

ライフラインの復旧期間を考慮した 地震後の操業能力に関するリカバリーカーブ — 2022 年福島県沖の地震を例に —

清水 智¹・山崎 雅人²・井出 修³・劉 歆⁴・梶谷 義雄⁵・多々納 裕一⁶

¹ 正会員 応用地質株式会社 共創 Lab (〒101-8486 東京都千代田区神田美土代町 7 番地)
E-mail: shimizu-satoshi@oyonet.oyo.co.jp

² 正会員 応用地質株式会社 共創 Lab (〒101-8486 東京都千代田区神田美土代町 7 番地)
E-mail: yamazaki-masato@oyonet.oyo.co.jp (Corresponding Author)

³ 正会員 応用地質株式会社 共創 Lab (〒101-8486 東京都千代田区神田美土代町 7 番地)
E-mail: ide-osamu@oyonet.oyo.co.jp (Corresponding Author)

⁴ 京都大学防災研究所 (〒611-0011 京都府宇治市五ヶ庄)
E-mail: huan.liu.b05@kyoto-u.jp (Corresponding Author)

⁵ 正会員 香川大学創造工学部 (〒761-0396 高松市林町 2217-20)
E-mail: kajitani.yoshio@kagawa-u.ac.jp (Corresponding Author)

⁶ 正会員 京都大学防災研究所 (〒611-0011 京都府宇治市五ヶ庄)
E-mail: tatano.hirokazu.7s@kyoto-u.ac.jp (Corresponding Author)

本稿ではライフラインの復旧期間を考慮した企業の操業能力のリカバリーカーブの作成方法を提案した。具体的には 2022 年福島県沖の地震における被害調査データを用い、操業能力の回復過程をセミ・マルコフ過程でモデル化するとともに、ライフラインの復旧日数から操業能力水準の滞在時間分布のパラメータ推定方法及びリカバリーカーブの作成方法を提案した。加えて、提案手法により福島県沖の地震における企業の操業能力のリカバリー実態を明らかとした。本提案手法はライフラインの復旧日数からリカバリーカーブを推定するため、ライフラインの復旧速度の向上が企業の操業能力の回復速度に与える影響を定量評価することが可能であり、ライフラインの地震対策の実施の費用対効果の検討等にも有用な手法と考えられる。

Key Words: *lifeline restoration time, production capacity, recovery function, semi-markov model, 2022 Fukushima offshore earthquake*

1. はじめに

一般的に、大規模な地震により企業が被災した場合、操業能力は、建屋や生産設備の損傷等によって発災直後に大きく低下した後、回復に向かう。実際、2011 年の東日本大震災後に実施されたアンケート調査では、発災直後の操業能力の低下と、時間の経過による操業能力の回復程度が明らかとなっている¹⁾。

発災後の経過日数と操業能力の回復の定量的な関係は、地震災害による経済被害推計、企業の事業中断損失のリスク、対策効果の評価等の際に必要な。例えば、地

震災害による経済被害（フロー被害）の推計を行おうとした場合、過去に発生した地震であれば被害データや調査データから推計することは可能である。しかし、南海トラフ巨大地震や直下型地震等の今後の発生が懸念される地震の経済被害を定量評価するためには、被災後の経過日数と操業能力の定量的な関係、所謂「リカバリーカーブ」が必要となる。また、リカバリーカーブがあれば、地震による企業の事業中断損失リスクの定量化の他、事業継続計画等における被災時の現実的な操業能力の回復目標期間の設定にも有効であろう。

地震被害による企業の操業能力のリカバリーカーブの

初期のものとして ATC-13⁹⁾がある。これは産業別に地震発生からの経過日数と操業度の回復率の関係を専門家の意見を集約して設定したものである。また、中村ほか(2011)⁹⁾では生産工場を例に復旧曲線の評価方法を提示している。一方、近年では被害データに基づく企業の操業能力のリカバリーカーブに関する研究が進展している。梶谷ほか(2013)⁹⁾では、東日本大震災で被災した企業に対するアンケート調査結果に基づき、地震発生からの経過日数と企業の操業能力の関係をハザード関数でモデル化している。また、Liu et al.(2021)⁹⁾では、熊本地震で被災した企業に対するアンケート調査結果から被災企業の操業能力を 4 段階 (0%, 25%, 50%, 75%) に分け、任意の状態からの操業能力の回復過程を、セミ・マルコフモデルを用いてモデル化している。

一方、機械設備等を修復し操業能力を回復しようとした場合、電気・水道・ガスの確保が必要となる。実際、被災企業における初期の操業阻害要因にライフラインの機能停止が占める割合は大きいことが報告されている⁹⁾。また、被災工場から操業再開する際の体験談等でも電気・水道といったライフラインの早期確保に尽力している⁷⁸⁾。このような実態を考えると、リカバリーカーブの構築にはライフラインの復旧期間を考慮する必要があると考えられる。しかし、実被害データに基づく地震後のリカバリーカーブの既往研究のうち、管見の限りライフラインの復旧期間を考慮したリカバリーカーブの研究は見られない。

そこで、本研究では、2022 年 3 月に発生した福島県沖の地震における企業の被災実態に関するアンケート調査結果⁹⁾を利用し、操業能力の回復期間がライフラインの復旧期間に依存することを確認した上で、ライフラインの復旧期間を考慮したリカバリーカーブの作成方法を提案する。

本稿は以下の内容で構成される。2. では本研究で用いるデータの概要を、3. ではセミ・マルコフ過程を利用したリカバリーカーブの作成方法について説明する。4. では地震後の操業能力の回復時間に影響を与えた要因分析結果について、5. ではライフラインの復旧期間を考慮したリカバリーカーブのモデル化の方法とその作成結果について示す。6. ではライフラインの復旧期間が操業能力の回復に与える影響について示す。7. では本研究で得られた知見を整理するとともに今後の課題を述べる。

2. 本研究で用いるデータ

本研究では、リカバリーカーブを作成するためのデータとして、2022 年 3 月に発生した福島県沖地震における企業の被災実態に関するアンケート調査結果⁹⁾を利用し

た。同調査の概要を表-1 に示す。同調査では、(a)回答企業の属性及び東日本大震災での被害状況、(b)2022 年 3 月の福島県沖の地震による被害状況、(c)被災による操業能力の低下及びその回復実態、(d)コロナ禍及び災害の連続発生の影響、(e)対策の実施状況とその効果、等について企業から回答を得ている。なお、被害状況や操業能力の低下・回復実態に関しては、本社・本店以外の拠点についても回答を得ている。本研究では、同調査の回答データを整理し、回答企業の拠点毎に、復旧時間に影響を与える要因分析に使用するデータ項目や操業能力の低下・回復実態、ライフラインの被害状況・復旧日数、等に関するデータセット (以降、「データセット」と称す) を作成した。

データセットの拠点数は 870 件、このうち地震により操業能力が低下した拠点数は 222 件であった。

表-1 アンケート調査の概要

調査期間	2022 年 8 月 1 日～9 月 2 日
調査対象地域	福島県浜通り・中通りの中北部から 宮城県南部にかけての地域/
対象企業	【製造業】従業員数 4 人以上の企業 【非製造業】従業員数 6 人以上の企業
送付数 / 回答数	6,294 件 / 722 件
実施主体	京都大学防災研究所

3. リカバリーカーブの作成方法

(1) 作成方針

本研究では福島県沖の地震の被害データに基づきリカバリーカーブを作成する。実被害データに基づく場合、ハザード関数で定式化する方法と、セミ・マルコフ過程を利用して作成する方法がある。ハザード関数による定式化では、回帰分析により地震からの経過日数と操業能力の関係式を示すパラメータを同定する。一方、セミ・マルコフモデルでは、被災後の操業能力を一定の範囲をもつ「状態」に分割し、各状態の滞在時間分布や状態間の推移確率を設定した上で、これらを統合してリカバリーカーブを作成する。このため、モデルの柔軟性は高く、不確実性の大きいリカバリーカーブの描写に適しているとされている⁹⁾。そこで、本研究においてもセミ・マルコフ過程を利用してリカバリーカーブを作成することとした。

(2) セミ・マルコフ過程の適用

セミ・マルコフ過程は再生過程とマルコフ過程の両方の性質を有する一般化された確率過程で信頼性の分野で多く適用されている¹⁰⁾。本研究では、セミ・マルコフ過程を地震後の操業能力の回復過程に適用した。図-1 に概

念図を示す。セミ・マルコフ過程は連続時間 $t \geq 0$ 上で定義される離散状態の確率過程であることから、被災からの経過時間 t における操業能力 PCR を表-2 に示す 5 つの状態 ($S(t) = 0, 1, \dots, 4$) に区分した。その上で、発災からの時間の経過に伴う操業能力の回復過程を、操業能力の状態の推移により表現した。なお、一般的なセミ・マルコフ過程では、経過時間 t における操業能力 $S(t)$ が状態 i から回復する方向だけでなく低下する方向にも推移する。しかし、地震後の操業能力の回復過程を考えた場合、需要の減少や材料の供給不足等の外的要因に起因する操業水準の低下は発生するが、大規模な余震でもない限り操業能力自体が低下することは考えにくい。このため、任意の状態 i からの推移は、操業能力が回復する方向にのみ推移するとした。よって、状態 i から状態 j への推移確率 p_{ij} は式(1)により算出される。なお、推移確率 p_{ij} は式(2)を満足する。

$$p_{ij} = \begin{cases} N_{ij}/N_i & \dots i < j \\ 0 & \dots i \geq j \end{cases} \quad (1)$$

$$\sum_i (p_{ij}) = 1 \quad (2)$$

ここで、 p_{ij} : 状態 i から状態 j への推移確率、 N_{ij} : 状態 i から状態 j へ推移した拠点数、 N_i : 状態 i に滞在した拠点数、を示す。

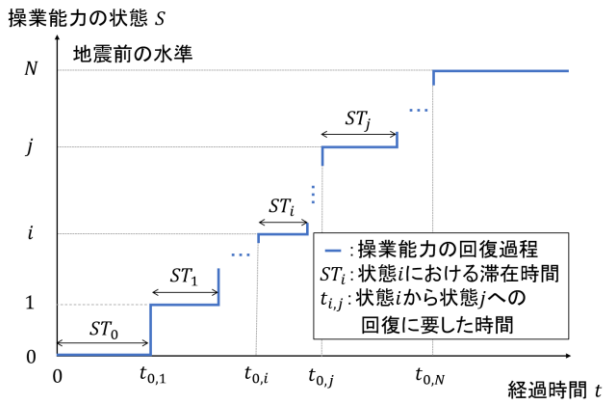


図-1 復旧過程にセミ・マルコフ過程を適用した場合の概念図

表-2 操業能力の区分

経過時間 t における 操業能力の状態 $S(t)$	操業能力 PCR [%]の範囲 ※被災前を 100%とする
0	$0 \leq PCR < 25$
1	$25 \leq PCR < 50$
2	$50 \leq PCR < 75$
3	$75 \leq PCR < 100$
4	$PCR = 100$

セミ・マルコフ過程で操業能力の回復過程をモデル化した場合、回復速度を決める要因として、各状態の滞在時間がある。本研究ではこの滞在時間をアンケート調査

で得られた操業能力の回復期間のデータから確率分布でモデル化する。具体的な手順と結果は 5. を参照されたい。

滞在時間の確率分布が得られれば、推移確率を利用し、経過時間 t において状態 i から状態 j 以上への回復確率 $R_{i,j}(t)$ が得られる。

$$R_{i,j}(t) = \text{Prob}(\sum_{l=i}^{j-1} ST_l \leq t | S(t_s) = i) \quad (3)$$

ここで、 ST_l : 状態 l の滞在時間、 S : 操業能力の状態、 t_s : 任意の操業能力の状態の開始時間、を示す。

状態 $i(=0, 1, 2, 3)$ と状態 $j(=1, 2, 3, 4)$ の関係が式(4)のように表される場合、式(3)の回復確率 $R_{i,j}(t)$ は式(5)~(10)により算出される。以降、時刻 t と算出された $R_{i,j}(t)$ の関係を示す曲線を「リカバリーカーブ」と呼ぶ。なお、式(8)~(10)の「*」はスティルチェスの畳み込みを示す。

$$j = i + r \leq N \quad (4)$$

$$R_{i,j}(t) = \left(\sum_{r=j}^N p_{ir} \right) Q_1 + SGN_1 \sum_{k=i+1}^{j-1} \left\{ \left(\sum_{r=j}^N p_{ik} p_{kr} \right) Q_2 \right\} + SGN_2 \sum_{k=i+1}^{j-2} \sum_{m=i+2}^{j-1} \left\{ \left(\sum_{r=j}^N p_{ik} p_{km} p_{mr} \right) Q_3 \right\} + SGN_3 \sum_{k=i+1}^{j-3} \sum_{m=i+2}^{j-2} \sum_{n=i+3}^{j-1} \left\{ \left(\sum_{r=j}^N p_{ik} p_{km} p_{mn} p_{nr} \right) Q_4 \right\} \quad (5)$$

$$SGN_l = \text{sgn}\{\max(r - l, 0)\} \quad (6)$$

$$Q_1 = F_{ST_i}(t) \quad (7)$$

$$Q_2 = \int_0^t F_{ST_i}(t-u) f_{ST_k}(u) du = F_{ST_i} * F_{ST_k}(t) \quad (8)$$

$$Q_3 = F_{ST_i} * F_{ST_k} * F_{ST_m}(t) \quad (9)$$

$$Q_4 = F_{ST_i} * F_{ST_k} * F_{ST_m} * F_{ST_n}(t) \quad (10)$$

ここで、 N : 操業能力が 100%回復した状態(=4)、 F_{ST_i} : 状態 i の滞在時間 ST_i の累積分布関数、 f_{ST_i} : 状態 i の滞在時間 ST_i の確率密度関数、を示す。

4. 操業能力の回復時間に影響を与える要因分析

福島県沖の地震のアンケート調査結果から作成されたデータセットから滞在時間に影響を与える要因について分析した。分析の主目的は、ライフラインの復旧日数が操業能力の回復に要した時間に影響を与えているかどうかを確認することである。加えて、回復時間に影響を与えたその他の要因を確認した。具体的には、状態 i の滞

在時間 (ST_i) を被説明変数とした重回帰分析を行い、説明変数が有意であるか否かを確認した。分析は、データセットのうち操業能力が状態*i*となった時点においてライフライン（電気・水道・ガス）の全てが使用可能なケース 1 と、いずれかが使用不可能でライフラインの復旧が必要なケース 2 の 2 種類実施した。データ数を表-3 に、回帰式を式(11)(12)に示す。

- ケース 1

$$\ln(ST_i) = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \cdot I_{JMA} + \beta_{2,i} \cdot \ln(LR_{bldg}) + \beta_{3,i} \cdot \ln(LR_{fcl}) + \beta_{4,i} \cdot DM + \beta_{6,i} \cdot R_s \quad (11)$$

- ケース 2

$$\ln(ST_i) = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \cdot I_{JMA} + \beta_{2,i} \cdot \ln(LR_{bldg}) + \beta_{3,i} \cdot \ln(LR_{fcl}) + \beta_{4,i} \cdot DM + \beta_{5,i} \cdot \ln(R_{ewg}) + \beta_{6,i} \cdot R_s \quad (12)$$

ここで、 ST_i ：状態*i*の滞在時間[日]、 I_{JMA} ：拠点位置の計測震度、 LR_{bldg} ：拠点の建物損失率、 LR_{fcl} ：拠点の設備損失率、 DM ：地震による需要減少有無（0：なし、1：あり）、 R_{ewg} ：操業能力が状態*i*となった時点におけるライフラインの必要復旧日数[日]、 R_s ：2020 年に対する 2021 年の売上比率、 $\beta_{k,i}$ ：状態*i*の回帰係数($k = 0,1, \dots, 6$)、を示す。なお、ライフラインの必要復旧日数（以降、「ライフライン復旧日数」と称す）は、電気、水道、ガスの復旧日数で最も長いものを用いた。

表-3 重回帰分析の結果

(a) ケース 1

	ST_0	ST_1	ST_2	ST_3
回帰係数				
定数項	-2.5312	0.8468	1.3632	1.3335
I_{JMA}	0.8934	0.1997	-0.0895	0.0874
$\ln(LR_{bldg})$	0.1743	0.1561	-0.1369	-0.0270
$\ln(LR_{fcl})$	-0.0410	0.0396	0.0565	0.0501
DM	-1.0505 [']	-0.2269	0.5114	0.6223 ^{**}
R_s	-0.5847	0.2349	0.3432	0.4613 [']
データ数	25	28	61	156

(b) ケース 2

	ST_0	ST_1	ST_2	ST_3
回帰係数				
定数項	1.5493	2.8665	0.3578	8.5604 ^{**}
I_{JMA}	-0.3485	-0.4997	0.0650	-0.8707 [']
$\ln(LR_{bldg})$	0.0547	-0.0770	-0.0053	0.1106
$\ln(LR_{fcl})$	0.0126	0.1293	0.0177	0.0589
DM	0.1062	0.6300	0.6404	-0.4110
$\ln(R_{ewg})$	0.7673 ^{***}	0.5420 [*]	0.6530 [*]	0.7341 ^{**}
R_s	0.6416	0.6430	-0.2463	-1.9573 [']
データ数	29	20	34	47

※回帰係数の右肩の記号は p 値の範囲を示す。

*** : $p < 0.001$, ** : $0.001 \leq p < 0.01$,

* : $0.01 \leq p < 0.05$, ' : $0.05 \leq p < 0.1$

状態 $i = 0,1,2,3$ において得られた回帰係数を表-3 に示した。ケース 1 においては、有意水準 5%未満となったのは状態 3 ($75\% \leq PCR < 100\%$) における地震による需要減少の項であり、需要減少があったと回答した企業で滞在時間が長い傾向が確認された。

一方、ケース 2 では、操業能力が状態*i*となった時点におけるライフライン復旧日数 R_{ewg} の回帰係数は正で、p値も5%未満であり、滞在時間の長さとの相関が認められる。一方、その他の変数では定数項を除き有意な変数は見られなかった。このため、5. ではセミ・マルコフ過程における滞在時間の確率分布をライフライン復旧日数で表現するモデルを作成することとした。

5. リカバリーカーブの作成

(1) 滞在時間分布のモデル化

リカバリーカーブの作成にあたっては、状態*i*の滞在時間の確率分布を推定する必要がある。本研究では、操業能力が状態*i*となった時点で「電気・水道・ガスの全てが使用可能な場合」（タイプ 1）と、「いずれかが使用不可能な場合」（タイプ 2）に分け、滞在時間分布をモデル化した。

a) タイプ 1

福島県沖の地震のアンケート調査結果から作成されたデータセットのうち、操業能力が状態*i*となった時点で電気・水道・ガスの全てが使用可能なデータのみを利用してモデル化した。滞在時間の確率分布は、先行研究⁵⁾を参考に、ワイブル分布、対数正規分布、指数分布を候補とし、この中で最も適切な確率分布を滞在時間分布として用いることとした。確率分布のパラメータ推定には最尤法を用いた。式(13)~(15)には、候補とした確率分布の確率密度関数を、表-4 に得られた確率分布のパラメータと AIC の値を、図-2 には得られた確率分布と実データとの比較を示した。

■ ワイブル分布

$$f(t) = \frac{m}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{m-1} \exp\left\{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m\right\} \quad (13)$$

■ 対数正規分布

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}t} \exp\left\{-\frac{(\ln(t) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \quad (14)$$

■ 指数分布

$$f(t) = \lambda \exp(-\lambda t) \quad (15)$$

ここで、 $m, \eta, \mu, \sigma, \lambda$ ：確率分布のパラメータ、を示す。

本研究では、候補とした3つの確率分布のうち、推定されたパラメータが5%の有意水準を満たすとともに、AICの値が最も小さくモデルのあてはまりが最も良かったワイブル分布を、滞在時間の確率分布として用いることとした。

表4 パラメータ推定結果 (タイプ1)

	ワイブル分布		AIC	対数正規分布		AIC	指数分布		データ数 N
	パラメータ			パラメータ			パラメータ		
	m	η	μ	σ	λ	AIC			
ST ₀	0.730***	7.189***	50	1.282***	0.753***	78	0.110***	67	25
ST ₁	0.712***	7.119***	52	1.319***	0.687***	84	0.103***	75	28
ST ₂	0.670***	9.684***	113	1.542***	0.795***	183	0.072***	178	61
ST ₃	0.716***	17.281***	294	2.128***	0.823***	491	0.045***	423	156

※ 回帰係数の右肩の記号は p 値の範囲を示す。
 *** : $p < 0.001$, ** : $0.001 \leq p < 0.01$,
 * : $0.01 \leq p < 0.05$, ' : $0.05 \leq p < 0.1$

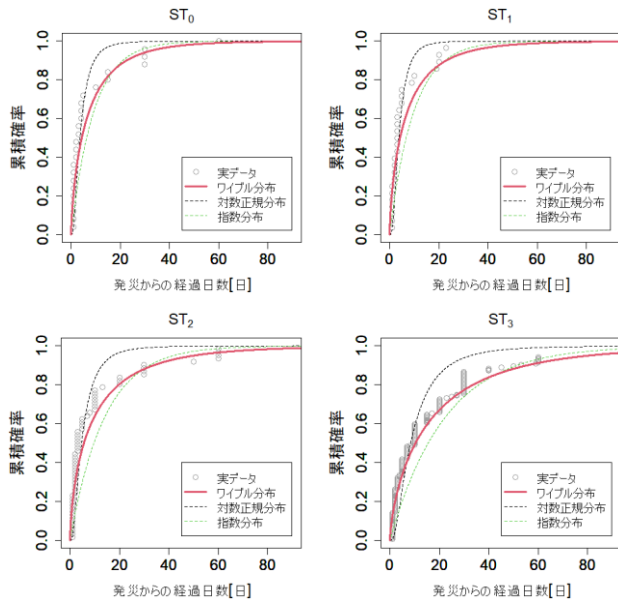


図2 推定された滞在時間分布と実データの比較 (タイプ1)

b) タイプ2

表-3(b)の重回帰分析の結果から、状態*i*となった時点でのライフライン復旧日数が滞在時間と正の相関があることが確認された。このため、タイプ1のような手順で、実データの滞在時間と累積確率の関係から確率分布を推定するのではなく、ライフライン復旧日数から滞在時間を推定する回帰モデルを作成し、モデルの平均値とばらつきの値から、滞在時間の確率分布のパラメータを推定することとした。

滞在時間 ST_i を推定する回帰モデルは式(16)(17)の2種類を設定し、それぞれ回帰係数を推定した。推定に利用するデータは、データセットのうち作業能力が状態*i*となった時点で電気・ガス・水道のいずれかが使用不可能な場合のデータのみを利用した。回帰式の標準誤差は式(18)により算出した。得られた回帰係数と回帰式の標準

誤差を表-5に示した。図-3にはライフライン復旧日数と滞在時間の実データ、得られた回帰式の関係を示した。

$$\ln(ST_i) = a \cdot \ln(R_{ewg}) + b \quad (16)$$

$$\ln(ST_i) = a \cdot \ln(R_{ewg}) \quad (17)$$

$$S.E. = \sqrt{\frac{\sum (\ln(ST_i) - \ln(ST_{pi}))^2}{N - k - 1}} \quad (18)$$

ここで、 ST_i : 状態*i*の滞在時間[日], R_{ewg} : 作業能力が状態*i*となった時点におけるライフライン復旧日数[日], a, b : 回帰係数, $S.E.$: 回帰式の標準誤差, N : データ数, k : 説明変数の数, ST_{pi} : 式(16)または式(17)による状態*i*の滞在時間の予測値, を示す。

表5 回帰係数の推定結果と回帰式の標準誤差

	式(16)				式(17)			N
	回帰係数		S.E.	AIC	回帰係数	S.E.	AIC	
	a	b						
ST ₀	0.7632***	-0.0535	0.722	67	0.7398***	0.722	65	29
ST ₁	0.3959'	0.9631*	0.944	58	0.8363***	1.120	63	20
ST ₂	0.6946**	0.8221*	1.235	115	1.0946***	1.361	119	34
ST ₃	0.9714***	0.9454**	1.302	162	1.5931***	1.439	170	47

※1 回帰係数の右肩の記号は p 値の範囲を示す。

*** : $p < 0.001$, ** : $0.001 \leq p < 0.01$,

* : $0.01 \leq p < 0.05$, ' : $0.05 \leq p < 0.1$

※2 S.E.は回帰式の標準誤差, Nはデータ数を示す。

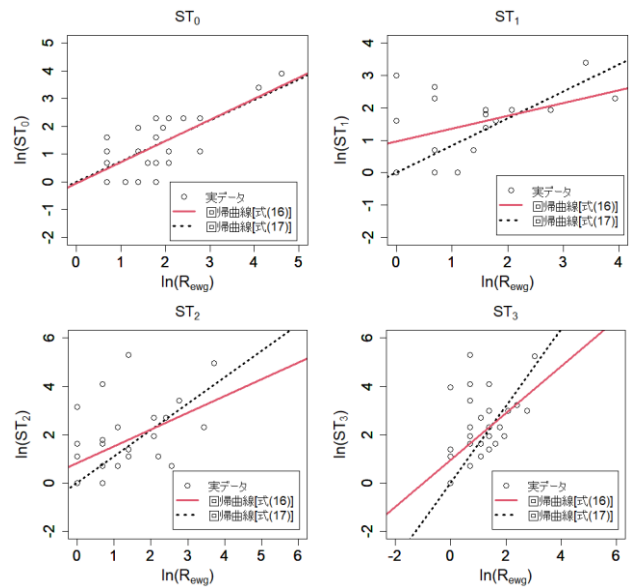


図3 ライフライン復旧日数(R_{ewg})と滞在時間(ST_i)の関係

表-5に示されたように、式(16)の回帰式では ST_0 以外で有意な回帰係数が得られた(有意水準 10%)。式(17)の回帰式では全ての ST で有意な係数が得られたが、 ST_0 以外では式(16)の回帰式のほうが AIC は小さい。よって、 ST_0 については式(17)の回帰式、 ST_0 以外では式(16)の回

帰式を、ライフライン復旧日数から滞在時間を推定するモデルとして用いることとした。

これらの回帰式で得られる値は任意のライフライン復旧日数における滞在時間の平均値と考えられる。一方、推定値のばらつきは回帰式の標準誤差で与えられる(表-5の S.E.)。滞在時間の確率分布の分散を回帰式の標準誤差の二乗とした場合、回帰式による推定値(滞在時間の平均値)が大きくなると変動係数は小さくなる。結果として、ライフライン復旧日数が長くなるとばらつきが小さくなる滞在時間分布が作成されてしまう。しかしながら、実際の問題として、ライフライン修復日数が長くなると作業能力の回復時間の予測値のばらつきが小さくなる保証はない。ここで回帰式のばらつきを得る目的は、滞在時間を表す確率分布を設定するためのものである。そのため、回帰式の標準誤差を一定値として滞在時間の確率分布の分散を設定するのではなく、ライフラインの復旧日数が増加しても変動係数は変化しない(一定値)として確率分布の分散を設定することとした。具体的には、表-5の標準誤差を実データのライフラインの復旧日数の平均値における値と考える。この復旧日数の平均値における滞在時間の推定値と標準誤差から式(19)により変動係数を設定する。設定した変動係数を表-6に示した。

$$C.V. = \frac{S.E.}{a \cdot \text{mean}\{\ln(R_{ewg})\} + b} \quad (19)$$

ここで、C.V. : 変動係数, S.E. : 回帰式の標準誤差, R_{ewg} : 作業能力が状態*i*となった時点におけるライフライン復旧日数[日], a, b : 回帰式の回帰係数(表-5), を示す。

表-6 設定した変動係数

ST_0	ST_1	ST_2	ST_3
0.5574	0.6196	0.7716	0.7125

ライフラインの復旧日数に応じ回帰式で得られる滞在時間の平均値と表-6の変動係数を利用し滞在時間の確率分布を作成する。確率分布はタイプ1で最もあてはまりが良かったワイブル分布を用いた。ワイブル分布の平均 M , 分散 V , 変動係数 $C.V.$ は、式(20)~(22)で算出される。

$$M = \eta \Gamma\left(1 + \frac{1}{m}\right) \quad (20)$$

$$V = \eta^2 \left\{ \Gamma\left(1 + \frac{2}{m}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{m}\right) \right\} \quad (21)$$

$$C.V. = \frac{\sqrt{V}}{M} = \frac{\Gamma\left(1 + \frac{2}{m}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{m}\right)}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{m}\right)} \quad (22)$$

ここで、 $\Gamma(\cdot)$: ガンマ関数, m, η : ワイブル分布のパラメータ, を示す。

式(20)の平均 M が回帰式の被説明変数, 式(21)の分散 V は表-6の変動係数から算出される。しかし、式(20)(21)にはガンマ関数が含まれており、ワイブル分布のパラメータ m, η を式(20)(21)から直接求めることができない。このため、式(22)から表-6の変動係数に相当するパラメータ m を解析的に算出し、得られたパラメータ m を式(20)に代入することでパラメータ η を算出した。なお、変動係数を一定としたため、ライフライン復旧日数が増加してもパラメータ m は一定である。一方、パラメータ η はライフライン復旧日数の変化により回帰式から得られる滞在時間も変化するためライフライン復旧日数によって値が変化する。図-4にはパラメータ m と変動係数の関係、及びライフライン復旧日数とパラメータ η の関係を示した。図-5にはライフライン復旧日数が3, 7, 14, 30日のそれぞれの場合における滞在時間分布を示した。図-5からはライフライン復旧日数に応じて滞在時間が変化するモデルが作成できていることが分かる。

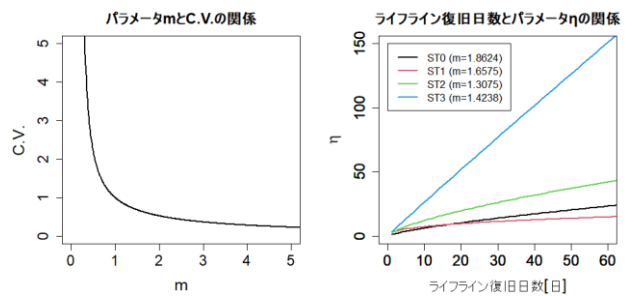


図-4 パラメータ m と変動係数の関係 (左) 及びライフライン復旧日数とパラメータ η の関係 (右)

電気・水道・ガスのいずれかが使用不可能な場合における滞在時間分布は式(23)で算出される。

$$F_2(ST_i) = \sum_m F_2(ST_i | R_{ewg} = m) \text{Prob}(R_{ewg} = m | S(t_s) = i) \quad (23)$$

ここで、 ST_i : 状態*i*の滞在時間[日], R_{ewg} : ライフライン復旧日数[日], $F_2(\cdot)$: (\cdot) の累積分布関数, S : 作業能力の状態, t_s : 任意の作業能力の状態の開始時間, を示す。

ライフライン復旧日数の確率が設定できれば、式(23)により復旧日数に応じた滞在時間分布が推定することが算出可能である。福島県沖の地震の調査データからライフライン復旧日数毎の確率を設定し、実データと提案手法による滞在時間分布の推定結果を比較したものを図-6に示す。その結果、提案手法は概ね実データを再現できていることが確認できた。

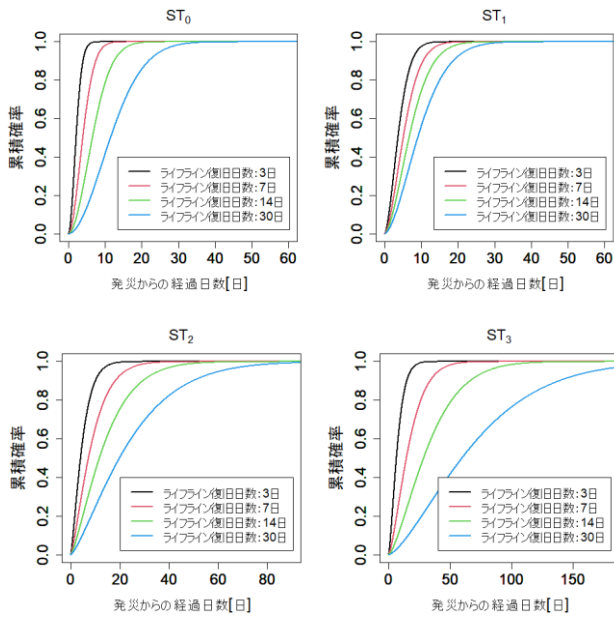


図-5 ライフライン復旧日数に応じた滞在時間の累積分布

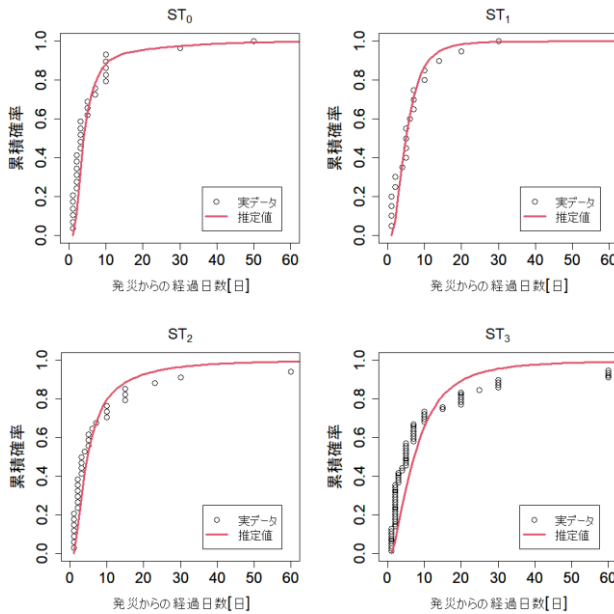


図-6 福島県沖の地震の滞在時間分布の再現結果 (タイプ2)

c) 全体

地震発生後に a) ライフラインが全て使用可能な場合と b) いずれかが使用できない場合の両方の確率を考慮した滞在時間分布は、タイプ1とタイプ2の滞在時間の累積分布関数と発生確率を利用し、式(24)で算出される。

$$F(ST_i) = \text{Prob}(LS_{all} | S(t_s) = i) F_1(ST_i) + \text{Prob}(LS_d | S(t_s) = i) F_2(ST_i) \quad (24)$$

ここで、 $F(ST_i)$: 状態*i*の滞在時間の累積分布、 $F_1(ST_i)$: タイプ1の状態*i*の滞在時間の累積分布、 $F_2(ST_i)$: タイプ2の状態*i*の滞在時間の累積分布、 t_s :

任意の操業能力の状態の開始時間、 S : 操業能力の状態、 LS_{all} : ライフラインが全て使用可能な状態、 LS_d : ライフラインのいずれかが使用不可能な状態、を示す。

福島県沖の地震の調査データからライフラインの状態別発生確率を設定し(表-6)、実データと提案手法による滞在時間分布の推定結果を比較した(図-7)。その結果、提案手法はライフライン全てが使用可能な場合も含め、概ね実データを再現できていることが確認できた。

表-6 操業能力水準別のライフラインの状態別発生確率

	ライフライン全てが使用可能な場合 LS_{all}	ライフラインのいずれかが使用可能な場合 LS_d
$S(t_s)=0$	0.4630	0.5370
$S(t_s)=1$	0.5833	0.4167
$S(t_s)=2$	0.6421	0.3579
$S(t_s)=3$	0.7685	0.2315

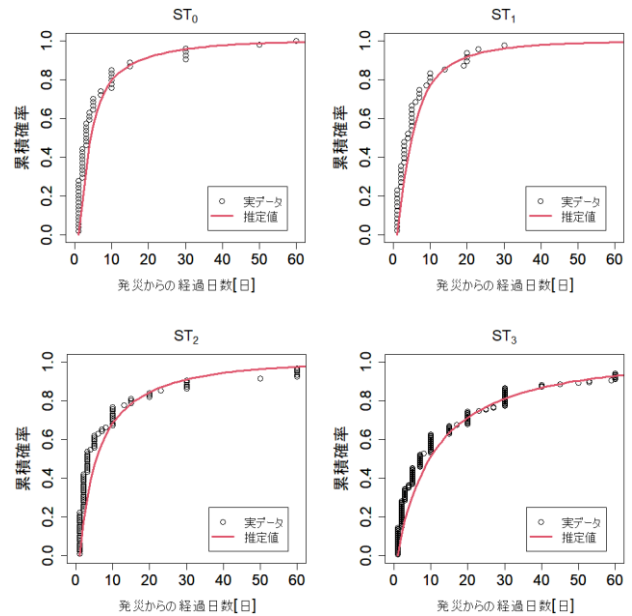


図-7 福島県沖の地震の滞在時間分布の再現結果 (全体)

d) ライフラインの復旧日数を考慮するモデルと考慮しないモデルの比較

ライフライン復旧日数を考慮した滞在時間分布モデルの有用性を確認するため、ライフライン復旧日数を考慮したモデル(タイプ2)と考慮しないモデルで、滞在時間分布の再現性を比較した。比較には、同一のライフライン復旧日数が4拠点以上あるデータを用いた。なお、本項におけるライフライン復旧日数を考慮しないモデルは、タイプ2と同じデータを用いてライフライン復旧日数を考慮しないタイプ1と同じ方法で滞在時間をモデル化したものである。誤差指標には、RMSE及びMAEを用いた。算出式を式(25)(26)に示した。

$$RMSE = \sqrt{\left\{ \sum_{k=1}^N (y_{obs,k} - y_{pre,k})^2 \right\} / N} \quad (25)$$

$$MAE = \sqrt{\left\{ \sum_{k=1}^N |y_{obs,k} - y_{pre,k}| \right\} / N} \quad (26)$$

ここで、 $y_{obs,k}$ ：累積確率の実績値、 $y_{pre,k}$ ：累積確率の予測値、 N ：同一ライフライン復旧日数の拠点数（表-7のデータ数）、を示す。

算出された誤差指標を表-7に、ライフライン復旧日数に応じた滞在時間の累積分布の推定値と実績値を図-8に示した。対象とした11の復旧日数のうち、9つの復旧日数で復旧日数を考慮したモデル（タイプ2）のほうが誤差指標が小さくなった（表-7）。また、図-8からも、多くの場合で復旧日数を考慮したモデルの推定値のほうが実績値に近いことが確認できた。以上の点から、ライフラインの復旧日数を考慮することにより滞在時間分布の予測精度が向上すると考えられる。

表-7 復旧日数を考慮したモデルと考慮しないモデルの誤差指標

ST_i	復旧日数 [日]	データ数 N	RMSE		MAE	
			復旧日数 考慮	復旧日数 考慮なし	復旧日数 考慮	復旧日数 考慮なし
ST_0	2	7	0.205	0.255	0.413	0.460
ST_0	6	4	0.168	0.175	0.346	0.408
ST_0	8	4	0.253	0.208	0.444	0.419
ST_1	2	5	0.217	0.233	0.425	0.441
ST_2	1	9	0.113	0.240	0.306	0.459
ST_2	2	9	0.156	0.234	0.345	0.441
ST_2	3	4	0.156	0.225	0.357	0.435
ST_3	1	11	0.202	0.325	0.395	0.521
ST_3	2	18	0.145	0.126	0.349	0.322
ST_3	3	4	0.237	0.258	0.443	0.482
ST_3	4	5	0.049	0.103	0.171	0.304

※表中の黄色のセルは誤差指標の小さなモデルを示す。

(2) 推移確率

推移確率は既往研究⁵⁾に従い製造業と非製造業に分けてデータセットから式(1)(2)により算出した。推移確率を行列形式で表した推移確率行列を式(27)(28)に示した。

$$P_M = \begin{pmatrix} 0 & 0.67 & 0.11 & 0.11 & 0.11 \\ 0 & 0 & 0.94 & 0 & 0.06 \\ 0 & 0 & 0 & 0.87 & 0.13 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (27)$$

$$P_N = \begin{pmatrix} 0 & 0.70 & 0.13 & 0.08 & 0.10 \\ 0 & 0 & 0.88 & 0.06 & 0.06 \\ 0 & 0 & 0 & 0.94 & 0.06 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (28)$$

ここで、 P_M ：製造業の推移確率行列、 P_N ：非製造業の推移確率行列、を示す。

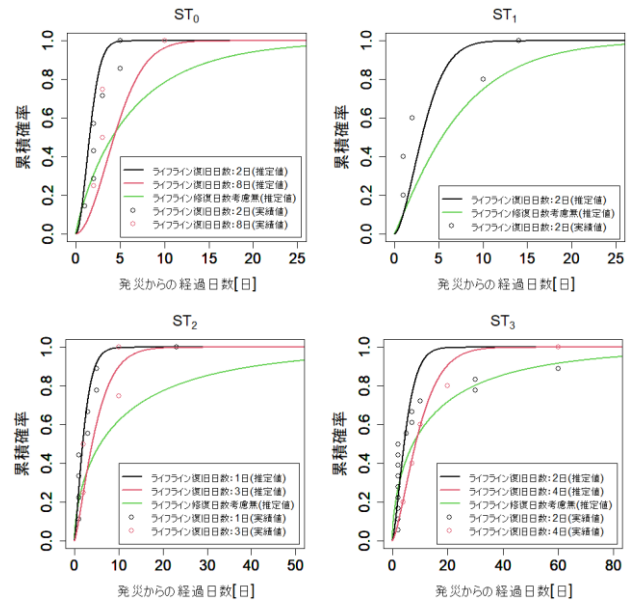


図-8 ライフライン復旧日数を考慮したモデルと考慮しないモデルの推定値及び実績値の比較

(3) リカバリーカーブの作成

推移確率と滞在時間分布を利用し式(5)により製造業・非製造業のリカバリーカーブを作成した（図-9）。

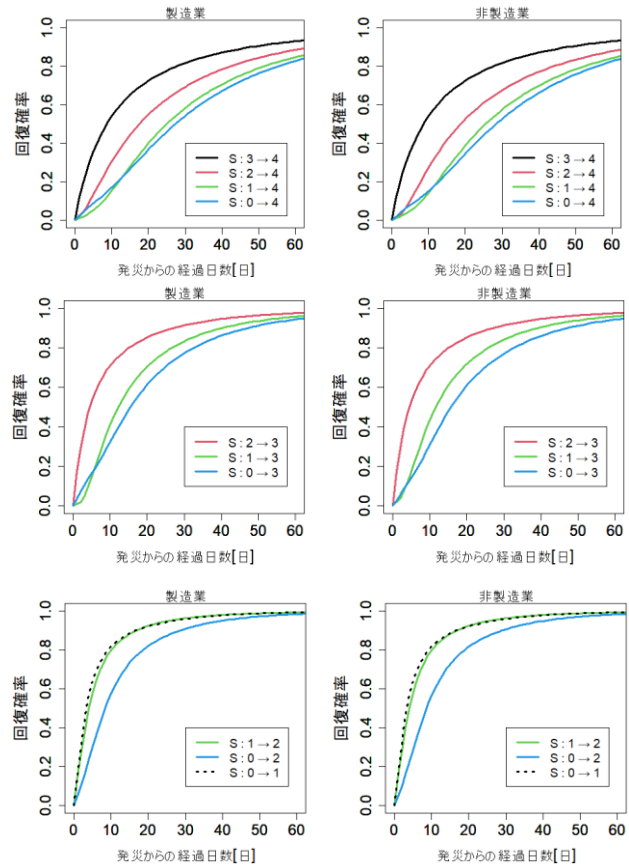


図-9 福島県沖の地震のリカバリーカーブ

得られた製造業のリカバリーカーブでは、操業能力の状態が 0 から 4 に回復するのに要する時間の 50% タイル値は 27 日、90% タイル値は 74 日となった。なお、2022 年の福島県沖の地震の場合、製造業も非製造業もリカバリーカーブに大きな違いは見られなかった。また、本研究で得られたリカバリーカーブは、発災からの経過日数の小さい範囲では一部で逆転が見られるものの、初期の操業能力の状態 S が小さいほど復旧に時間を要するモデルが得られた。

(4) 他の地震のリカバリーカーブとの比較

Liu et al.(2021)⁹⁾では熊本地震における被害データに基づきリカバリーカーブを作成している。そこで、本研究で得られた福島県沖の地震におけるリカバリーカーブと比較した (図-10)。

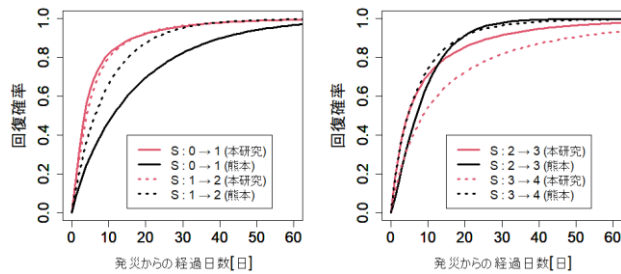


図-10 本研究と熊本地震のリカバリーカーブの比較

その結果、被災直後に操業能力が大きく低下した $S: 0 \rightarrow 1$ や $S: 1 \rightarrow 2$ といった推移では、本研究のリカバリーカーブは熊本地震よりも回復が早い傾向がみられた。本研究で利用した福島県沖の地震の調査データにおける各拠点の地震動は、熊本地震の被災地と比較して小さい。このため、操業能力の状態が同じでも復旧は容易であった可能性がある。また、ライフラインの復旧が必要な確率も、本研究の 53.7% に対し熊本地震は 78% (操業能力の状態が 0 の場合) となっており、本研究ではライフラインの損傷が軽度であったことも影響した可能性がある。

一方、 $S: 2 \rightarrow 3$ はほぼ同等、 $S: 3 \rightarrow 4$ は福島県沖の地震のほうが回復に要する期間が長くなった。本研究で利用したデータでは、操業能力の状態 3 において地震後の需要減少の発生と滞在時間に正の相関がみられた (表-3(a))。本研究で対象とした 2022 年福島県沖の地震の被災地では、2011 年東日本大震災、2019 年東日本台風、2021 年福島県沖の地震と繰り返し自然災害の影響を受け、2020 年以降のコロナ禍の影響も受けている。これらの自然災害の影響や被災後の需要の減少が操業能力の完全回復への速度を遅らせた可能性が考えられる。

6. ライフラインの復旧期間の違いが操業能力の回復に与える影響

本提案手法では、ライフラインの復旧期間が操業能力の回復に与える影響を定量的に評価することが可能である。5.では、実際の調査で得られたライフライン復旧日数に基づきリカバリーカーブを作成したが、仮になんらかの事情 (例えば大きな余震が多発した等) によりライフラインの復旧日数が延びた場合や、逆に地震対策等により復旧日数が短縮された場合における操業能力の回復の違いを定量的に比較することも可能である。

ここでは、ケース・スタディとして、(1) ライフラインの復旧期間が 2 倍となった場合、(2) 同じく復旧期間が半分となった場合、における製造業のリカバリーカーブを算出し、図-9 のリカバリーカーブとの違いについて比較した (図-11・表-8)。

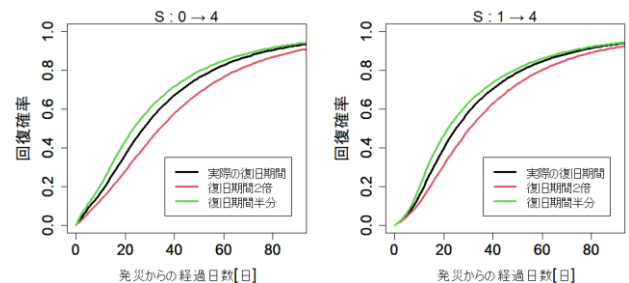


図-11 ライフライン復旧期間の違いが操業能力のリカバリーカーブに与える影響 ($S: 0 \rightarrow 4 \cdot S: 0 \rightarrow 3$)

表-8 ライフライン復旧期間の違いによる操業能力回復期間の期待値の違い

ライフライン復旧期間	完全回復に要する期間の期待値[日]			
	初期操業能力の状態 $S=0$	初期操業能力の状態 $S=1$	初期操業能力の状態 $S=2$	初期操業能力の状態 $S=3$
復旧期間2倍	41.64	38.09	30.47	21.03
実際の復旧期間	35.03	32.83	25.81	17.97
復旧期間半分	31.67	30.28	23.72	16.73

例えば、初期操業能力の状態が 0 の場合、ライフライン復旧期間が実際の半分であれば完全回復に要する期間の期待値は約 3.5 日 (実際の約 9 割に) 減少すると想定された。逆に復旧期間が実際の 2 倍になると、完全回復に要する期間の期待値は約 6.5 日間 (実際の約 1.2 倍に) 増加すると想定された。このように、本提案手法を用いることで、ライフラインの耐震化等の地震対策により、被災企業の操業能力の回復期間の短縮効果を定量評価することが可能となる。

7. まとめと今後の課題

本研究では、2022年3月に発生した福島県沖の地震における企業の被災実態に関するアンケート調査データ⁹⁾を用い、ライフラインの復旧期間を考慮した企業の操業能力のリカバリーカーブの作成方法を提案した。提案手法では操業能力の回復過程をセミ・マルコフ過程でモデル化している。本研究で得られた成果と課題を以下に整理した。

- ① 福島県沖の地震による企業の被害実態に関するアンケート調査データを整理するとともに、ライフラインの一部が使用できない場合のデータを利用し重回帰分析を行った。その結果、ライフライン復旧日数が長くなるほど操業能力が同じ状態に留まる時間（滞在時間）も長くなる傾向が明らかとなった。
- ② ライフライン復旧日数から滞在時間の確率分布のパラメータ推定方法を提案した。提案した手法で福島県沖の地震の滞在時間分布が再現可能なことを示すとともに、ライフライン復旧日数を考慮するモデルのほうが滞在時間分布の精度向上が図れることを示した。
- ③ アンケート調査データから推移確率マトリックスを推定した。推移確率マトリックスと滞在時間分布を利用し、福島県沖の地震におけるリカバリーカーブを推定した。得られた製造業のリカバリーカーブでは、操業能力の状態が0から完全回復に要する時間の50%タイル値は27日、90%タイル値は74日と推定された。
- ④ ライフラインの復旧日数がリカバリーカーブの作成方法に組み込まれたことで、ライフラインの復旧期間に応じた操業能力の回復期間を推定することが可能となった。これにより、ライフラインの地震対策による復旧速度の向上が企業の操業能力の回復に与える影響を定量的に評価できる枠組みを構築できた。
- ⑤ 本研究で利用した調査データにおける各拠点の震度は5強以下が半分以上を占めている。その結果、本研究で得られたリカバリーカーブは熊本地震のリカバリーカーブと比較すると低い操業能力水準における滞在時間が短く評価される結果となった。このため、本研究で作成したリカバリーカーブは局地的な地震において適用可能と考えられるが、気象庁が命名する地震のような大規模な地震では操業能力の回復速度を過大評価する可能性がある。

このため、熊本地震のような大きな被害が発生した地震の被災地のデータを利用し、推定精度の向上を図る必要がある。

- ⑥ 本研究では、ライフラインの地震対策による効果が企業の操業能力の回復速度に与える影響を定量評価できる枠組みを提案したが、企業が実施した設備固定やBCP等の各種対策が操業能力の回復速度に与える影響の定量評価手法についても今後検討していく必要がある。

謝辞：本稿の作成にあたっては、京都大学名誉教授の岡田憲夫先生から貴重な助言をいただいた。記して御礼申し上げます。

REFERENCES

- 1) 古橋隆行, 多々納裕一, 梶谷義雄, 玉置哲也, 奥村誠：東日本大震災による企業の地域別・業種別被害特性に関する研究, 土木計画学研究・講演集 (CDROM), Vol.47, ROMBUNNO.26, 2013.
- 2) APPLIED TECHNOLOGY COUNCIL: ATC-13 Earthquake Damage Evaluation Data for California, 1985.
- 3) 中村孝明, 境茂樹, 吉川弘道：損傷相関を考慮した地震時システム性能評価に関する研究, 日本建築学会構造系論文集, 第76巻, 第661号, pp.713-719, 2011.3.
- 4) 梶谷義雄, 多々納裕一, 吉村勇祐：大規模災害時における産業部門の生産能力の推計：東日本大震災を対象として, 自然災害科学, Vol.31, No.4, pp.283-304, 2013.
- 5) H. Liu, H. Tatano, Y. Kajitani, Y. Yang: Modelling post-disaster recovery process of industrial sectors: A case study of 2016 Kumamoto earthquakes, International Journal of Disaster Risk Reduction, Vol.61, 2021.
- 6) 梶谷義雄, 中野一慶, 多々納裕一, 朱佳慶：2007年新潟県中越沖地震による産業部門への経済的影響－企業の被害実態と災害対応効果－, 地域安全学会論文集, No.10, pp.161-168, 2008.11.
- 7) 日経BP社：地震からの復活 三洋に学ぶ半導体工場のリスク管理, Nikkei microdevices, 第245号, pp.31-45, 2005.11.
- 8) 伊東維年：熊本地震に伴う大手半導体メーカーの被害状況と復旧過程, 松山大学論集, 第29巻, 第4号, 抜刷, 2017.10.
- 9) 清水智, 山崎雅人, 井出修, 梶谷義雄, 多々納裕一：2022年3月に発生した福島県沖の地震における企業の被災実態に関するアンケート調査結果, 日本地震工学会第17回年次大会梗概集, TS20220029, 2022.12.
- 10) 日本信頼性学会：新版 信頼性ハンドブック, 日本科学技術連盟, 2014.

RECOVERY CURVE OF POST-EARTHQUAKE PRODUCTION CAPACITY
CONSIDERING LIFELINE RESORATION PERIOD
- A CASE STUDY OF THE 2022 FUKUSHIMA OFFSHORE EARTHQUAKE -

Satoshi SHIMIZU, Masato YAMAZAKI, Osamu IDE, Huan LIU,
Yoshio KAJITANI and Hirokazu TATANO

In this paper, we proposed a methodology for estimating the recovery curve of the production capacity that considers the impact of lifeline restoration time. Specifically, we modeled the production capacity recovery process under the semi-Markov process framework and applied it to a case study of the business survey data following the 2022 Fukushima offshore earthquake. Also, we proposed a method for estimating the parameters of the sojourn time distribution of the production capacity level conditional on the lifeline restoration time. Moreover, the application of the proposed method to the 2022 Fukushima offshore earthquake illustrated the production capacity recovery process of firms in the disaster affected area. Results suggested that the proposed model is able to quantitatively evaluate the impact of the lifeline recovery speed on the recovery of production capacity, as it estimates the recovery curve conditional on the lifeline recovery time. Results also provides useful information for evaluating the cost-effectiveness of infrastructure restoration countermeasures after seismic disasters.