0.033 と極めて小

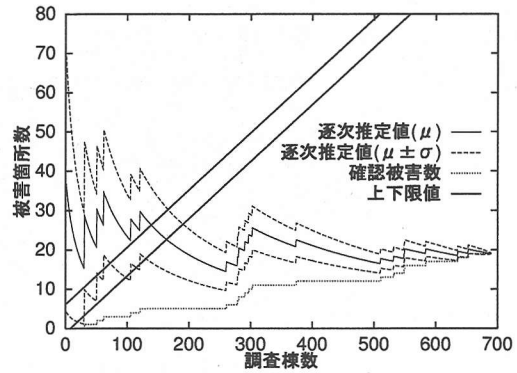
さく, $p_s=0.1$ を大幅に下回る。このとき式 (50) の即時対応基準が満たされ, 調査開始前 ($M_0=0$) に下限値が破られることから, 「緊急対応なし」と即時決定される。逆に震度 7.0 の場合は, 全壊確率 (表-1) は 0.741 で $p_f=0.2$ を大幅に上回る。このとき式 (49) が満たされ, 「緊急対応あり」と即時決定される。一方, 震度 6.2~6.8 の場合は全壊確率 0.090~0.559 であり, 調査開始前には式 (46) の上下限値が守られることから, 被害調査に基づく逐次決定過程に従って, 意思決定を行うことになる。

(7) 楠町と岩園町に関する結果と考察

ここではまず, 楠町 (芦屋市東部の国道 2 号線沿い) と岩園町 (芦屋市北東部の丘陵地) の 2 町に関する結果を示す。表-3 のパラメーター一覧に示すように, 楠町では震度 6.4 で, 低層独立住宅の全棟数 $M_T=196$ のうち全壊 $N_{01}=45$ 棟 (全壊率 23.0%) という大被害を受けた。一方, 岩園町では震度 6.0 で, 全棟数 $M_T=690$ のうち全壊 $N_{01}=19$ 棟 (全壊率 2.8%) と相対的に軽微な被害であった。



(a) $M_T=196$, $N_{T1}=45$ の楠町
($M_0=37$ で意思決定)



(b) $M_T=690$, $N_{T1}=19$ の岩園町
($M_0=8$ で意思決定)

図-9 全壊被害の確認・逐次推定過程 (Case 1: 市全域で震度 6.1 とみなす場合)

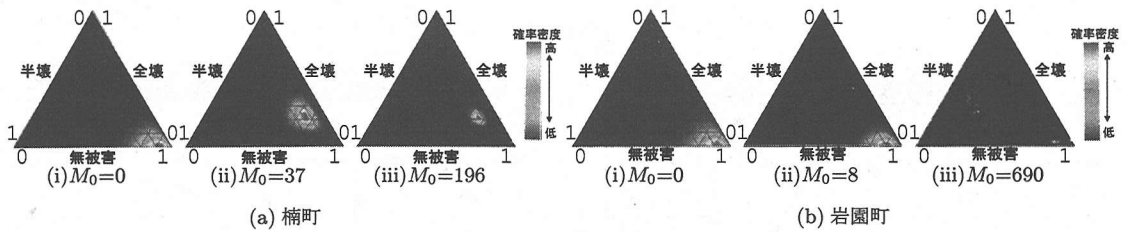


図-10 被害確率(ディリクレ分布)の更新過程 (Case 1: 市全域で震度 6.1 とみなす場合)

a) 市全域で同一の震度とみなす場合 (Case 1)

図-9(a) は、楠町における全壊被害の確認・逐次推定過程を示している。横軸は調査済み棟数 M_0 、縦軸は全壊棟数を表す。ステップ状の単調非減少傾向を示す点線は、モンテカルロ法により生成した被害情報の入手パターンであり、 M_0 が 0 から $M_T=196$ までの確認被害箇所数 n_{01} の推移を表す。調査終了時には全壊棟数 $N_{T1}=45$ に一致している。不規則な変動を示す 1 本の実線は、式 (42) で逐次推定された平均値 $\mu'_{N_{T1}}$ で、これを挟む 2 本の破線は、式 (43) による標準偏差 $\sigma'_{N_{T1}}$ を用いた $\mu'_{N_{T1}} \pm \sigma'_{N_{T1}}$ を表す。また平行する 2 本の実線は、条件式 (46) の上下限値を表す。

表-3 に示したように、即時情報の震度 6.1 は実際の震度 6.4 より小さいため、全壊棟数の初期推定は平均 11.0 棟で、実際の 45 棟より過小評価となっている。しかし早い段階でその傾向は是正され、 $M_0=37$ (調査率 18.9%) で「緊急対応あり」と決定されている。

図-10(a) は被害確率の更新過程を示したものである。事前分布 ($M_0=0$) は、全壊 3%、半壊 7%、無被害 90% 付近のピークに集中した分布形状となっているが、意思決定時点 ($M_0=37$) では全壊率が 20% を超えることがほぼ確実となっている。全数調査終了時 ($M_0=196$) には、実態に極めて近いところに分布が集中している。

一方、図-9(b) は、岩園町における全壊棟数の被害

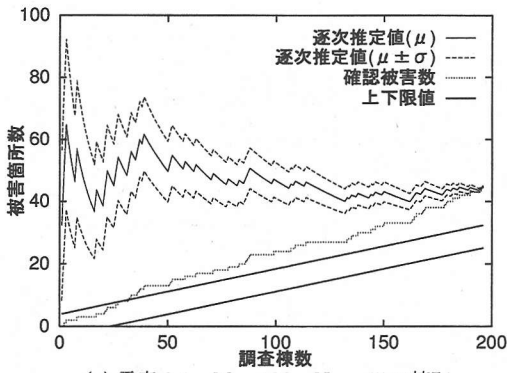
確認・逐次推定過程である。即時情報の震度 6.1 は実際の震度 6.0 より大きいため、全壊棟数の初期推定 (表-3) は、平均 38.6 棟と実際の 19 棟より過大評価となっている。その傾向はすぐに是正され、 $M_0=8$ (調査率 1.2%) で「緊急対応なし」と決定されている。図-10(b) に示す被害確率の更新過程は、楠町の図-10(a) と同一の事前分布から出発しながらも、 $M_0=8$ で全壊確率が 10% を下回ることがほぼ確実となっている。

b) 詳細な震度分布が得られる場合 (Case 2)

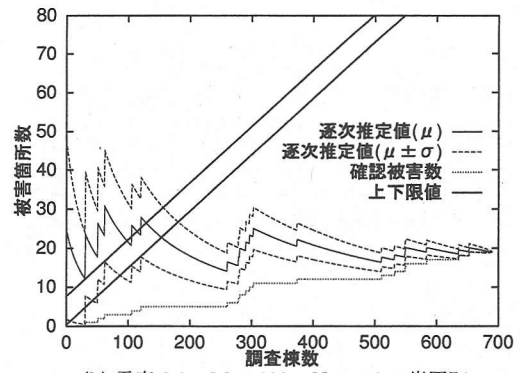
図-11(a) は、楠町の全壊被害の確認・逐次推定過程である。表-3 に示すように、即時情報を震度 6.4 としているため、全壊棟数の初期推定は平均 36.7 棟で実際の 45 棟に近い。調査開始後、 $M_0=27$ (調査率 13.8%) で「緊急対応あり」と決定されており、即時情報を震度 6.1 とした Case 1 よりも迅速である。

図-12(a) は被害確率の更新過程である。事前分布 ($M_0=0$) は全壊 10%、半壊 20%、無被害 70% 付近にピークを持ち、なだらかな分布形状であるが、意思決定時点 ($M_0=27$) には、全壊確率が 20% を上回る部分に分布が移動して、ばらつきは小さくなっている。

岩園町でも、即時情報の震度 6.0 による全壊棟数の初期推定 (表-3) は平均 24.9 棟で実際の 19 棟に近い。このとき式 (50) の即時対応基準が満たされ、図-11(b) に見られるように調査開始前 ($M_0=0$) に下限値が破られ「緊急対応なし」と即時決定される。被害



(a) 震度 6.4, $M_T=196$, $N_{T1}=45$ の楠町 ($M_0=27$ で意思決定)



(b) 震度 6.0, $M_T=690$, $N_{T1}=19$ の岩園町 ($M_0=0$ で意思決定)

図-11 全壊被害の確認・逐次推定過程 (Case 2: 詳細な震度分布が得られる場合)

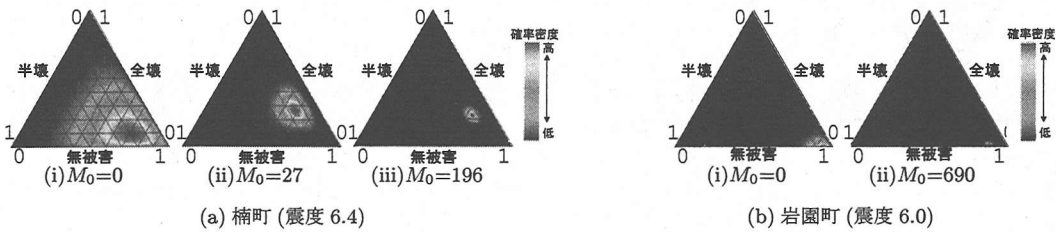


図-12 被害確率 (ディリクレ分布) の更新過程 (Case 2: 詳細な震度分布が得られる場合)

確率の更新過程を示した図-12(b)でも、調査開始前 ($M_0=0$) の時点で、全壊率が10%を下回ることが明らかである。

(8) 芦屋市の49町に対する結果と考察

前項6.(7)で示した町単位でのシミュレーションを、芦屋市の49町に適用した意思決定結果についてのまとめを示す。

a) 市全域で同一の震度とみなす場合 (Case 1)

表-4(a)に示すように、意思決定結果の内訳は、「緊急対応あり」28町、「決定保留」2町、「緊急対応なし」19町であった。実際の全壊率 p_1 と意思決定基準 ($p_s = 0.1$, $p_f = 0.2$) との関連でみると、概ね全壊率に適合した良好な結果となっていることがわかる。特に、「空振り」($0 < p_1 \leq 0.1$ で「緊急対応あり」)は無く、「見逃し」($0.2 \leq p_1$ で「緊急対応なし」)は1町に過ぎない。

意思決定結果の町単位の分布を図-13(a)に示す。実際の全壊率を示した図-6(d)と比較すると、概ね全壊率の大小に応じた適切な判断がなされ、被害甚大地域には緊急対応が行われる結果となっている。

また、意思決定時の調査率 (%) と全壊率の関係を図-13(b)に示す。「即時対応基準」が満たされたケースはないが、多くは調査率30%程度までに意思決定されている。なかでも、全壊率が10%を大きく下回るか20%を大きく上回る場合には、意思決定が迅速な傾

向にある。反面、全壊率が判定基準の境界値付近の値 (10~20%) である場合には、多くの調査を要する傾向にある。意思決定時の調査棟数と全壊率の関係を図-13(c)に示す。「緊急対応あり」の28町のうち20町では調査棟数50棟以下で意思決定に達している。「緊急対応なし」の場合は、さらに早い段階で意思決定に達したものが多く、即時情報としての震度6.1が、実際の震度よりも小さいケースが多かったことがその理由と考えられる。

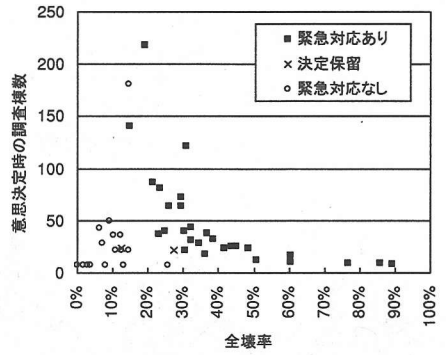
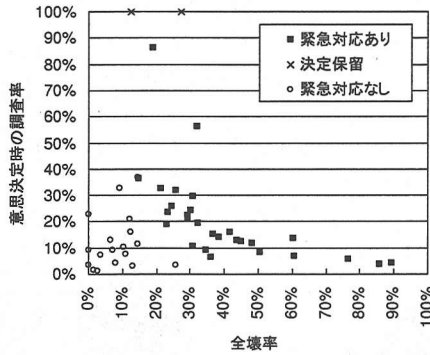
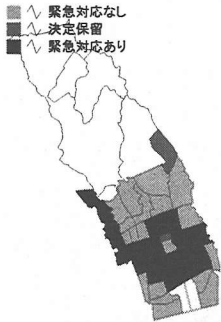
b) 詳細な震度分布が得られる場合 (Case 2)

表-4(b)に示すように、意思決定結果の内訳は、「緊急対応あり」29町、「決定保留」1町、「緊急対応なし」19町であり、Case 1 とほぼ同様の結果となった。実際の全壊率 p_1 と意思決定基準 ($p_s = 0.1$, $p_f = 0.2$) との関連でみると、「空振り」と「見逃し」はいずれも生じておらず、Case 1 よりもわずかながら良好な結果となっている。

図-14(a)に意思決定結果の町単位の地域分布を、図-14(b)(c)に意思決定時の調査率 (%) および調査棟数と全壊率の関係を示す。Case 1 と類似の傾向となっているが、「即時対応基準」が満たされたケースが「緊急対応あり」で2町、「緊急対応なし」で8町あることが注目される。詳細に見ると、特に「緊急対応あり」では、意思決定に至るまでの調査率 (%) および調査棟数が一般的に少なくなっている。町単位での正確な震

表-4 芦屋市 49 町における全壊率と意思決定結果のクロス集計

(a) Case 1					(b) Case 2				
全壊率 区分	緊急対応 あり	決定 保留	緊急対応 なし	計	全壊率 区分	緊急対応 あり	決定 保留	緊急対応 なし	計
$0 \leq p_1 \leq 0.1$	0	0	11	11	$0 \leq p_1 \leq 0.1$	0	0	11	11
$0.1 < p_1 < 0.2$	2	1	7	10	$0.1 < p_1 < 0.2$	2	0	8	10
$0.2 \leq p_1$	26	1	1	28	$0.2 \leq p_1$	27	1	0	28
計	28	2	19	49	計	29	1	19	49

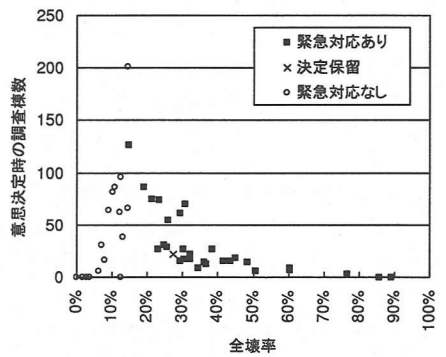
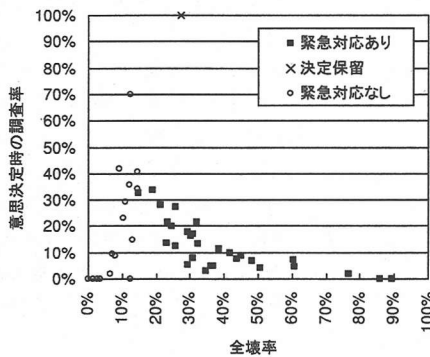
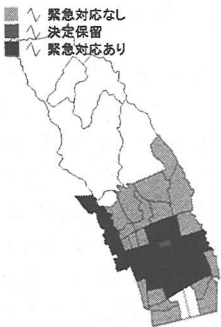


(a) 町単位の分布

(b) 全壊率と意思決定時の調査率 (%)

(c) 全壊率と意思決定時の調査棟数

図-13 芦屋市 49 町における意思決定結果および全壊率と意思決定時の調査率 (%)・調査棟数の関係 (Case 1)
($p_s = 0.1, p_f = 0.2, \alpha = \beta = 0.05$)



(a) 町単位の分布

(b) 全壊率と意思決定時の調査率 (%)

(c) 全壊率と意思決定時の調査棟数

図-14 芦屋市 49 町における意思決定結果および全壊率と意思決定時の調査率 (%)・調査棟数の関係 (Case 2)
($p_s = 0.1, p_f = 0.2, \alpha = \beta = 0.05$)

度情報を利用することによって、緊急対応が迅速化されたことを意味している。

(9) 今後の課題

提案モデルにおいて、意思決定の結果とそのタイミングは、フラジリティ関数とその不確定性の与え方、被害発生率の閾値 (p_s と p_f) や許容誤り確率 (α と β)、利用しうる地震動強度情報など、多くの要因に依存する。本章の設定では、芦屋市全域に適用する震度が仮に 6.0 であった場合には、「緊急対応なし」が即時決定され、結果として多くの「見逃し」が生ずる。震度が 7.0 であった場合にはこれと逆のことが起こる。可能な限

り細密で正確な地震動強度情報を利用することと、パラメータの設定法を詳細に検討することの 2 点が、意思決定支援モデルの実務的利用を目指す上での重要課題である。

被害情報の収集・伝達を迅速化することも大きな課題である。ここでは、踏査による一棟一棟の被害確認を前提としたが、将来的には、空撮画像・航空写真²⁰⁾・人工衛星画像⁷⁾・²¹⁾による早期被害推定や、モバイル端末や GPS・GIS を活用した被害情報収集ツール²²⁾に関する技術の進歩が期待される。これらが実用化されれば、図-1 の多様な情報源の統合処理が本格化すると考えられる。特に本研究のケーススタディーでは、

数十棟以内の調査で意思決定に至ったケースが多いことから、1町あたり1シーン程度の空撮画像から高精度な被災度判定ができれば、実被害情報に相当する情報として活用できるであろう。

2001年芸予地震では、平成12年導入の「広島市地震情報ネットワークシステム」により、各区の震度情報が防災機関に即時伝達され、同種のシステムとしては、被害地震による国内初の稼働実績となった²³⁾。被災規模が小さく情報が混乱するには至らなかったが、将来の地震では被害推定と実被害との乖離が問題となる事態が予想される。これは国内外の研究者や実務担当者が指摘するように^{24),25)}、リアルタイム地震防災システム共通の問題であり、「被害情報の統合処理」によって解決されるべき技術的課題であるといえる。

7. 結論

本研究で得られた結果の要約を下記に示す。

- (1) 1. および 2. では、本研究で提案する被害情報の統合処理を行う数理モデルの概念について概説した。実被害情報を用いて地震動情報による初期被害推定を逐次更新し、早期被害把握と意思決定支援を狙いとしたものである。
- (2) 3. では、建物被害のように可付番的な構造物を対象として、二項被害(被害区分が被害の有・無の2ランク)の場合について、被害確率(ベータ分布)と被害箇所数(ベータ二項分布)の逐次推定手法を定式化した。
- (3) 4. では、多項被害(被害区分が3ランク以上)の場合に拡張し、被害確率(ディリクレ分布)と被害箇所数(ディリクレ多項分布)の逐次推定手法を定式化した。
- (4) 5. では、逐次推定された被害確率の確率分布をもとに、逐次確率比検定を適用して、緊急対応の意思決定を逐次決定過程で定式化した。地震動情報に基づく即時対応基準や、調査の状況に応じた行動のルールの数理モデルを示した。
- (5) 3.~5. に示した逐次被害推定と意思決定支援の流れをまとめると、以下ようになる。
 - (a) まず被災区分数 K と、被害確率の事前分布を規定するための代表的被災区分 k^* を決める。
 - (b) 各被災区分の被害確率の平均値 μ_{p_k} と、代表的被災区分 k^* についての標準偏差 σ_{p_k} 。もしくはは変動係数 δ_{p_k} を設定し、式(34)(35)より M'_0 と n'_0 を定める。
 - (c) 意思決定のための被害確率の閾値 (p_s と p_f) および判断の許容誤り確率 (α と β) を設定する。
 - (d) 以上のパラメータより、即時対応基準(式(49)

または式(50))が満たされるかどうか判定し、満たされればリアルタイムに行動する。

- (e) 即時対応基準が満たされない場合には被害調査を開始し、調査済み棟数 M_0 と被害確認数 n_{0k} を用いて、被害箇所数の確率分布(式(41))およびその平均値(式(42))と標準偏差(式(43))を求めて、被害箇所数の概数把握を行う。
 - (f) M_0 に対する n_0 の条件式(46)をチェックして、上限を破った時点で「緊急対応あり」、下限を破った時点で「緊急対応なし」という判断を下す。
- (6) 6. では、1995年兵庫県南部地震で被害を受けた芦屋市を対象として、逐次決定過程のシミュレーション事例を示した。その結果、概ね全壊率の大小に応じた適切な判断がなされることが確認された。市全域で震度6.1を即時情報とした場合と、町単位の震度を即時情報とした場合とでは、意思決定結果そのものに大きな違いは見られなかったものの、詳細な震度分布を利用した後者では、迅速な判断が可能であることが示された。
- (7) 全壊率が意思決定基準の境界値からかけ離れている場合には、意思決定が迅速な傾向にある。一方、全壊率が境界値付近の値(10~20%)である場合には、意思決定に至るまでに多くの被害調査を必要とする結果となった。踏査による一棟一棟の被害調査のみならず、図-1に示した多様な手段による被害情報の収集・伝達の迅速化が課題である。

謝辞:本研究のケーススタディーの実施にあたって、東京大学生産技術研究所 山口直也助手には、推定震度分布のデータをご提供いただいた。記して感謝の意を表する次第である。

付録 I 式(7)の誘導

$$\begin{aligned}
 P(n|M, M_0, n_0) &= \int_0^1 \binom{M}{n} p^n (1-p)^{M-n} \cdot \\
 &\quad \frac{(M_0+1)!}{n_0!(M_0-n_0)!} p^{n_0} (1-p)^{M_0-n_0} dp \\
 &= \frac{M!}{n!(M-n)!} \cdot \frac{(M_0+1)!}{n_0!(M_0-n_0)!} \cdot \\
 &\quad \frac{(n+n_0)!(M+M_0-n-n_0)!}{(M+M_0+1)!} \\
 &= \frac{\binom{n+n_0}{n} \binom{M+M_0-n-n_0}{M-n}}{\binom{M+M_0+1}{M}}
 \end{aligned}$$

付録 II 式(30)の誘導

$$P(n|M, M_0, n_0)$$

$$\begin{aligned}
&= \int_D M! \prod_{k=1}^K \binom{p_k^{n_k}}{n_k!} \\
&\quad (M_0 + K - 1)! \prod_{k=1}^K \binom{p_k^{n_{0k}}}{n_{0k}!} dp \\
&= M!(M_0 + K - 1)! \int_D \prod_{k=1}^K \binom{p_k^{n_k+n_{0k}}}{n_k!n_{0k}!} dp \\
&= \frac{M!(M_0 + K - 1)!}{\left(\sum_{k=1}^K \{n_k + n_{0k} + 1\} - 1\right)!} \prod_{k=1}^K \left\{ \frac{(n_k + n_{0k})!}{n_k!n_{0k}!} \right\} \\
&= \frac{M!(M_0 + K - 1)!}{(M + M_0 + K - 1)!} \prod_{k=1}^K \left\{ \frac{(n_k + n_{0k})!}{n_k!n_{0k}!} \right\} \\
&= \frac{\prod_{k=1}^K \binom{n_k+n_{0k}}{n_k}}{\binom{M+M_0+K-1}{M}}
\end{aligned}$$

参考文献

- 1) 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.
- 2) 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論文集 -リアルタイム地震防災の現状と今後-, 土木学会, 1999年1月.
- 3) 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2回リアルタイム地震防災シンポジウム論文集 -リアルタイム地震防災の近未来の姿を探る-, 土木学会, 2000年5月.
- 4) 能島暢呂, 杉戸真太:リアルタイム地震防災システムにおける被害情報の統合処理について, 第1回日本地震工学研究発表・討論会梗概集, p.259, 2001年11月.
- 5) 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.
- 6) 能島暢呂, 杉戸真太, 金澤伸治: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, 土木学会論文集, No.682/I-56, pp.129-142, 2001年7月.
- 7) 能島暢呂, 松岡昌志, 杉戸真太, 立石陽輝, 金澤伸治:建物被災地域の早期把握のための震度分布と人工衛星SAR強度画像の統合処理手法, 地域安全学会論文集, No.4, pp.143-150, 2002年11月.

- 8) 地盤工学会:入門シリーズ26 地盤技術者のための情報化設計・施工入門, 162p, 2000年9月.
- 9) 繁樹算男:ベイズ統計入門, 東京大学出版会, 1985年4月.
- 10) 渡部洋:ベイズ統計学入門, 福村出版, 1999年9月.
- 11) 三根久, 河合一:信頼性・保全性の数理, 朝倉書店, pp.70-89, 1982年.
- 12) 藁谷千風彦:すぐに役立つ統計分布, 東京図書, 1998年.
- 13) Cox, D. R. and Hinkley D. V.: *Theoretical Statistics*, Chapman and Hall, 1974.
- 14) Wilks, S. S.: *Mathematical Statistics*, John Wiley & Sons, 1962.
- 15) 朝日新聞社:朝日新聞大阪本社版 紙面集成 1995.1.17~2.17, 阪神大震災, 1995年3月.
- 16) 芦屋市: <http://www.city.ashiya.hyogo.jp/> (芦屋市役所ホームページ).
- 17) 山口直也, 山崎文雄:1995年兵庫県南部地震の建物被害率による地震動分布の推定, 土木学会論文集, No.612/I-46, pp.325-336, 1999年1月.
- 18) 藤本一雄, 翠川三郎:被害分布から推定した1995年兵庫県南部地震の震度分布, 日本建築学会構造系論文集, 第523号, pp.71-78, 1999年9月.
- 19) 建設省建築研究所:平成7年兵庫県南部地震地震被害調査最終報告書, 303p, CD-ROM添付, 1996年.
- 20) 三富創, 山崎文雄, 松岡昌志:最近の地震災害の空撮画像を用いた建物被害地域の自動抽出の試み, 土木学会論文集, No.703/I-59, pp.267-278, 2002年4月.
- 21) 松岡昌志, 山崎文雄:人工衛星SAR強度画像による建物被害地域の検出手法, 日本建築学会構造系論文集, No.551, pp.53-60, 2002年1月.
- 22) 座間信作, 細川直史, 関沢愛:地震被害情報の効率の収集方法, 第10回日本地震工学シンポジウム論文集, pp.3479-3484, 1998年11月.
- 23) 広島市地震情報ネットワークシステム検討委員会:平成13年芸予地震と広島市地震情報ネットワークシステム-地震の概要と被害の分析ならびにシステムの検証-, 2001年9月.
- 24) PWRI, Ministry of Construction: Proc. of the First U.S.-Japan Workshop on Seismic Information Systems, Tsukuba, Japan, 333p., November, 1999.
- 25) National Research Institute of Fire and Disaster: Proc. of Asia-Oceania Symposium on Information Technology and Strategy for Earthquake Disaster Reduction, Tokyo, Japan, 488p., February, 2002.

(2002.4.26 受付)

MODELING POST-EARTHQUAKE EMERGENCY DECISION PROCESS BASED ON DATA SYNTHESIS OF SEISMIC AND DAMAGE INFORMATION

Nobuoto NOJIMA, Masata SUGITO and Nobuharu KANAZAWA

A method of synthetic data processing of seismic intensity information and actual damage information is presented for decision support in post-earthquake emergency management. Immediately after the earthquake, a prior distribution of damage probability is estimated using seismic intensity information and fragility relations. According to actual damage information, the posterior distribution of damage probability is updated using Bayesian approach in a sequential manner. The technique of SPRT (sequential probability ratio test) is employed to model the emergency decision process. Numerical examples are shown to identify most disaster-stricken area in the 1995 Hyogoken-Nanbu Earthquake, Japan.