

統計数理

第 69 卷 第 2 号

(通巻 134 号)

PROCEEDINGS OF THE INSTITUTE OF STATISTICAL MATHEMATICS

目次

特集「Hawkes 過程の新展開と応用」

「特集 Hawkes 過程の新展開と応用」について	
庄建倉・小山慎介・野村俊一	121
Hawkes 過程の個人史 [総合報告]	
Alan Hawkes・Jing Chen	123
統計地震学における ETAS モデル —その進展とホークス型モデル [総合報告]	
庄建倉・尾形良彦	145
Hawkes 型計数時系列モデル [原著論文]	
小山慎介	165
Hawkes 過程における 2 つの推定手法の比較と実データ解析への応用 [原著論文]	
茅根脩司・白石博	181
地震学における非線形 Hawkes 過程：摩擦構成則に基づく地震活動モデル [総合報告]	
岩田貴樹	209
時空間 ETAS モデルの拡張バージョンとその応用 [研究詳解]	
郭一村・庄建倉	223
余震誘発効果を考慮した繰り返し地震の予測 [原著論文]	
野村俊一・田中昌之	239

特集「日本人の国民性の統計的研究 —平成期 30 年のまとめと将来の展望」

「特集 日本人の国民性の統計的研究 —平成期 30 年のまとめと将来の展望」について	
前田忠彦	255
「日本人の国民性」調査と「意識の国際比較」 —「統計数理」から「データの科学」へ— [研究資料]	
吉野諒三	259
「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査における調査不能者を考慮した母集団割合の 推定 [研究ノート]	
伏木忠義	283
日本人の環境意識：『日本人の国民性調査』によるその変遷と関連要因の考察 [原著論文]	
加藤直子	295
何が地方への移住意向を決めるのか？：現代日本人の＜義理人情度＞を中心として [原著論文]	
朴堯星	315
日本人の宗教意識／宗教性に関する質問諸項目の方法論的な検討 —「日本人の国民性調査」の二次分析— [原著論文]	
真鍋一史	339

企業 - 銀行間のデータ結合と機械学習による金融政策効果と波及メカニズムの検証 [原著論文]	
園田桂子・山下智志	367

2021 年 12 月

大学共同利用機関法人 情報・システム研究機構 統計数理研究所

〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3 電話 050-5533-8500(代)

本号の内容はすべて <https://www.ism.ac.jp/editsec/toukei/> からダウンロードできます

ISSN 0912-6112

統計数理

PROCEEDINGS OF THE INSTITUTE OF STATISTICAL MATHEMATICS

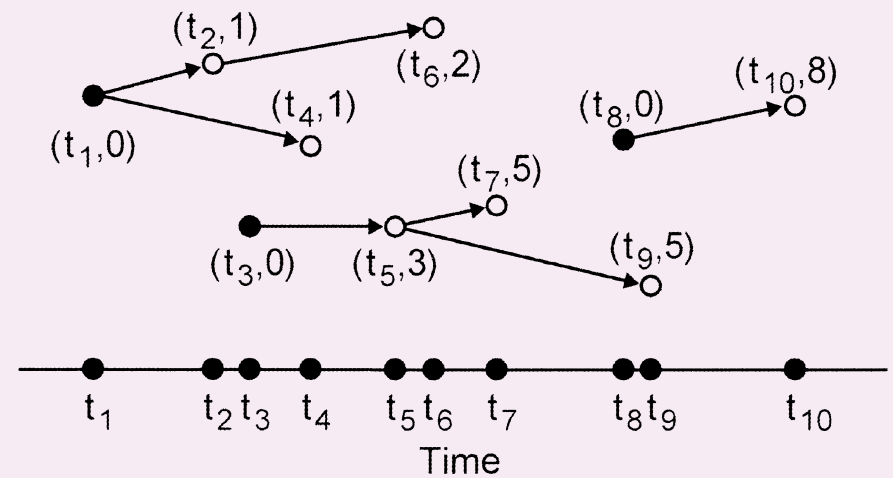
第 69 卷 第 2 号

2021

統計数理

Vol. 69, No.2

PROCEEDINGS OF THE INSTITUTE OF STATISTICAL MATHEMATICS



統計数理研究所

統計数理

(年2回発行)

編集委員長 島谷 健一郎

編集委員 ウ ステファン

坂田 綾香

船渡川 伊久子

三分一 史和

矢野 恵佑

特集担当編集委員 庄 建倉

小山 慎介

野村 俊一 (早稲田大学)

前田 忠彦

朴 堯星

編集室

池田 広樹

長嶋 昭子

脇地 直子

「統計数理」は、統計数理研究所における研究成果を掲載する統計数理研究所「彙報」として1953年に歴史を始め、1985年に誌名を変更し今の形となりました。現在は、統計数理研究所の研究活動に限らず、広く統計科学に関する投稿論文を掲載し、統計科学の深化と発展、そして統計科学を通じた社会への貢献を目指しています。

投稿を受け付けるのは、次の6種です。

- a. 原著論文
- b. 総合報告
- c. 研究ノート
- d. 研究詳解
- e. 統計ソフトウェア
- f. 研究資料

投稿された原稿は、編集委員会が選定・依頼した査読者の審査を経て、掲載の可否を決定します。投稿規程、執筆要項は、本誌最終頁をご参照ください。

また、上記以外にも統計科学に関して編集委員会が重要と認める内容について、編集委員会が原稿作成を依頼することがあります。

その他、「統計数理」に関するお問い合わせは、各編集委員にお願いします。

All communications relating to this publication should be addressed to associate editors of the Proceedings.

大学共同利用機関法人 情報・システム研究機構

統計数理研究所

〒190-8562 東京都立川市緑町10-3 電話050-5533-8500(代)

<https://www.ism.ac.jp/>

© The Institute of Statistical Mathematics 2021

印刷：笹氣出版印刷株式会社

PROCEEDINGS OF THE INSTITUTE OF STATISTICAL MATHEMATICS

Vol. 69, No. 2

Contents

Special Topic : Hawkes Process: Recent Development and Applications

On the Special Topic “Hawkes Process : Recent Development and Applications” Jiancang ZHUANG, Shinsuke KOYAMA and Shunichi NOMURA	121
A Personal History of Hawkes Processes Alan HAWKES and Jing CHEN	123
The ETAS Model in Statistical Seismology : Its History, Recent Developments, and Influences on General Hawkes Processes Jiancang ZHUANG and Yosihiko OGATA	145
Hawkes-type Count Time Series Models Shinsuke KOYAMA	165
Comparison of Two Estimation Methods for Hawkes Processes and Application to Actual Data Analysis Shuji CHINONE and Hiroshi SHIRAISHI	181
A Nonlinear Hawkes Process in Seismology : A Seismicity Model Based on Rate- and State-dependent Friction Law Takaki IWATA	209
Extended Versions of the Space-time ETAS Model and Their Applications Yicun GUO and Jiancang ZHUANG	223
Forecasting Repeating Earthquakes Considering Aftershock-triggering Effects Shunichi NOMURA and Masayuki TANAKA	239

Special Topic : A Statistical Study of the Japanese National Character : Summary of 30 Years of the Heisei Era and Prospects for the Future

On the Special Topic “A Statistical Study of the Japanese National Character : Summary of 30 Years of the Heisei Era and Prospects for the Future” Tadahiko MAEDA	255
Japanese National Character Survey to Cross-national Comparative Survey—From “Statistical Mathematics” to “Science of Data” Ryozo YOSHINO	259
Nonresponse-adjusted Estimates of Population Proportions in the 13th and 14th Nationwide Surveys on the Japanese National Character Tadayoshi FUSHIKI	283
Environmental Awareness of Japanese Citizens : Quantitative Analysis of Chronological Changes and Related Factors Performed Using the Japanese National Character Survey Naoko KATO-NITTA	295
What Factors Determine the Intent to Out-migrate from Urban Areas to Rural Areas? Focusing on the Sense of “Giri ninjō” (Humanity) in the Survey on the Japanese National Character Yoosung PARK	315
Methodical Examination on Question Items Measuring Japanese Religious Consciousness/ Religiosity : Secondary Analysis of the Japanese National Character Survey Kazufumi MANABE	339

Paper

Data Linkage and Machine Learning Approach for Identifying Monetary Policy Effects and Transmission Mechanisms Katsurako SONODA and Satoshi YAMASHITA	367
---	-----

December, 2021

Research Organization of Information and Systems

The Institute of Statistical Mathematics

10-3 Midori-cho, Tachikawa, Tokyo 190-8562, JAPAN

表紙の図は本誌 167 ページを参照

「特集 Hawkes 過程の新展開と応用」について

庄 建倉¹・小山 慎介¹・野村 俊一² (オーガナイザー)

点過程は、都市火災、森林火災、犯罪、地震、病気、木の位置、動物の位置、通信ネットワークの障害など、連続した空間、時間、または時空間領域で発生する離散的なイベントのプロセスを記述する自然なツールである。イベントが発生する領域の種類に応じて、点過程モデルは、空間点過程と時間(または時空間)点過程の2つのクラスに分類される。この2種類のモデルの違いは、後者には特別な時間軸があり、それに基づいてイベントを時系列に並べることができるという点である。様々なタイプの点過程の中で、時空間的または時間的にクラスター化された点過程は、地震発生の ETAS (epidemic-type aftershock sequence) モデル (Ogata, 1988) を含む Hawkes の自己励起過程 (Hawkes, 1971a, 1971b; Hawkes and Oakes, 1974) に分類される。この半世紀の間に、Hawkes 過程に対して、確率的デクラスタリング、確率的再構成、EM アルゴリズム、残差分析、ベイズ解析などの多くの強力なツールが開発され、また、漸近特性に関連する理論も開発された (Reinhart, 2018 のレビューを参照)。

このたび、Hawkes 過程の歴史、発展、応用に関する特集号を発刊することになった。Hawkes 過程に関する特集号はこれまでも数多くあるが、本特集号は他に類を見ないものである。日本語で書かれているため、より多くの日本語をベースとする国内の研究者、特に大学院生や若手研究者に、この強力なツールを認知してもらいたい。特に、この種の点過程の名前の由来となった Alan Hawkes 氏が、1960 年代から 1970 年代にかけての点過程の研究と、Hawkes 過程の開発経緯についての寄稿に同意してくれたことで、より胸を躍らせる事態となった。

本特集では、7つの論文が掲載され、3つのカテゴリーに分類されている。

最初の2つの論文では、Hawkes 過程と ETAS モデルのストーリーについて詳しく紹介している。「科学の歴史は科学そのものである」(Johann Wolfgang von Goethe)。Alan Hawkes の論文は、Jing Chen との共著で、英語で書かれているが、編集部で日本語に翻訳し、英語の原文を付録として付けたので、世界中の読者に読んでいただける。庄と尾形の論文では、統計地震学の初期の歴史と、Hawkes 過程が地震統計にどのように応用されたかを説明しており、Hawkes 過程の最も重要な応用例として ETAS モデルを紹介している。

2つ目のカテゴリーの論文は Hawkes 過程に関する手法である。小山の論文では、イベントのカウントデータの時系列を Hawkes の流儀で扱っている。彼は、各時間ステップでのカウント数に、プロセスの履歴を条件付けて、ポアソン分布と負の二項分布を用いている。特に、時間変化する再生産数を推定する方法を示している。茅根と白石の論文は、多変量ホークス過程を扱い、最尤推定法の他に、強度関数のカーネル推定法を与えた。両論文とも、日本におけるコロナウイルスの拡散過程の分析に応用されている。

3つ目のカテゴリーは Hawkes 過程の応用について、すなわち ETAS モデルの地震学への応用である。岩田の論文は、定格に基づいた非線形 Hawkes モデルの最初の例を示し、地震デー

¹ 統計数理研究所：〒190-8562 東京都立川市緑町10-3

² 早稲田大学 商学学術院大学院会計研究科：〒169-8050 新宿区西早稲田1-6-1

タに適用している。郭と庄の論文は、震源の深さと地震断層の幾何形状を考慮して、拡張された ETAS モデルを適用した結果をまとめ、観測データの物理学をモデルに組み込む方法を示している。野村と田中の論文は、Hawkes 過程とは直接関係ないが、Hawkes 過程に更新過程の成分を入れるための良い方向性を示している。これは、Wheatley et al. (2016) と Stindle and Chen (2018) で与えられた更新 Hawkes 過程とは異なり、地震クラスタリング過程に従って得られる変換時間領域での更新過程を研究しているからである。

今回の特集では、Hawkes 過程に関連する理論、手法、技術をこの 7 本の論文に盛り込むことは不可能であり、教科書として利用することは難しい。しかし、Hawkes 過程の歴史、新展開、応用などについては、すでに豊富な知識が提供されている。

Hawkes 過程は、個々の事象や粒子間のクラスター効果(正の相互作用)を調べ、それらの間の潜在的な因果関係を判断するのに役立つことから、自然科学と社会科学の両方において、点過程データ分析の最もポピュラーなモデルの一つとなっている。最近では、観測技術やデータ保存技術の急速な発展により、点過程データ解析においてもビッグデータが注目されている。多数のシーケンス(データセット)や、膨大な数の離散事象を含む長いシーケンス(データセット)では、事象間のクラスター化や誘発効果を定量化して予測するための迅速なツールや一般的なフレームワークが望まれ、Hawkes 過程はこのような目的に適している。このプロセスの研究は、数学者や統計学者に多くの課題と興味深い結果を提示してきたが、まだまだエキサイティングな発見があることは間違いのないだろう。

参 考 文 献

- Hawkes, A. G. (1971a). Point spectra of some mutually exciting point processes, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, **33**(3), 438–443.
- Hawkes, A. G. (1971b). Spectra of some self-exciting and mutually exciting point processes, *Biometrika*, **58**(1), 83–90.
- Hawkes, A. G. and Oakes, D. (1974). A cluster process representation of a self-exciting process, *Journal of Applied Probability*, **11**(3), 493–503.
- Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *Journal of the American Statistical Association*, **83**(401), 9–27.
- Reinhart, A. (2018). A review of self-exciting spatio-temporal point processes and their applications, *Statistical Science*, **33**(3), 299–318.
- Stindl, T. and Chen, F. (2018). Likelihood based inference for the multivariate renewal Hawkes process, *Computational Statistics and Data Analysis*, **123**, 131–145.
- Wheatley, S., Filimonov, V. and Sornette, D. (2016). The Hawkes process with renewal immigration & its estimation with an EM algorithm, *Computational Statistics & Data Analysis*, **94**, 120–135.

Hawkes 過程の個人史*

Alan Hawkes¹・Jing Chen²

(受付 2021 年 1 月 2 日; 改訂 2 月 9 日; 採択 2 月 17 日)

要 旨

この文章は Hawkes 過程として知られることになった、自己励起性点過程と相互励起性点過程について、1971 年から 1974 年の間に発表された一連の 5 本の論文についての、Alan Hawkes へのインタビューに基づくものです。加えて、これらの論文の発表前の Alan Hawkes の経歴、Hawkes 過程の研究に戻ってくるまで、なぜ 40 年もかかったのか、またその間に彼が行ったことについてもいくつか語ってもらっています。

キーワード：キュー、ETAS モデル、イオンチャネル、信頼性、金融、確率過程。

編集者：私は、Hawkes 過程の考案者である Alan Hawkes 氏をお招きし、Hawkes 過程の初期の歴史について、こちらからのいくつかの質問に回答していただくというのは素晴らしい思いつきだと思いました。非常に嬉しいことには、Alan が私が依頼した以上のことをしたいと申し出てくれました。Alan を Hawkes 過程の研究に引き戻したキーパーソンである Jing Chen (陳静) 教授も近年の出来事を読者に語ってくれるそうです。

この文章の前段は Alan が書いたもので 4.1 章の主執筆者は陳静となりますが、各章の内容に二人の著者が関わっています。

1. はじめに

このような著名な研究機関が発行するジャーナルの特集号に、Hawkes 過程の歴史について寄稿の依頼をいただき大変名誉に感じました。最初はいくつかの質問へ私が回答する形という提案をいただきましたが、もう少しお話しさせていただきたいと思いました。その結果がこの文章です。この文章は質問に対する私の回答を含みますが、より多くのテーマについても書いています。このテーマについての私の研究は初期の研究と 2012 年以降この分野に戻ってからの研究の 2 つに明確に分けられます。後者については、私の同僚である Jing Chen 教授なしでは実現することはなかったでしょう。彼女の貢献は非常に大きいものがあります。そのため、私は彼女に共同執筆者になってくれるようお願いをしました。この文章の前段は私 (Alan) が書いたもので、Jing が後段の主執筆者となりますが、各章の内容に二人の著者が関わっています。

¹ School of Management, Swansea University, Bay Campus, Fabian Way, Swansea SA1 8EN, UK;
a.g.hawkes@swansea.ac.uk

² School of Mathematics, Cardiff University, Senghennydd Road, Cardiff CF24 4AG, UK;
Chenj60@cardiff.ac.uk

* 本論文のもとになっている英文原稿を付録に掲載している。

1.1 経歴

私は 1960 年にキングス・カレッジ・ロンドンの数学部を卒業し、さらに学位保持者向けの統計学の 1 年課程を修めるためにユニバーシティ・カレッジ・ロンドンの統計学部に移りました。その年の終わりには、道路交通問題に応用されている待ち行列理論を研究している Maurice Bartlett 教授の指導の下で研究生をはじめました。1 年後私はその学部で講師の職を得、教育とその他の業務をこなしながら研究を続けました。私の学位論文は 1965 年に完成しましたが、その時の外部試験官は David Cox 教授でした。David Cox 教授には独創的で重要な研究実績が数多くありますが、Cox 教授は Cox 過程と呼ばれるよく知られた点過程モデルを最初に広めました。

学位論文終了後、私は待ち行列理論について更に 2 つの論文を発表しました。発表後は自分の研究分野をもっと広げるべき時期だと判断しました。その後は様々なテーマについて更に 4 つの論文を発表しました。ユニバーシティ・カレッジ・ロンドンには研究には最高の場所を提供してくれました。ロンドン大学が、ロンドンの他の大学の学者 (Cox や David Brillinger のような学者) や外国からの著名な訪問者と交流することができるセミナーを開催してくれました。外国からの著名な訪問者には、数名を挙げるならば点過程理論に貢献した研究者 Jerzy Neyman や Peter Lewis が含まれます。Cox and Lewis (1966) は、いくつかの理論モデルと一緒に興味深いモノグラフを発表しましたが、ほぼデータ分析に集中していました。私はとりわけ私の博士課程の指導教官である Bartlett (1963) に刺激を受けました。Bartlett はその論文の中で、その後ほどなくして点過程における Bartlett スペクトルとして知られることになるものを初めて紹介しました。私はしばらくの間は点過程が集中すべき興味深い分野を提供してくれるであろうという判断に至りました。

2. いくつかの励起性点過程

この章では Hawkes 過程について初期の 5 本の論文 (Hawkes, 1971a, 1971b, 1972; Hawkes and Adamopoulos, 1973; Hawkes and Oakes, 1974) が書かれた 1971 年から 1974 年の頃について書きます。その当時はもちろん Hawkes 過程とは呼ばれておらず、自己励起及び相互励起点過程と呼ばれていました。私がここで語らなければならないことには、私が先に言及した私への 5 つの質問の内の 3 つへの回答が含まれています。

編集者からの質問 1: Hawkes 過程が提唱された時代、どのような点過程モデルに人気がありましたか。Hawkes 過程モデルや他モデルを応用するにあたっての困難な点で主だったものはどのようなものでしたか。

1969 年にダラム大学に移った頃、私は既に点過程について真剣に考え始めていました。当時、点過程はある程度の関心を集めてはいましたが、Poisson 過程、リニューアル過程、semi-Markov 過程 (Hawkes, 1970 は最後のテーマに関する論文)、それに加えて Neyman-Scott 過程や Bartlett-Lewis 過程、Cox 過程を除けば、多くのモデルはそれ程の関心を集めているように私には見えませんでした。私は特に Bartlett に影響を受けていたため、自分が新しいモデルを導入し、その Bartlett スペクトルを見つけることができるかもしれないと思っていました。

今日私は点過程についてもっと広い定義をし、待ち行列理論や連続時間 Markov 連鎖 (即ち、連続時間で離散状態をもつ Markov 過程)、ニューロンの発火、感染症流行過程、システムの信頼性、等のようなイベントの流れをモデル化するものであればどのようなものであっても定義に含めています。

その当時難しかった主な点は、計算と正確で十分な量のデータを利用可能な形で確保するこ

とでした。コンピュータは物理的に巨大で遠隔地にありましたが、容量的に小さく速度も遅いものでした。ソフトウェアは使用範囲の点で限定的でした。現在では個人のデスク上で信じられないくらいパワフルなコンピュータと膨大な種類のソフトウェアが利用できますし、ソフトウェアの多くは世界中の研究者の努力のお陰で無料で利用することができます。コンピュータのハードウェアとソフトウェアの発展は、信頼性の高い大量のデータ、例えば生理や金融市場での数ミリ秒ごとの取引記録のデータ、を集めることも容易にしました。

編集者からの質問 2: Hawkes 過程はどうやって思いついたのですか。Hawkes 過程は私が生まれる以前に世に出ていました。私より若い研究者の多くはこの質問の答えに興味があるのではないかと思います。

正確にどうやってそうなったか、またなぜそのようになったかについては、はっきりとは覚えていません。いくつかの応用の可能性、特に感染症流行過程への応用可能性については言われていましたが、動機は純粋に数学的なものでした。多くの人が Hawkes 過程は元々は地震の連鎖を記述するために発明されたといつて Hawkes 過程の論文を書き始めますが、これは正しくないことは明らかです。ただ、Vere-Jones (1970) の興味深い論文が Hawkes (1971a) で引用されていますが、このとき博士課程の大学院生を一人採用しましたが、私は彼がなにか実用的なことをすべきと考えていたため、彼に地震の分析をやらせました。Hawkes (1972) ではマーク付き励起過程を紹介し、「マーク付き過程のモデルの地震データへの適合はダラム大学の L. Adamopoulos による」という注釈を含めていました。

このことは Hawkes and Adamopoulos (1973) で実を結びました。実際 Hawkes 過程の実用的な対象への初めての適用でした。ただ、これらの過程が最初に導入された時、私の頭の中にはもちろん地震のことはありませんでした。我々には地震の知識がほとんどありませんでしたので、この論文は特別良い論文ではありませんでしたが、地震学者は面白い可能性があると感じていました。地震学者は地震についてよく知っていますから、地震学者、特に著名な日本人の地震専門家は、道理にかなった励起カーネルを導入しずっと上手くやることができていましたし、重要な時空間版モデルを含む有名な ETAS モデルを開発していました (Ogata, 1998)。これらのことは犯罪活動を予測する研究者も取り上げていました。犯罪活動予測の例については Mohler et al. (2011) を参照してください。

編集者からの質問 3: 統計的推論について、私の印象ではスペクトル、生成汎関数及びモーメントに基づく方法が、点過程データ解析で主に用いられている技術だったのですが、尤度に基づく方法(最尤推定)が最近紹介されました。これは本当ですか。

本当だと思います。最も使用されている方法は Cox and Lewis (1966) が書いていますが、Lewis et al. (1969) はそれらの方法を適用するために役立つコンピュータプログラム (SASE IV) を提供しました。Metropolis-Hastings 法のようなコンピュータを多用した MCMC Bayes 法は揺籃期にあり(私の記憶の限りでは)点過程解析の一般的なツールにはまだなっていなかったのです。Hawkes and Adamopoulos (1973) は、サンプルのスペクトル(ピリオドグラムと呼ばれることもある)と慎重に選ばれた様々な周波数で計算した理論的な Bartlett スペクトルの比は、およそ独立同分布指数確率変数のような分布となるという考えに基づく「スペクトル尤度法」を紹介しました。

私は 1974 年にダラム大学からスウォンジー大学に異動し、1978 年頃に David Vere-Jones がスウォンジーに講演に来てくれました。講演で彼は、一般的な点過程についての Rubin (1972) の結果に基づいて尾崎 (Ozaki, 1979) が発表した Hawkes 過程の今日ではよく知られた尤度公式について話してくれました。Vere-Jones はその問題に取り組むように尾崎を勇気付けること

に一役かったと思います。最大尤度の EM アルゴリズムは Dempster et al. (1977) の注目すべき研究以前には一般的には知られていませんでした。今では Hawkes 過程 (Hawkes and Oakes, 1974) の分枝過程を表す際によく使われています。

3. 中期

編集者からの質問 4: 多くの人が認識していますが、貴方は長年の間、自己励起型過程の研究を継続せずやめていました。その大きな理由は何ですか。その期間中、何が貴方の主な研究対象だったのですか。

私の研究者としてのキャリアを通じて、常に私は自分のことを本来は応用確率論者だと思っていました。私は数学理論のために理論を開発することには特に関心はありませんでした。私はある程度実用的見地から重要な具体的問題を研究することを好みます。それらの自己励起型過程はそれほどの興奮を(研究者の間に)もたらしたようには見えませんでした。グーグル・スカラーによれば、最初の Hawkes の論文 Hawkes (1971a) が受理されてから 30 年の間、引用は年平均約 1.5 回です。今日では年間約 200 回の引用があります。私は自分が例えば地震や感染症について実際に役立つ貢献をするに足る知識を持ち合わせているとは思えませんでした。私はもっと興味が持てることを見つけていました。

私はユニバーシティ・カレッジ・ロンドンで過ごした頃から薬理学者の David Colquhoun のことを知っていました。彼が書いていた本でちょっとお手伝いをしたのです。生物統計学の本 (Colquhoun, 1971) の確率過程に関する章で彼のお手伝いをしました。神経系で一連のスパイクを観察する際に、どのくらいの頻度で異常に大きなスパイクを観察することが期待されるかという質問を彼は私へ投げ掛けましたが、Hawkes (1970) はその質問に対する回答として書かれたものでもあります。論文はそのことを一般化し原型をとどめないほど抽象化していましたが、それが彼が回答を求めている質問でした。

その後彼はイオンチャンネルを通る微小電流について私に質問をしてきました。イオンチャンネルは体中に電気信号を伝える複雑な伝達系の不可欠な部分で、それなしでは我々は感じることも考えることも動くことも全く何もできなくなります。イオンチャンネルは薬物作用においても重要なサイトになります。例えば、局所麻酔はチャンネルを閉鎖し信号が通過できないようにしますが、そのことによって患者は痛みを感じないようにします。私はイオンチャンネルについてあまり知識がありませんでしたが、David には知識があり、何が必要であるかを私に伝えることができ、私の数学を理解することができました。

そのようにして我々の間で約 40 年もの間続いた素晴らしい共同研究が始まりました。David はもの凄く才能のある人間です。彼はユニバーシティ・カレッジ・ロンドンで薬理学の教授および王立学会フェローとなり、3 人のノーベル賞受賞者と研究しました。彼は本当に優しい人間で良き友人です。彼と働くのは大きな喜びでした。

我々は共にシングル・チャンネルの動力学の確率モデルの先駆者となりました。そのモデルは、薬理学者や生理学者、生物物理学者が日常的に測定する実験結果について詳細な理解を引き出すことを可能にし、彼らの世界中のコミュニティで欠くことができないものとなりました。私はこれを、人間や動物の身体、更には植物について理解を深める実用的見地から、これまで行った最も重要な仕事と考えています。それに加えその数学も素晴らしいものでした。我々は 21 の論文を発表しましたが、その最も重要な 10 の論文を参考文献 (Colquhoun and Hawkes, 1977, 1982, 1987, 1995a, 1995b; Colquhoun et al., 1996, 1997, 2003; Hawkes et al., 1990, 1992) に掲載しました。私の同僚である Assad Jalali 博士も、チャンネル開閉時間が約 25 マイクロ秒以下という非常に短時間しか続かないために観察できない、いくつかのチャンネル開閉時間

についての time interval omission の重要な問題の解決に大きな貢献をされたこと (Hawkes et al., 1990, 1992; Jalali and Hawkes, 1992) も述べておかねばなりません. このテーマでは私の唯一の日本語論文があることも特に言及しておきます (蛭名 他, 1989).

私はシステムの信頼性についても 14 の論文を発表しました. このテーマについては, その数学の一部がイオンチャンネルを説明する際に用いたものと似てはいましたが, 私にそれほど興味があったわけではありません. このテーマに関心があった生徒を指導したことが主な経緯です. 参考文献にはこのテーマに関する 8 つの論文 (Cui and Hawkes, 1994, 2008; Cui et al., 1995, 2012; Fawzi and Hawkes, 1990; Hawkes et al., 2011; Jalali et al., 2005; Zheng et al., 2006) を含めてあります. ほとんどは北京理工大学の Lirong Cui 教授と何名かの彼の研究生との共著です.

その他様々なテーマについて永続的な重要性はあまり高くない 15 本の論文もありました.

4. Hawkes 過程への回帰

2012 年に Jing Chen と知り合う機会がありました. 彼女は Hawkes 過程の研究テーマに戻るよう私を説得しました. 彼女は, Hawkes 過程が「金融分野ではホットなテーマ」であることを私に納得させ, 彼女との共同研究に私を誘ってくれました. 私は金融については全く知識がありませんでしたが, 私を導くのに十分によく数学を理解したそれぞれの分野の才能ある専門家と, 再び一緒に仕事することになりました. 同時に私はあらゆる新しい数学と Hawkes 過程の非常に広い応用範囲について追いつくために努力しようと思いました. ただ, これは不可能な仕事であることが明白になりました. 最初の論文 (Hawkes, 1971a) は今では年間 200 以上引用されています.

我々が金融分野で Hawkes 過程についてやったほぼ全てのこと (ワークショップ, ジャーナル特集号, 等) は Jing が意義を見出し準備をしてくれましたので, その話は彼女の方から続けていただきます.

編集者: 4.1 章は陳静が語り手

4.1 Hawkes 過程と金融の最近の歴史

2010 年に私はスウォンジー大学の経営管理学部に金融学の講師として着任しました. 2011 年には金融の研究, 特に高頻度取引と市場のマーケットマイクロストラクチャーの研究で, Hawkes 過程が重要なツールとなりつつあることに気がつきました. 私はまた, 所属する学部の Alan Hawkes 名誉教授が実は Hawkes 過程の著者であることにも気がつきました. 高頻度取引の重要な特徴の 1 つは, イベント (例えば, 取引とクォート) が非常に高速で (ミリ秒で) 生じることと, それがしばしばクラスターとなって発生することです. このことにより Hawkes 過程を適用する自然な環境ができていきます. 実際, まさに当てはまる事例であることが証明されてきており, 金融における初期の Hawkes 過程の適用は, 取引値を動かすことになる買値と売値に指値注文ブック行動がどのように関わっているか理解するためのものです (Bowsher, 2007 と Large, 2007 を参照). 保険では, Hawkes 過程を使ってクラスターとなって発生する保険請求をモデル化する研究がいくつか出てきました (Stabile and Torrisi, 2010 と Dassios and Zhao, 2011 を参照). 保険請求過程を, 自己励起的または相互励起的特徴を示す「動的感染過程」とみなすという考え方です. そのような応用は, 最終的には破産確率の古典的問題に関わってくるので, 与信リスクモデル化において多くの場合で非常に有益ということがわかっています.

これらの初期における Hawkes 過程の応用は非常に興味深いものです. Hawkes 過程が金融のより多くの分野で極めて重要であり役に立つということを Alan に確信させるのに, 私にも

う迷いはありませんでした。2012年に我々は共同研究を始めました。Alanは私に確率過程(特にHawkes過程)と統計学を教え、同時に私がAlanに金融を教えました。Alanにとっての最初の金融の訓練の一部は、私が金融系ジャーナルに提出していたいくつかの論文で数学と統計学をチェックする作業でした。

我々が取り掛かった最初の研究テーマは、Hawkesジャンプ過程をGARCH金融モデルに組み込むことでした。理論モデルは開発しましたが、我々には一連の金融リターンにおいてジャンプを検出するための方法が必要でした。我々は最も普及している方法の1つを使い始めましたが、ジャンプを検出する能力が、特にジャンプが感染特性を示した際に、非常に劣っていることが時々あることがわかりました。そのため、我々はそのような状況下でもよい反応を示すと思われる、新しい方法を考案しました。我々は極めて重要な結果と考えることを出版したいのですが、残念ながらこれまでのところ一流ジャーナルを説得することに難しさを感じています。この件は挑戦し続けています。ただ、我々のジャンプ検出方法は、ワシントンDCにおいて、米国政府金融規制機関である米国商品先物取引委員会(CFTC)講演会で発表した際、高く評価されました。最終的に我々の新しい検出方法を用いることで自分たちが計画したジャンプGARCHモデルに戻りました。モデルは完成間近です。我々は自分たちのモデルを通じて、ジャンプの発生のような日中の市場の振る舞いが、どのようにボラティリティに関係しているのかを理解したいと思います。そうすれば、トレーダーは1日の終わりにボラティリティのより正確な予測を得られるようになる可能性があります。このことはトレーダーの日常的な意思決定において実務的に達成、実現が可能です。

同時に、私はHawkes過程の特集号を発行してもらえるように*Quantitative Finance* ジャーナルを説得しました。ジャーナルからは私がその特集号の主編集者になることを依頼されました。特集号は2018年の初めに出版されました。Chen and Hawkesと様々な共同執筆者によって書かれた3つの論文(Chen et al., 2018; Khashanah et al., 2018; Yang et al., 2018)とHawkesによる総括(Hawkes, 2018)が掲載されています。

最初に、Khashanah et al. (2018)の出生死滅移民Hawkesモデルを通じて金融市場での注文の流れをモデル化します。これは正の励起過程を用いる大半の文献とは逆のものです。我々は一連のイベントが他のタイプのイベントとの相互作用により減少するレートで発生するようにした、相互励起型二変量設定で取引とクォートをモデル化しています。

次に、Chen et al. (2018)は、存在しうる励起カーネルの集合から選択するため、赤池情報量基準(AIC)、Bayes情報量規準(BIC)及びHannan-Quinn情報量規準(HQ)の3つの典型的な情報量基準を比較しています。

同じ頃、行動ファイナンス研究が広がりつつありました。とりわけ、ニュースによって生じる感情が存在し市場価格を動かしているのは明白です。Yang et al. (2018)は、どのようにして楽観的／悲観的な価格と感情の動きが相互作用するのかを理解するために、相互励起Hawkes過程を適用しました。我々は、特に2008年の金融危機以降において、市場に対するトレーダーの信念を反映するニュース感情が、マーケットの変動を誘導する上でより支配的になってきていることを発見しています。

この特集号にはさらに別の6本の素晴らしい論文も掲載されています。テーマは理論的なものと実用的なもの様々で、例を挙げると、指値注文ブック用の高次非線形Hawkesモデル(Achab et al., 2018; Lu and Abergel, 2018)、ダーク・プール・トレーディング(Gao et al., 2018)、金融におけるジャンプと共ジャンプ(Calcagnile et al., 2018)、流動性／非流動性波及効果(Schneider et al., 2018)及び定率ポートフォリオ保険(Buccioli and Kokholm, 2018)です。

金融分野でのHawkes過程の応用をさらに進めるため、我々は現在もう1冊、*The European Journal of Finance* の特集号の編集を進めています。ボラティリティ・クラスタリング、金融

ジャンプ、金融ネットワーク、ポートフォリオ最適化、等のような金融における多くのより重要な課題について考察する予定です。この特集号には金融における Hawkes ジャンプ拡散についての Hawkes による評論 (Hawkes, 2021) も掲載されます。

我々は、カーディフ (2017 年)、スウォンジー (2018 年) 及びニュージャージー州ホーボーケン の スティーブンス工科大学 (2019 年) での一連の 3 つのワークショップで Hawkes 過程の啓発活動もしてきました。スウォンジーでの会議は Alan の 80 回目の誕生日を祝う 2 日間にわたるものでした。David Colquhoun がイオンチャンネルに関する Alan の業績について話をしました。他の話の大部分は金融での Hawkes 過程に関するものでした。メインスピーカーは Mathieu Rosenbaum, Frédéric Abergel, Steve Hardiman と Judith Rousseau (Paris), Valérie Chavez-Demoulin と Matthias Kirchner (Switzerland), Khaldoun Khashanah と Steve Yang (New Jersey), Fabrizio Lillo (Italy), Mark Tippett (Australia), Lirong Cui (China), Anton Merlushkin (Credit Suisse, London), Enrico Scalas (Sussex, UK) そしてもちろん Alan Hawkes. 素晴らしい誕生日でした。

Hawkes 過程とその応用の発展のもう 1 つの道筋は、複素カーネルをもっと使用することを検討することです。Chen et al. (2021) は、古典的な ETAS モデルのべき乗則カーネルを置き換えるために、Mittag-Leffler 型カーネルを導入しています。これはよく研究された Mittag-Leffler 関数のラプラス変換を利用することが可能で、それによって Hawkes モデルのいくつかの特性の計算の簡略化を可能にします。Cui et al. (2020) はいくつかの Hawkes 過程の特性のモーメントを見つける方法を開発しています。

我々はニュース感情と価格行動の研究も継続しています。Liu et al. の 2 つの論文 (2020a, 2020b) は Hawkes 過程を全く使わずエントロピーに基づいています。Liu et al. (2020a) は、価格またはニュースによって動かされる情報の流れを定量化するエントロピーに基づく方法を導入し、それによって様々なタイプの取引行動や市場のレジームを確認しています。11 年間のニュースと市場データに基づき、金融市場がダブル・クライシス (2008 年の流動性とユーロ圏負債危機) の時代の前後で様々な情報の流れに支配されていたことを発見しています。情報の流れへの反応は、グレンジャー因果性の研究に関わる金融関係の文献でしっかりと研究されています。Liu et al. (2020b) は再びエントロピーを用いて、ニュースに対するトレーダーの反応が危機の期間中はずっとより顕著となり、したがってより効果的な価格発見過程には、価格とニュースの両方によって動かされる情報を取り入れる必要があるということを発見しています。

5. Hawkes 過程の現在と将来

編集者：再び Alan の話に戻りましょう。では最後の質問です。

編集者からの質問 5: Hawkes モデルの最近の発展と応用についてどうお考えですか。Hawkes モデルの将来の発展はどのようなものになると期待していますか。

Hawkes 過程が約 30 年もの間実質無視されていたことを考えると、この 5 年間の Hawkes 過程の応用範囲と量を見て驚いています。昔からのユーザーである地震学者たちは今もなお活発です。最近のユーザーの中では金融、ソーシャルメディアや数学理論の分野で活発な動きが多く見られますし、神経科学の分野、犯罪や暴力行動の分野でも一定の研究活動が見られます。Hawkes 過程を用いた出版物の発行頻度はいずれ落ち着いていくと予想していますが、Poisson 過程がそうであるように、消え去るということはないでしょう。消え去るには便利過ぎます。Hawkes 過程は、ベース過程、励起カーネル (必要ならばマークと空間効果付き)、外生過程との相互作用の選択においてフレキシブルです。特別な状況に合うように様々なやり方で変更す

ることも可能です。我々は様々な分野でこの特性の独創的な利用の研究が継続的に増えていくと予想しています。

興味深いことには、私の論文 (Hawkes, 1971a) での示唆にも関わらず、Hawkes 過程は病気をモデル化するために役立つかもしれません。ETAS というタイトルが示唆する対象そのものですが、疫学者はまだあまり Hawkes 過程を活用していません。新型コロナウイルス感染症の出現は急激な関心をもたらしました。参考文献の中ではこのタイプの出版物については特別触れてはいません。どれが重要なものなのか見極めるには早すぎるためです。興味深いことには、しばしば R と呼ばれる分岐比は、パンデミックを伝える日々のニュースではいつも出てくる部分です。

Hawkes 過程の一般的な利用のために、我々はしっかりとテストされた無料で入手可能なソフトウェアとモデル適合法の統合的なセットの開発をみたいと思っています。時変特性とモデル学習特性を組み合わせたベイズ法は特に有望です。

参 考 文 献

- Achab, M., Bacry, E., Muzy, J. F. and Rambaldi, M. (2018). Analysis of order book flows using a non-parametric estimation of the branching ratio matrix, *Quantitative Finance*, **18**(2), 199–212.
- Bartlett, M. S. (1963). The spectral analysis of point processes, *Journal of the Royal Statistical Society B*, **25**, 264–296.
- Bowsher, C. G. (2007). Modelling security market events in continuous time: Intensity based, multivariate point process models, *Journal of Econometrics*, **141**(2), 876–912.
- Buccioli, A. and Kokholm, T. (2018). Constant proportion portfolio insurance strategies in contagious markets, *Quantitative Finance*, **18**(2), 311–331.
- Calcagnile, L. M., Bormetti, G., Treccani, M., Marmi, S. and Lillo, F. (2018). Collective synchronization and high frequency systemic instabilities in financial markets, *Quantitative Finance*, **18**(2), 237–248.
- Chen, J., Hawkes, A. G., Scalas, E. and Trinh, M. (2018). Performance of information criteria for selection of Hawkes process models of financial data, *Quantitative Finance*, **18**(2), 225–236.
- Chen, J., Hawkes, A. G. and Scalas, E. (2021). Fractional Hawkes processes, (eds. F. Mainardi, R. Garrappa and L. Beghin), *Nonlocal and Fractional Operators: Theory and Applications to Physics, Probability and Numerical Analysis*, SEMA SIMAI Springer Series, 121–131, Springer, Cham, Switzerland.
- Colquhoun, D. (1971). *Lectures on Biostatistics*, Clarendon, Oxford.
- Colquhoun, D. and Hawkes, A. G. (1977). Relaxation and fluctuations of currents that flow through drug operated ion channels, *Proceedings of the Royal Society of London B*, **199**, 231–262.
- Colquhoun, D. and Hawkes, A. G. (1982). On the stochastic properties of bursts of single ion channel openings and of clusters of bursts, *Philosophical Transactions of the Royal Society of London B*, **300**, 1–59.
- Colquhoun, D. and Hawkes, A. G. (1987). A note on correlations in single ion channel records, *Proceedings of the Royal Society of London B*, **230**, 15–52.
- Colquhoun, D. and Hawkes, A. G. (1995a). The principles of the stochastic interpretation of ion-channel mechanism, *Single-Channel Recording* (eds. B. Sakmann and E. Neher), 2nd ed., 397–482, Plenum Press, New York.
- Colquhoun, D. and Hawkes, A. G. (1995b). Desensitisation of N-methyl-D-aspartate receptors: A problem of interpretation, *Proceedings of the National Academy of Sciences, USA*, **92**, 10327–10329.

- Colquhoun, D., Hawkes, A. G. and Srodzinski, K. (1996). Joint distributions of apparent open times and shut times of single ion channels and the maximum likelihood fitting of mechanisms, *Philosophical Transactions of the Royal Society of London A*, **354**, 2555–2590.
- Colquhoun, D., Hawkes, A. G., Merlushkin, A. and Edmonds, B. (1997). Properties of single ion channel currents elicited by a pulse of agonist concentration or voltage, *Philosophical Transactions of the Royal Society of London A*, **355**, 1743–1786.
- Colquhoun, D., Hatton, C. J. and Hawkes, A. G. (2003). The quality of maximum likelihood estimation of ion channel rate constants, *The Journal of the Physiology*, **547**(3), 699–728.
- Cox, D. R. and Lewis, P. A. W. (1966). *The Statistical Analysis of Series of Events*, Methuen, London.
- Cui, L. and Hawkes, A. G. (1994). Availability of a series system with warm spares, *Microelectronics Reliability*, **34**(6), 1057–1069.
- Cui, L. and Hawkes, A. G. (2008). A note on the proof of the optimal consecutive- k -out-of- n : G line for $n \leq 2k$, *Journal of Statistical Planning and Inference*, **138**(5), 1516–1520.
- Cui, L., Hawkes, A. G. and Jalali, A. (1995). The increasing failure rate property of consecutive- k -out-of- n systems, *Probability in Engineering and Informational Sciences*, **9**(2), 217–225.
- Cui, L., Du, S. and Hawkes, A. G. (2012). A study on a single-unit repairable system with state aggregations, *IIE Transactions*, **44**(11), 1022–1032.
- Cui, L., Hawkes, A. and Yi, H. (2020). An elementary derivation of moments of Hawkes processes, *Advances in Applied Probability*, **52**(1), 102–137.
- Dassios, A. and Zhao, H. (2011). A dynamic contagion process, *Advances in Applied Probability*, **43**(3), 814–846.
- Dempster, A. P., Laird, N. M. and Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm, *Journal of the Royal Statistical Society B*, **39**(1), 1–38.
- 蛸名良雄, 向野守, 新貝御蔵, 中島一樹, アラン G. ホークス (1989). 離散時間マルコフ連鎖モデルによる膜電流揺らぎのパワースペクトル密度式—2, 3 状態をもつ膜チャネルデータ解析の場合, 電子情報通信学会論文誌 D, **J72-D2**(11), 1926–1934.
- Fawzi, B. B. and Hawkes, A. G. (1990). Availability of a series system with replacement and repair, *Journal of the Applied Probability*, **27**(4), 873–887.
- Gao, X., Zhou, X. and Zhu, L. (2018). Transform analysis for Hawkes processes with applications to dark pool trading, *Quantitative Finance*, **18**(2), 265–282.
- Hawkes, A. G. (1970). Bunching in a semi-Markov process, *Journal of the Applied Probability*, **7**, 175–182.
- Hawkes, A. G. (1971a). Spectra of some self-exciting and mutually-exciting point processes, *Biometrika*, **58**, 83–90.
- Hawkes, A. G. (1971b). Point spectra of some mutually-exciting point processes, *Journal of the Royal Statistical Society B*, **33**, 438–443.
- Hawkes, A. G. (1972). Spectra of some mutually exciting point processes with associated variables, *Stochastic Point Processes: Statistical Analysis, Theory, and Applications* (ed. P. A. W. Lewis), 261–271, Wiley, New York.
- Hawkes, A. G. (2018). Hawkes processes and their applications to finance: A review, *Quantitative Finance*, **18**(2), 193–198.
- Hawkes, A. G. (2021). Hawkes jump-diffusions and finance: A brief history and review, *European Journal of Finance*, Published online 23 April 2020.
- Hawkes, A. G. and Adamopoulos, L. (1973). Cluster models for earthquakes - regional comparisons. Invited paper at the ISI conference, Vienna, *Bulletin International Statistical Institute*, **45**(3), 454–461.
- Hawkes, A. G. and Oakes, D. (1974). A cluster process representation of a self-exciting process, *Journal*

- of the *Applied Probability*, **11**(3), 493–503.
- Hawkes, A. G., Jalali, A. and Colquhoun, D. (1990). The distributions of the apparent open times and shut times in a single ion channel when brief events cannot be detected, *Philosophical Transactions of the Royal Society of London A*, **332**, 511–538.
- Hawkes, A. G., Jalali, A. and Colquhoun, D. (1992). Asymptotic distributions of apparent open times and shut times in a single channel record allowing for the omission of brief events, *Philosophical Transactions of the Royal Society of London B*, **337**, 383–404.
- Hawkes, A. G., Cui, L. and Zheng, Z. (2011). Modeling the evolution of system performance under alternative environments, *IIE Transactions*, **43**(11), 761–772.
- Jalali, A. and Hawkes, A. G. (1992). Generalised eigenproblems arising in aggregated Markov processes allowing for time interval omission, *Advances in Applied Probability*, **24**(2), 302–321.
- Jalali, A., Hawkes, A. G., Cui, L. and Hwang, F. K. (2005). The optimal consecutive- k -out-of- n : G line for $n \leq 2k$, *Journal of Statistical Planning and Inference*, **128**(1), 281–287.
- Khashanah, K., Chen, J. and Hawkes, A. (2018). A slightly depressing jump model: Intraday volatility pattern simulation, *Quantitative Finance*, **18**(2), 213–224.
- Large, J. (2007). Measuring the resiliency of an electronic limit order book, *Journal of Financial Markets*, **10**(1), 1–25.
- Lewis, P. A. W., Katcher, A. M. and Weis, A. H. (1969). SASE-IV: An improved program for the statistical analysis of series of events, Research Report RC-2365, IBM Thomas J. Watson Research Center, Yorktown Heights, New York.
- Liu, A., Chen, J., Yang, S. Y. and Hawkes, A. G. (2020a). The flow of information in trading: An entropy approach to market regimes, *Entropy*, **22**(9), Published online 22 Sept 2020.
- Liu, A., Chen, J., Yang, S. Y. and Hawkes, A. G. (2020b). Information transition in trading and its effect on market efficiency: An entropy approach, *Proceedings of the First International Forum on Financial Mathematics and Fintech* (ed. Zhiyong Zheng), Chapter 5, Springer Verlag, Singapore.
- Lu, X. and Abergel, F. (2018). High-dimensional Hawkes processes for limit order books: Modelling, empirical analysis and numerical calibration, *Quantitative Finance*, **18**(2), 249–264.
- Mohler, G. O., Short, M. B., Brantingham, P. J., Schoenberg, F. P. and Tita, G. E. (2011). Self-exciting point process modeling of crime, *Journal of the American Statistical Association*, **106**(493), 100–108.
- Ogata, Y. (1998). Space-time point process models for earthquake occurrences, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **50**(2), 379–402.
- Ozaki, T. (1979). Maximum likelihood estimation of Hawkes' self-exciting point processes, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **31**(B), 145–155.
- Rubin, I. (1972). Regular point processes and their detection, *IEEE Transactions on Information Theory*, **18**, 547–557.
- Schneider, M., Lillo, F. and Pelizzon, L. (2018). Modelling illiquidity spillovers with Hawkes processes: An application to the sovereign bond market, *Quantitative Finance*, **18**(2), 283–294.
- Stabile, G. and Torrisi, G. L. (2010). Risk processes with non-stationary Hawkes claims arrivals, *Methodology and Computing in Applied Probability*, **12**, 415–429.
- Vere-Jones, D. (1970). Stochastic models for earthquake occurrence, *Journal of the Royal Statistical Society B*, **32**, 1–62.
- Yang, S. Y., Liu, A., Chen, J. and Hawkes, A. (2018). Applications of a multivariate Hawkes process to joint modeling of sentiment and market return events, *Quantitative Finance*, **18**(2), 295–310.
- Zheng, Z., Cui, L. and Hawkes, A. G. (2006). A study on a single-unit Markov repairable system with repair time omission, *IEEE Transactions on Reliability*, **55**(2), 182–188.

A Personal History of Hawkes Processes

Alan Hawkes¹ and Jing Chen²

¹School of Management, Swansea University

²School of Mathematics, Cardiff University

This paper is based on an interview with Alan Hawkes about the series of five papers published 1971–1974 on self-exciting and mutually-exciting point processes that came to be known as Hawkes processes. This is supplemented by additional material describing the background before the papers were published, why it was 40 years before he returned to the subject of Hawkes processes and some of the things that have since been achieved.

Appendix

A Personal History of Hawkes Processes

Alan Hawkes¹ and Jing Chen²

¹School of Management, Swansea University, Bay Campus, Fabian Way, Swansea SA1 8EN, UK;
a.g.hawkes@swansea.ac.uk

²School of Mathematics, Cardiff University, Senghennydd Road, Cardiff CF24 4AG, UK;
Chenj60@cardiff.ac.uk

The editor: I thought that it was a great idea to invite Alan Hawkes, the inventor of the Hawkes process, to answer some questions about the early history related to it. I was so delighted that Alan told me that he would like to do more than that. Prof. Jing Chen, the key person who had brought Alan back to the direction of Hawkes processes, would also tell the readers the facts in recent years.

The first part of this article has been written by Alan, and Jing is the main author of Section 4.1. Both authors contributed to each section.

Abstract

This paper is based on an interview with Alan Hawkes about the series of five papers published 1971–1974 on self-exciting and mutually-exciting point processes that came to be known as Hawkes processes. This is supplemented by additional material describing the background before the papers were published, why it was 40 years before he returned to the subject of Hawkes processes and some of the things that have since been achieved.

1. Introduction

I was very honoured to be asked to contribute something on the history of Hawkes processes to a special issue of a journal produced by such an illustrious Institute. At first it was suggested that I might answer a few questions, but I thought that I would like to say a bit more: the result is this article which covers more topics as well as including answers to those questions. My work on this topic falls distinctly into two parts: the early work and a late return starting in 2012. The latter would never have happened without my colleague, Professor Jing Chen, who has contributed so much. I therefore asked her to be co-author. The first part of this article has been written by me (Alan) and Jing is the main author of the second part, but we both contributed to each section.

1.1 Background

I graduated in Mathematics from King's College London in 1960 and moved to the Statistics Department in University College London (UCL) to study a one-year postgraduate diploma in Statistics. At the end of that year, I started as a research student under the direction of Professor Maurice Bartlett, working on queueing theory applied to problems in road traffic. One year later I was appointed to a lectureship in the department and continued my research alongside teaching and other duties. My thesis was completed in 1965: the external examiner was Professor David

Cox who, amongst many of his important original works, introduced a well-known point process model called the Cox process.

On completion of my thesis, I published two more queuing theory papers then decided that it was time to broaden my research area. I published another four papers on a variety of topics. UCL provided excellent facilities for research. London University had seminars that enabled one to meet scholars from other colleges in London (such as Cox and David Brillinger) and distinguished visitors from abroad, including Jerzy Neyman and Peter Lewis, to name just a few who made contributions to point process theory. Cox and Lewis [1] published an interesting monograph with some theoretical models, but mostly concentrating on data analysis. Most of all, I was stimulated by a paper by my PhD supervisor, Bartlett [2], in which he introduced what soon became known as the Bartlett spectrum for a point process. I decided that point processes might provide an interesting area to concentrate on for a while.

2. Some exciting point processes

In this section I discuss the time, 1971–1974, when those five early papers on Hawkes processes, [3]–[7], were written. Of course, they were not called Hawkes processes at that time but self-exciting and mutually-exciting point processes. What I have to say includes answers to three of the five questions that I mentioned were posed to me.

Editor's Question 1: At the time when the Hawkes process was proposed, what point process models were popular? What were the main difficulties of applying Hawkes models and other models?

When I moved to Durham University in 1969 I had already begun to think seriously about point processes. There was some interest in point processes at that time but, it seemed to me then, not many models apart from the obvious Poisson, renewal, semi-Markov processes (Hawkes, 1970, [8] was on the latter topic) together with Neyman-Scott, Bartlett-Lewis and Cox processes. I was influenced particularly by Bartlett so that I thought maybe I could introduce a new model and find its Bartlett spectrum.

Nowadays I have a much broader definition of point processes to include anything that models streams of events, such as queueing theory, continuous-time Markov chains (i.e. Markov processes with discrete states in continuous time), neuron firing, epidemic processes, systems reliability etc.

The main difficulties in those days were computing and availability of ample accurate data. Computers were physically large and remote, though small in capacity and slow in speed. Software was limited in scope. Today you can have an incredibly powerful machine on your desk and a huge range of software, much of it freely available as the result of work of scholars from around the World. The developments in computer hardware and software have also made it much easier today to get large amounts of reliable data, for example in physiology or recording transactions on financial markets every few milliseconds.

Editor's Question 2: How did the process come out in your idea? This process appeared before I was born. I wonder many researchers who are younger than I might be interested in the answer to this question.

I do not have a clear memory of exactly how or why things turned out the way they did.

The motivation was purely mathematical, although some possible applications were mentioned, particularly epidemic processes. Many people begin articles on Hawkes processes saying that they were originally invented to describe earthquake sequences. This is clearly not true, although the interesting paper by Vere-Jones [9] was cited in Hawkes [3]. At this time I acquired a PhD student and I thought that he should do something practical, so I set him to work on analysing earthquake data. Hawkes [5] introduced marked exciting processes and included the remark “A marked process model is being fitted to earthquake data by L. Adamopoulos at Durham”.

This came to fruition in Hawkes and Adamopoulos [6], which was indeed the first application of Hawkes processes to any practical subject: but earthquakes were certainly not on my mind when those processes were first introduced. It was not a particularly good paper, because we knew little about earthquakes, but Seismologists felt that it had interesting possibilities. Since they do know about earthquakes they, particularly the famous Japanese experts, have been able to do much better with sensible exciting kernels and developing the well-known ETAS models, including important spatio-temporal versions (Ogata, 1998, [10]). These have also been taken up by people predicting criminal activity, see for example Mohler et al., 2011, [11].

Editor’s Question 3: On statistical inference, in my impression, spectrum, generating functional and moment-based methods were the main techniques used in point process data analysis. Likelihood based method (MLE) was just introduced. Is this true?

I think that is true. The methods most in use were described in Cox and Lewis [1] while Lewis et al. (1969, [12]) provided useful computer programs (SASE IV) to apply those methods. Computer-intensive MCMC Bayes methods, such as Metropolis-Hastings, were in their infancy but (as far as I can recall) had not yet become common tools for analysing point processes. Hawkes and Adamopoulos [6] introduced “a spectral likelihood” method that relied on the idea that the ratio of the sample spectrum (sometimes called periodogram) and the theoretical Bartlett spectrum computed at various well-chosen frequencies were approximately distributed as i.i.d exponential random variables.

I moved from Durham to Swansea university in 1974 and about 1978 David Vere-Jones visited Swansea to give a talk in which he described the now well-known likelihood formula for Hawkes processes published by Ozaki (1979, [13]) following a result of Rubin (1972, [14]) for general point processes. I believe Vere-Jones had some part in encouraging Ozaki to work on that problem. The EM algorithm for maximum likelihood was not generally known before the notable work of Dempster et al. (1977, [15]): now it is often used on the branching process representation of the Hawkes process [7].

3. The middle years

Editor’s Question 4: As many people have noticed, you gave up to continue your work in self-exciting process for many years, what are the main reasons? During these years what were your main research focuses?

Throughout my academic career I have always thought of myself primarily as an applied probabilist. I have not been particularly interested in developing mathematical theory for its own sake. I like to work on a concrete problem that has some practical importance. Those self-exciting processes did not seem to have generated all that much excitement: according to Google Scholar,

over the next 30 years the first Hawkes paper [3] received on average about 1.5 citations per year: nowadays it gets about 200 citations per year. I did not feel that I had sufficient knowledge to make a practical contribution to, say, earthquakes or epidemics. But I found something much more interesting to do.

I had known pharmacologist, David Colquhoun, from my time at UCL. I had made a small contribution to a book he was writing, on biostatistics [16] by helping him with the chapter on stochastic processes. Also, Hawkes [8] was written in response to a question he asked me about how often you might expect to see extra-large spikes when observing a series of spikes in a nerve system. The paper generalised it and abstracted it out of all recognition, but that was the question he wanted answered.

Then he started asking me questions about minute electric currents passing through ion-channels, an essential part of the complex communication system that carries electrical signals around the body, without which we would be unable to feel, think, move or do anything at all. They are also important sites of drug action. For example, local anaesthetics close channels so that no signal can pass and therefore the patient feels no pain. I did not know much about ion channels, but David did and was able to communicate what he needed to know and to understand the mathematics that I produced.

So began a wonderful collaboration between us that lasted for about 40 years. David is immensely talented: he became professor of Pharmacology at UCL, a Fellow of the Royal Society (FRS) who worked with three Nobel prize-winners. Such a nice man and good friend, it was a great pleasure to work with him.

Together we pioneered the stochastic modelling of single-channel dynamics which came to be indispensable to the worldwide community of pharmacologists, physiologists and biophysicists who were thereby enabled to extract detailed understanding of the experimental results that they routinely measure. I regard this as the most important work that I ever did, having practical importance for our understanding of the bodies of people, animals and even plants. And the mathematics was nice too! We published 21 papers, of which 10 of the most important are included in the bibliography [17]–[26]. I should also mention that my colleague, Dr Assad Jalali, also made a significant contribution to solving the important problem of time interval omission ([20], [21], [27]), when some open or shut channel periods may not be observed because they last for such a short time; less than about 25 μ s. Under this topic I also note my only previous publication in Japanese [28].

I also published 14 papers on systems reliability. I was not so motivated by this topic, although some of the mathematics was similar to that used for describing ion-channels. I was mainly drawn into this by students or former students of mine who were interested in that subject and wanted my help from time to time. The bibliography includes 8 of these papers, [29]–[36], mostly in collaboration with Professor Lirong Cui, from Beijing Institute of Technology, and some of his research students.

There were also 15 papers of little lasting importance on a miscellaneous collection of topics.

4. Return to Hawkes processes

In 2012 I got to know Jing Chen, who persuaded me to return to the subject of Hawkes processes, which she assured me was a “hot topic in finance” and invited me to work with her on

that subject. I knew nothing about finance but once again I found myself working with a talented specialist in their field who understood the mathematics sufficiently well to guide my efforts. At the same time, I thought I might try to catch up with all the new mathematics and the very broad range of applications of Hawkes processes. This proved to be an impossible task: the original paper [3] now gets over 200 citations per year.

As Jing motivated and organised almost everything we did on Hawkes processes in Finance (workshops, journal special issues . . .), she will continue the story.

The Editor: Section 4.1 was narrated by Jing Chen

4.1 Recent history of Hawkes processes and Finance

In 2010 I joined Swansea School of Management as a lecturer in Finance. In 2011 I realized that Hawkes processes were becoming important tools in Finance research, particularly in high frequency trading (HFT) and market microstructure. I also realized that Emeritus Professor Alan Hawkes, in my department, was actually the author of Hawkes processes. One of the important features of HFT is that the events (e.g. trades and quotes) occur at extremely high speed (in milliseconds) and, often, in clusters. This provides a natural environment to apply Hawkes processes. This, indeed, has proved to be the case and the early Hawkes process applications in finance are to understand how limit order book activities related to bids and asks that would move trading prices (See Bowsher, 2007 [37] and Large, 2007 [38]). In insurance, a few researches also appeared using Hawkes processes to model the clusters in arrivals of insurance claims (see Stabile & Torrisi, 2010 [39] and Dassios & Zhao, 2011, [40]). The idea is to consider the claim process as a “dynamic contagion process” that exhibits the self- or mutual-exciting characteristics. Such applications are often found highly useful in credit risk modelling as they ultimately relate to the classic problem of the probability of ruin

These early applications of Hawkes processes are fascinating, and I hesitated no more to convince Alan that Hawkes processes will be hugely important and helpful in many more areas in Finance. In 2012, we started to work together, Alan teaching me Stochastic processes — especially Hawkes processes — and Statistics, while I taught him Finance. Part of his initial training in Finance was to check the Mathematics and Statistics in several papers that I was submitting to Finance journals.

Our first research idea that we worked on was to incorporate a Hawkes jump process into a GARCH financial model. Having developed a theoretical model, we needed a method of identifying jumps in a series of financial returns. We started using one of the most popular methods: we found that it was sometimes very poor at identifying jumps, especially when the jumps showed a contagious property. Therefore, we devised a new method that would behave well in those circumstances. Unfortunately, we have so far found it difficult to persuade quality journals to publish what we think are quite important results — but we keep trying. Our method of jump detection was, however, well received when presented in a talk to the Commodities Futures Trading Commission (CFTC), a US government financial regulatory body in Washington DC. Eventually, we returned to our planned jump-GARCH model, using our new methods of detection, and are close to completion. We hope, through our model, to understand how intra-day behaviour, such as occurrence of jumps, is related to volatility. Subsequently, traders may be able to get more accurate forecasts of volatility at the end of each day, which are practically achievable and feasible

for their routine decision making.

Meanwhile, I persuaded the journal *Quantitative Finance* to publish a special issue on Hawkes processes, and they asked me to be its chief editor. The issue was published in early 2018. It included three papers written by Chen and Hawkes with various other co-authors, [41], [42] and [43], and a review paper by Hawkes [44].

First, we model order flows in a financial market through a birth-death-immigration Hawkes model in Khashanah, Chen and Hawkes [41]. This is opposite to most literature using positively exciting processes: we model trades and quotes in a mutual-exciting bi-variate setting so that one stream of events occurs at a decreasing rate due to interactions with the other type of events.

Second, Chen, Hawkes, Scalas and Trinh [42] compare three typical information criteria for choosing from a collection of possible exciting kernels: Akaike's information criterion (AIC), Bayesian information criterion (BIC) and the Hannan-Quinn criterion (HQ).

In the meanwhile, behaviour finance research has been prevailing. Especially, it is clear that news sentiment exists and drives market prices to move. Yang, Liu, Chen and Hawkes [43] applied a mutually-exciting Hawkes process to understand how positive/negative price and sentiment movements interact. We find that, in particular post the 2008 financial crisis, the news sentiment that reflects traders' belief about the market has become more dominant in leading the market to fluctuate.

Another half dozen excellent papers are also published in this special issue, addressing various theoretical and practical issues such as high-dimensional, non-linear Hawkes model for limit order book (Achab et al., [45]; Lu & Abergel, [46]), dark pool trading (Gao et al., [47]), financial jumps and co-jumps (Calcagnile et al., [48]), liquidity/illiquidity spillover (Schneider et al., [49]) and constant proportion portfolio insurance (Buccioli & Kokholm, [50]).

To further advance the applications of Hawkes processes in Finance, we are currently editing another special issue of *The European Journal of Finance*. Many more important issues in finance such as volatility clustering, financial jumps, financial networks, portfolio optimisation etc. will be discussed. This will also include a review by Hawkes (2021, [51]) on Hawkes jump-diffusions in Finance.

We have also promoted Hawkes processes by a series of three Workshops in Cardiff (2017), Swansea (2018) and Stevens Institute in Hoboken, New Jersey (2019). The Swansea meeting was a 2-day affair to celebrate Alan's 80th birthday. David Colquhoun talked about Alan's work on ion channels. Most of the other talks were about Hawkes processes in Finance. Main speakers were Mathieu Rosenbaum, Frédéric Abergel. Steve Hardiman and Judith Rousseau (Paris); Valérie Chavez-Demoulin and Matthias Kirchner (Switzerland); Khaldoun Khashanah and Steve Yang (New Jersey); Fabrizio Lillo (Italy); Mark Tippet (Australia), Lirong Cui (China), Anton Merlushkin (Credit Suisse, London), Enrico Scalas (Sussex, UK) and, of course, Alan Hawkes. It was a great birthday!

Another strand of development in Hawkes processes and their applications is to consider using more complex kernels.: Chen, Hawkes and Scalas (2020, [52]) introduce a Mittag-Leffler type kernel to replace the classic ETAS models' power law kernel. This can take advantage of the well-studied Laplace transform of the Mittag-Leffler function, thus providing a simpler calculation of some properties of such a Hawkes model. Cui, Hawkes and Yi (2020, [53]) develop a method for finding moments of properties of some Hawkes processes.

We also continue the research in news sentiment and price behaviour. Two papers by Liu, Yang,

Chen and Hawkes (2020) do not involve Hawkes processes at all, but are based on entropy. [54] introduces entropy-based measures to quantify information flows driven by prices or news, and thus identify different types of trading behaviours and market regimes. Based on 11 years of news and market data, we find that the financial market has been dominated by different information flows before and after the double crises period (the 2008 liquidity and euro-zone debt crises). The responses to information flows are well studied in finance literature of Granger causality studies. [55] again uses entropy to further find traders' responses to news have become much more pre-dominant during the crisis and, therefore, the more effective price discovery process will need to adopt both price- and news-driven information.

5. The present and the future of Hawkes processes

Editor: Let us back to Alan again. And now the final question.

Editor's Question 5: How do you think about recent developments and applications of Hawkes models? How do you expect future development of Hawkes models will be?

It has been amazing to see the volume and scope of applications of Hawkes processes over the last five years, considering that they were virtually ignored for about 30 years. The traditional users, the *seismologists*, are still active. Among the more recent users we find plenty of activity in *finance*, *social media* and *mathematical theory*, with some regular work also in Neuroscience; crime and acts of violence. We suppose that the frequency of publications using Hawkes processes will die down eventually but, like the Poisson process, it will never entirely fade away: it is just too useful. The processes are flexible in choice of base process, and exciting kernels, with marks and spatial effects if needed, and interaction with exogenous processes. They can also be modified in various ways to suit particular circumstances. We expect an increasing number of researches in various fields of study will continue to make ingenious use of these properties.

It is interesting to note that, despite the suggestion in [3], that these processes might be useful for modelling disease, and the obvious implications of the title ETAS, *epidemiologists* have not made a great deal of use of Hawkes processes. The arrival of COVID-19 has brought a sudden spurt of interest. We do not refer to any particular publication of this type in the bibliography as it is too early to decide which are the important ones. It is interesting to note that the branching ratio, often called R , is a regular part of the daily news reporting of the pandemic.

For the general use of Hawkes processes we would like to see development of a coherent set of model-fitting techniques with well-tested, freely available, software. Bayesian methods show particular promise, combining time-varying properties and model-learning features.

References

- [1] Cox, D.R. and Lewis, P.A.W. 1966. *The statistical analysis of series of events*. Methuen, London.
- [2] Bartlett, M.S. 1963. The spectral analysis of point processes. *J. Royal Statistical Society B* 25, 264-296.
- [3] Hawkes, A.G. 1971a. Spectra of some self-exciting and mutually-exciting point processes. *Biometrika*, 58, 83-90.
- [4] Hawkes, A.G. 1971b. Point spectra of some mutually-exciting point processes. *J. Royal Statistical Society, B* 33, 438-443.
- [5] Hawkes, A.G. 1972. Spectra of some mutually exciting point processes with associated variables.

- Chapter in *Stochastic Point Processes: Statistical Analysis, Theory, and Applications*, P.A.W. Lewis (ed.), Wiley, New York, 261-271.
- [6] Hawkes, A.G. and Adamopoulos, L. 1973. Cluster models for earthquakes - regional comparisons. Invited paper at the ISI conference, Vienna. *Bulletin International Statistical Institute* 45(3), 454-461.
- [7] Hawkes, A.G. and Oakes, D. 1974. A cluster process representation of a self-exciting process. *J. Applied Probability* 11(3), 493-503.
- [8] Hawkes, A.G. 1970. Bunching in a semi-Markov process. *J. Applied Probability* 7, 175-182.
- [9] Vere-Jones, D. 1970. Stochastic models for earthquake occurrence. *J. Royal Statistical Society B* 32, 1-62.
- [10] Ogata, Y. (1998), Space-Time Point Process Models for Earthquake Occurrences, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 50(2), 379-402.
- [11] Mohler, G.O., Short, M.B., Brantingham, P.J., Schoenberg, F.P. & Tita, G.E. (2011) Self-Exciting Point Process Modeling of Crime, *Journal of the American Statistical Association*, 106:493, 100-108.
- [12] Lewis, P.A.W., Katcher, A.M. and Weis, A.H. 1969. *An improved program for the statistical analysis of series of events*. I.B.M. New York.
- [13] Ozaki, T. 1979. Maximum likelihood estimation of Hawkes' self-exciting point processes. *Ann. Institute of Statistical Mathematics* 31(B), 145-155.
- [14] Rubin, I. 1972. Regular point processes and their detection. *IEEE Trans. Information Theory*, IT-18, 547-557.
- [15] Dempster, A.P., Laird, N.M. and Rubin, D.B. 1977. Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society, B* 39 (1), 1-38.
- [16] Colquhoun, D. 1971. *Lectures on Biostatistics*. Clarendon, Oxford, 425+xviii pp.
- [17] Colquhoun, D. and Hawkes, A.G. 1977. Relaxation and fluctuations of currents that flow through drug operated ion channels. *Proceedings of the Royal Society of London* B199, 231-262.
- [18] Colquhoun, D. and Hawkes, A.G. 1982. On the stochastic properties of bursts of single ion channel openings and of clusters of bursts. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* B300, 1-59.
- [19] Colquhoun, D. and Hawkes, A.G. 1987. A note on correlations in single ion channel records. *Proceedings of the Royal Society of London* B230, 15-52.
- [20] Hawkes, A.G., Jalali, A. and Colquhoun, D. 1990. The distributions of the apparent open times and shut times in a single ion channel when brief events cannot be detected. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* A332, 511-538.
- [21] Hawkes, A.G., Jalali, A. and Colquhoun, D. 1992. Asymptotic distributions of apparent open times and shut times in a single channel record allowing for the omission of brief events. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* B337, 383-404.
- [22] Colquhoun, D. and Hawkes, A.G. 1995. The principles of the stochastic interpretation of ion-channel mechanism. In *Single-Channel Recording 2nd. ed.*, B. Sakmann and E. Neher (eds.), 397-482. New York: Plenum Press.
- [23] Colquhoun, D. and Hawkes, A.G. 1995. Desensitisation of N-methyl-D-aspartate receptors: a problem of interpretation. *Proceedings of the National Academy of Sciences, USA*, 92, 10327-10329.
- [24] Colquhoun, D., Hawkes, A.G. and Srodzinski, K. 1996. Joint distributions of apparent open times and shut times of single ion channels and the maximum likelihood fitting of mechanisms. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* A354, 2555-2590.
- [25] Colquhoun, D., Hawkes, A.G., Merlushkin, A. and Edmonds, B. 1997. Properties of single ion channel currents elicited by a pulse of agonist concentration or voltage. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London* A355, 1743-1786.
- [26] Colquhoun, D., Hatton, C.J. and Hawkes, A.G. 2003. The quality of maximum likelihood estimation of ion channel rate constants. *J. Physiology* 547(3), 699-728.
- [27] Jalali, A. and Hawkes, A.G. 1992. Generalised eigenproblems arising in aggregated Markov processes allowing for time interval omission. *Advances in Applied Probability* 24(2), 302-321.

- [28] Ebina, Y., Mukuno, M., Shingai, R., Nakajima, K. and Hawkes, A.G. 1989. Power spectrum density equation of fluctuating membrane current based on discrete time Markov chain model - Analysis of ion channels with 2, 3 states. *Transactions of the Institute of Electronics, Information and Communication Engineers* J72-D-II(11), 1926-1934. (in Japanese)
- [29] Fawzi, B.B. and Hawkes, A.G. 1990. Availability of a series system with replacement and repair. *J. Applied Probability* 27(4), 873-887.
- [30] Cui, L. and Hawkes, A.G. 1994. Availability of a series system with warm spares. *Microelectronics Reliability* 34(6), 1057-1069.
- [31] Cui, L., Hawkes, A.G. and Jalali, A. 1995. The increasing failure rate property of consecutive- k -out-of- n systems. *Probability in Engineering and Informational Sciences* 9(2), 217-225
- [32] Jalali, A., Hawkes, A.G., Cui, L. and Hwang, F.K. 2005. The optimal consecutive- k -out-of- n : G line for $n \leq 2k$. *Journal of Statistical Planning and Inference* 128(1), 281-287.
- [33] Zheng, Z., Cui, L. and Hawkes, A.G. 2006. A study on a single-unit Markov repairable system with repair time omission. *IEEE Transactions on Reliability* 55(2), 182-188.
- [34] Cui, L. and Hawkes, A.G. 2008. A note on the proof of the optimal consecutive- k -out-of- n : Glinefor $n \leq 2k$. *Journal of Statistical Planning and Inference* 138(5), 1516-1520.
- [35] Hawkes, A.G., Cui, L. and Zheng, Z. 2011. Modeling the evolution of system performance under alternative environments. *IIE Transactions* 43(11), 761-772.
- [36] Cui, L., Du, S. and Hawkes, A.G. 2012. A study on a single-unit repairable system with state aggregations, *IIE Transactions*, 44(11), 1022-1032.
- [37] Bowsher, C.G. 2007. Modelling security market events in continuous time: Intensity based, multivariate point process models. *Journal of Econometrics*, 141(2), 876-912.
- [38] Large, J. 2007. Measuring the resiliency of an electronic limit order book. *Journal of Financial Markets*, 10(1), 1-25.
- [39] Stabile, G. and Torrisi, G.L. 2010. Risk processes with non-stationary Hawkes claims arrivals. *Methodology and Computing in Applied Probability*, 12, 415-429.
- [40] Dassios, A. and Zhao, H. 2011. A dynamic contagion process. *Advances in Applied Probability*, 43(3), 814-846.
- [41] Khashanah, K., Chen, J. and Hawkes, A. 2018. A slightly depressing jump model: intraday volatility pattern simulation. *Quantitative Finance* 18(2), 213-224.
- [42] Chen, J., Hawkes, A.G., Scalas, E. and Trinh, M. 2018. Performance of information criteria for selection of Hawkes process models of financial data. *Quantitative Finance* 18(2), 225-236.
- [43] Yang, S.Y., Liu, A., Chen, J. and Hawkes, A. 2018. Applications of a multivariate Hawkes process to joint modeling of sentiment and market return events. *Quantitative Finance* 18(2), 295-310.
- [44] Hawkes, A.G. 2018. Hawkes processes and their applications to finance: a review. *Quantitative Finance* 18(2), 193-198.
- [45] Achab, M., Bacry, E., Muzy, J.F. and Rambaldi, M. 2018. Analysis of order book flows using a non-parametric estimation of the branching ratio matrix. *Quantitative Finance* 18(2), 199-212.
- [46] Lu, X. and Abergel, F. 2018. High-dimensional Hawkes processes for limit order books: modelling, empirical analysis and numerical calibration. *Quantitative Finance* 18(2), 249-264.
- [47] Gao, X., Zhou, X. and Zhu, L. Transform analysis for Hawkes processes with applications to dark pool trading. *Quantitative Finance* 18(2), 265-282.
- [48] Calcagnile, L.M., Bormetti, G., Treccani, M., Marmi, S. and Lillo, F. 2018. Collective synchronization and high frequency systemic instabilities in financial markets. *Quantitative Finance* 18(2), 237-248.
- [49] Schneider, M., Lillo, F. and Pelizzon, L. 2018. Modelling illiquidity spillovers with Hawkes processes: an application to the sovereign bond market. *Quantitative Finance* 18(2), 283-294.
- [50] Buccioli, A. and Kokholm, T. 2018. Constant proportion portfolio insurance strategies in contagious markets. *Quantitative Finance* 18(2), 311-331.
- [51] Hawkes, A.G. 2021. Hawkes jump-diffusions and finance: a brief history and review. *European Journal of Finance*. Published online 23 April 2020.

- [52] Chen, J., Hawkes, A.G. and Scalas, E. 2021. Fractional Hawkes processes. Chapter in *Nonlocal and fractional operators: theory and applications to physics, probability and numerical analysis*. F. Mainardi, R. Garrappa and L. Beghin (eds.). SEMA SIMAI Springer
- [53] Cui, L., Hawkes, A. and Yi, H. 2020. An elementary derivation of moments of Hawkes processes. *Advances in Applied Probability* 52(1), 102-137.
- [54] Liu, A., Chen, J., Yang, S.Y. and Hawkes, A.G. 2020. The flow of information in trading: an entropy approach to market regimes. *Entropy* 22(9). Published online 22 Sept 2020.
- [55] Liu, A., Chen, J., Yang, S.Y. and Hawkes, A.G. 2020. Information transition in trading and its effect on market efficiency: an entropy approach. Chapter 5 of *Proceedings of the First International Forum on Financial Mathematics and Fintech*. Zhiyong Zheng (Ed.). Springer Verlag, Singapore.

統計地震学における ETAS モデル—その進展と ホークス型モデル

庄 建倉¹・尾形 良彦²

(受付 2021 年 2 月 15 日；改訂 7 月 26 日；採択 7 月 26 日)

要 旨

統計地震学における標準的な地震活動のモデルとして、Epidemic-Type Aftershock Sequence (ETAS) モデルについて、その歴史、理論、方法、応用における新しい進展、および一般的なホークス過程に与える影響について紹介する。

キーワード：ETAS モデル、ホークス過程、統計地震学、点過程。

1. はじめに

統計的地震学は、地震の発生様式を記述する統計的モデルや統計的推論手法を開発し、地震データから物理的メカニズムを定量的に理解し、高い確率利得で地震の確率予測をめざす学問である。他にも、地球物理学的インバージョンなどのベイズ法など、伝統的な地震学の研究に必要な統計的手法の開発も含まれている。統計的地震学は地震物理学、地震予測、地震工学、防災科学など地震学の学際的な分野に広く活用されている。

統計的地震学の歴史は 150 年に亘り、物理モデルと統計モデルの間のギャップを埋め、地震の予測および被害の軽減を目指した学問であるが、過去数十年の間に急速に発展した。中でも 1970 年代に、確率論(点過程)、情報理論(エントロピー)、統計科学(リスク解析)の境界分野で育まれた共通の概念「条件付き強度関数」は今日の研究の礎となる重要概念である。これは一定の時間区間で地震が生起する確率の微分関数(予測発生率)で、時間・空間的に変動する地震発生率を記述するために自然な扱いが可能である。そのうえで予測性能の評価が「確率利得」として定量化できる。条件付き強度関数の具体的な一例として、尾形 (Ogata, 1985, 1988) は ETAS (Epidemic-Type Aftershock Sequence) モデルを提案した。これは、今日では、伝統的な統計地震学のポアソン過程モデルに代わる標準的な地震活動の帰無仮説モデルとして、よく引用されている。他の幾多の地震活動モデルとの比較対象となっているだけでなく、地震活動の異常現象の検出や仮説研究に採用されている。

ETAS モデルの先駆けであるホークスの点過程 (Hawkes, 1971a, 1971b) は、早くから「条件付き強度関数」で特徴付けられ、当時として画期的な確率的点過程へのアプローチであったが、最近、金融・保険の分野で注目されるまで論文引用回数がそれほど多くなかった。ETAS モデルは数学的にはホークス過程の地震系列への具体化の一例であるが、既に数十年の歴史がある。本稿では、ETAS モデルが統計地震学の分野でどのように発展してきたのか、また、他分野で

¹ 統計数理研究所：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

² 統計数理研究所 名誉教授：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

のホークス過程の統計的推論の理論や手法の発展にどのような影響を与えてきたのか、その歴史を解説する。

2. 初期の歴史

地震統計学は 19 世紀後半に世界に先駆けて日本地震学会が創設されるとともに始まった。近代的な地震計の設置により、世界中の地震の発生を検出できるようになったため、その発生時刻や震源位置を計算し、比較的正確な地震カタログを作成することができるようになった。この時期から長い間、地震研究における統計学の応用は、図示による記述統計、線形回帰や相関解析などの一般的な統計手法であり、個別の研究に散在していた(安芸, 1956)。

2.1 グーテンベルク・リヒターの法則と大森・宇津式

Gutenberg と Richter は、地震の規模(マグニチュード)の頻度に関する式

$$\log_{10}(N \geq m) = a - bm$$

を発見した(Gutenberg and Richter 1944)。ここで、 $N(\geq m)$ は、与えられた地域と期間においてマグニチュード m 以上の地震の数であり、定数 b は b 値と呼ばれ、今日に至るまで地震学の論文で最も頻繁に引用されている。マグニチュードの下限が m_c のとき、これは確率分布として次のような指数分布になる。

$$(2.1) \quad P\{\text{magnitude} \geq m \mid \text{magnitude} \geq m_c\} \approx \frac{N(\geq m)}{N(\geq m_c)} = 10^{-b(m-m_c)} = e^{-\beta(m-m_c)},$$

ここで $\beta = b \ln 10$ である。本稿で上式は頻出するので、以後 G-R 則と略記する。

他方、大森(Omori, 1894)は 1891 年の濃尾地震の余震発生頻度の減衰について、先ず、物理学に良く見られる減衰率として指数関数をデータに当てはめたが、満足のいく結果が得られなかった。結局、彼は 1 日当たりに発生する余震の数が

$$n(t) = K(t+c)^{-1}$$

で良く記述できることを発見した。ここで、 t は本震発生からの時間であり、 K と c は定数である。

宇津(1957)は、余震頻度と経過時間の両対数のグラフを使って、余震頻度の減衰が一般的に

$$n(t) = K(t+c)^{-p}$$

となることを示した。宇津はこの式を「修正大森式」と名づけたが、今日では「大森・宇津式」と呼ばれている。

2.2 統計的地震学における点過程の導入

Vere-Jones and Davies (1966) および Vere-Jones (1970) の点過程による統計解析は、統計地震学のマイルストーンである。すなわち、地震発生時刻の系列を記述するために点過程を用いることを提案し、関数解析やスペクトル解析を生成するツールを開発した。その例として、地震群の記述に Neyman-Scott モデル(Neyman and Scott, 1953, 1958) や Lewis-Barlett モデル(Bartlett, 1963; Lewis, 1964) の 2 種類の点過程を採用している。Neyman-Scott 過程は銀河宇宙の位置分布の記述に、Lewis-Barlett モデル過程は降雨過程のモデル化に用いられていた。

しかし、これらを地震活動のモデルとして実装した「トリガーモデル」は余震を誘発できる地震(第 1 種地震)とできない地震(第 2 種地震)を予め分けなければならない。それらは暗黙的に

本震と余震を区別したものであるが、Vere-Jones (1970) の英国王立統計学会での招待討論で、宇津は後述するように、二次余震の存在を指摘している。したがって地震系列データにおける第 1 種地震と第 2 種地震の種分けには組み合わせ論的複雑性 (e.g., Baudin, 1981) があり、これを乗り越えなければならない。なので、明示的な形で条件付き強度を書くことが出来ないため、尤度法や AIC で適合度を議論できない。その代わりにモーメント法に基づいた統計量のグラフ化で推論や適合度解析が適用された。特記すべきことに Hawkes の学生 Adamopoulos (1976) は、トリガーモデルと後述のホークスモデルをスペクトル尤度 (Whittle, 1962) で推定した。尤度関数の代わりにスペクトル尤度を計算すれば、AIC でモデル比較も可能だが、精度は点過程の最尤法に比べて良くない。

条件付き強度関数は

$$\lambda(t)dt = P\{t \text{ と } t + dt \text{ の時間に事象が発生する} \mid \text{時刻 } t \text{ 迄の観測データ}\}.$$

によって定義され、過去の地震過程の歴史や外部観測データを条件に、直近未来の地震発生期待確率を与えたものであり、その重要性に鑑み Vere-Jones (1973, 1975, 1978) は地震学コミュニティに点過程の最尤法の採用を推奨している。条件付き強度関数を使用する利点は、推定やシミュレーションを含む予測の目的のために自然な概念であるということである (Ogata, 1978, 1981)。

地震発生のデータにマグニチュードがあると、マーク付き点過程になる。例えば、余震の規模も含めて予測する単純なモデルは

$$\lambda(t, m) = \frac{Ks(m)}{(t+c)^p}$$

になる。ここで t は本震発生からの経過時間で、 $s(m)$ は G-R 則に対応するマグニチュードの確率密度関数である。このモデルは G-R のマグニチュード頻度関数と大森・宇津式を組み合わせたもので、1990 年代から、余震活動を予測するために Reasenber and Jones (1989, 1994) によって実装された。

2.3 ホークス過程の誕生

ほぼ同時期に、Hawkes は一連の論文で自己および相互誘発モデルを条件付き強度関数で与え、点過程の理論スペクトル関数を計算した (Hawkes, 1971a, 1971b)。要するにホークス過程は、背景の定常 Poisson 過程のもと、過去に発生した全ての事象の誘発効果で生成された事象からなる点過程である。それぞれの事象は、それが背景事象であろうと誘発された事象であろうと、或る確率規則に従って、事象の発生を順次誘発 (励起) する。このモデルは、次のような形の条件付き強度を持っている。

$$\lambda(t) = \mu + \sum_{i: t_i < t} g(t - t_i).$$

ただし μ は背景 (バックグラウンド) 率を表し、 $g(t)$ は自己励起 (self-exciting) 効果を表す。この点過程が安定 (定常) であるために条件 $\rho = \int_0^\infty g(u)du < 1$ を必要とする。ここで、 ρ は臨界パラメータと呼ばれる。つまり、任意の事象から直接的に誘発された事象の平均数が 1 以下であることを示している。具体的にホークス過程が伝染病の感染過程 (分枝確率過程) (Kendall, 1949) に対応していることが示されている (Hawkes and Oakes, 1974)。

同時に、Hawkes (1971a, 1971b) では 2 本の点過程の相互誘発項を持つモデルを提案している。その一成分の過程の条件付き強度は

$$\lambda(t) = \mu(t) + \sum_{i: t_i < t} g(t - t_i) + \sum_{j: s_j < t} h(t - s_j)$$

と書ける．ここで， $h(t)$ は，外部過程 $s_j: j = 1, 2, \dots, N_s$ からの，励起の応答関数を表す．

3. ETAS モデル以前の統計的地震学

ETAS モデルが提案される前の研究として (1) 大森・宇津式の提案と余震解析への利用，(2) 相互誘発ホークスモデルによる地震活動解析への適用が挙げられる．本節では，これらを解説する．

3.1 大森・宇津式による余震データの解析

1950 年代以降，大森・宇津式は余震活動の解析に広く用いられてきた．宇津は余震頻度対経過時間の両対数表示で国内外の 200 以上の余震系列について作成し， p 値が 0.6 から 2.5 の範囲で，中央値は 1.1 であることを示した．また p 値の推定値と本震のマグニチュードや下限マグニチュードの間には相関はないことを発見し，余震列ごとに b 値が下限マグニチュードに関わらず不変な定数であることを示している (Utsu, 1962, 1971; Utsu et al., 1995)．さらに宇津は，余震の統計に関連したいくつかの経験則を提案しており，その中には余震の面積を本震マグニチュードでスケールする宇津・関の法則 (宇津・関, 1955) も含まれている．

宇津は，本震だけでなく，大きな余震が更なる余震 (2 次余震) を誘発する可能性があることを観測した．このような現象を次のような「多重の大森・宇津モデル」で示した．

$$\lambda(t) = \frac{K}{(t - t_0)^p} + \sum_{i=1}^{N_T} \frac{K_i H(t - t_i)}{(t - t_i + c_i)^{p_i}}$$

ここで t_0 は本震の発生時刻， $t_i, i = 1, 2, \dots, N_T$ は有意に大きな余震の発生時刻を示し， H は Heaviside 関数である．この観測は，地震の誘発に関して，本震と余震は違う性質を持つとした当時までの地震学的常識を覆す事実を定式化したもので，画期的といえる．

一般の地震列に多重の大森・宇津式を適用する上での一つの難点は，どの地震が他の事象を誘発するかを判断することである．最大の余震は二次的な余震を伴うことが多いが，常にそうとは限らない．Ogata (1983a, 1983b) は赤池情報量規準 (AIC, Akaike, 1974 参照) を用いて，大森・宇津減衰の二次的余震の関数の重ね合わせが何項必要なのかをデータ解析で示している．また Ogata and Shimazaki (1984) は，1965 年のアリューシャン列島地震の余震列 $\{t_i: i = 1, 2, \dots, N\}$ が $\lambda(t) = K/(t + c)^p$ の単純な大森・宇津式に従わないことを，時間変換

$$t_i \rightarrow \tau_i = \int_0^{t_i} \lambda(u) du.$$

を使って示している．すなわち，変換時刻系列 $\{\tau_i\}$ は最大余震前後で標準的なポアソン過程から大きく逸脱しているが，顕著な 2 次余震を含む多重大森・宇津モデルの累積関数は 2200 日まで直線的に推移した後上方に逸脱し，この余震活動が背景の常時地震活動に埋もれたことを示している．後ほど，Ogata (1989) は，同じ期間のデータに ETAS モデルを当てはめれば，その後も逸脱せず直線的に推移していることを示した．

なお，Matsu'ura (1986, 1991) が大森・宇津の式を基準にして変換された時刻系列の静穏化が，大きな余震が発生する前に見られる場合があることを明示した．すなわち，Ogata and Shimazaki (1984) で使用した変換時間の発生率が標準的なポアソン過程の発生率から下方に逸脱する場合を多数の余震例で示した．このような現象は「相対的」静穏化と呼ばれている．この

概念は、従来から直感的・経験的に議論されている地震活動の静穏化を明確に定義したもので、これは ETAS モデルに基づく地震活動の相対的静穏化 (Ogata, 1985, 1988, 1992 など) の検出に広く用いられている。

3.2 点過程による地震活動のトレンド、季節性、および相関解析

尾形は一連の論文 (尾形, 1981; Ogata and Akaike, 1982; Ogata et al., 1982) で、Hawkes の相互励起過程を

$$\lambda(t) = a_0 + P_J(t) + C_K(t) + \sum_{i: t_i < t} g(t - t_i) + \sum_{j: s_j < t} h(t - s_j)$$

の形に拡張して地震活動変化の解析に応用した。ここで、 a_0 は定数項、 $P_J(t)$ は背景地震活動の長期的トレンドを表す J 次の多項式、そして $C_K(t) = \sum_{k=1}^K \{b_{2k-1} \cos \frac{2k\pi}{T_0} + b_{2k} \sin \frac{2k\pi}{T_0}\}$ は季節変化の項である。 $g(t)$ と $h(t)$ は地域内の地震による自己励起項と地域外地震からのそれぞれの励起項を表し、Laguerre 型の多項式

$$g(t) = e^{-\alpha t} \sum_{k=0}^{K_1} p_k t^k, \quad h(t) = e^{-\beta t} \sum_{k=0}^{K_2} q_k t^k,$$

を採用している。ここで、 K_1 と K_2 は非負の整数であり、 $p_1, p_2, \dots, p_{K_1}, \alpha, q_1, q_2, \dots, q_{K_2}, \beta$ は推定するパラメータである。対数尤度計算の詳細については、Vere-Jones and Ozaki (1982), Ogata and Akaike (1982), 計算マニュアル (Utsu and Ogata, 1997; Ogata, 2006) を参照されたい。トレンド項の個数 J 、季節変化項の個数 K 、および励起項の個数 K_1 と K_2 は赤池情報量規準 (AIC) で決定できる。初期の研究では、これらのモデルは主に、様々な地域での地震活動同士の誘発効果を調査するために使用された。たとえば、尾形 (1981), Ogata et al. (1982), Ogata and Katsura (1986) は、沈み込むプレートに沿った深発地震と浅発地震の発生の一方向への移動性 (Mogi, 1968, 1973; 宇津, 1975) の統計的因果関係を探査し、様々な地域での地震活動度の季節変化が年降雨量の変化パターンと対応することを示した。同様に、Ma and Vere-Jones (1997) は、ニュージーランドの浅い地震活動の季節性を発見した。Matsumura (1986) は、長期間の不均質データに対して、上記の長期トレンドを検出率の増加としてモデル化し、世界中の地震活動の季節性の有無を分析した。年降水量変化が顕著な中緯度内陸部では地震活動の季節性が有り、反対に低緯度地域や海域地帯では季節性が見られないことを示した。これらは、後述するような、流体貫入による誘発地震の可能性の傍証となっている。

また、このような統計的因果関係のモデルは、各種の地球物理学的観測変数の先駆的異常現象の検出や統計的有意性を議論するためにも使用された (Nishizawa and Nagao, 1994; Zhuang et al., 2005b, 2013a)。

4. ETAS モデル

4.1 ETAS モデルの誕生

多重の大森・宇津式で説明されているように、余震活動は多くの場合、二次余震を明確に含んでいる。しかし、一次余震との区別は一般的に明瞭でなく、地震系列データから二次余震を分離するのは難しい (特殊なパラメータ化によるトリガーモデルで、ある程度分離可能 (Ogata, 2001) であるが予測には向かない)。

Ogata (1988) は、地震発生をモデル化するにあたって、誘発する地震と誘発される地震を区別しないで、各地震は多かれ少なかれ誘発すると考え、大森・宇津式をマグニチュードの効

果の重み付けとして誘発効果を重ねた。このアイデアは Hawkes の自己励起過程と同様に、伝染病の感染過程(分枝過程) (Kendall, 1949)に由来している。それ故これは感染型の余震系列 (Epidemic Type Aftershock Sequence; ETAS) モデルと名付けられた。

ETAS モデルを条件付き強度関数で表現すると、考慮する地震系列のマグニチュードの下限を m_0 としたとき、

$$\lambda(t) = \mu + \sum_{i: t_i < t} \kappa(m_i)g(t - t_i)$$

である。ここで $g(u)$ は大森・宇津式の正規化形式 $\frac{p-1}{c}(1 + \frac{u}{c})^{-p}$, つまり誘発する地震を起点として、その余震が誘発される非定常ポアソン過程の強度関数を正規化した確率密度関数である。これらに対する重み付け関数 $\kappa(m) = A \exp[\alpha(m - m_0)]$ は地震マグニチュード m の大小に拠って直接的に誘発される地震の期待数である。余震の大きさ(マグニチュード)は誘発する地震よりも小さくなっている必要はない。その後たまたま大きな地震が誘発された場合、前者は「前震」と呼ばれる。上記の条件付き強度は、Ogata (1988)では履歴のマグニチュードを既に与えられたものとして説明変数に組み込んでいるが、それらのマグニチュード列は外的データ入力変数と考えられ、それら自身の分布はモデル化されていない。しかし多くの研究者は、地震系列のシミュレーション実験などで理論的議論をするために、独立な指数分布つまり G-R 則の発生頻度を仮定している。すなわちマーク付き点過程の条件付き強度関数として下記の形のマーク付きモデル

$$\lambda(t, m) = s(m) \left[\mu + \sum_{i: t_i < t} \kappa(m_i)g(t - t_i) \right]$$

を考えている。ここで $s(m) = \beta e^{-\beta(m - m_0)}$, ($m \geq m_0$) は、G-R 則の確率密度関数形式である。このマーク付きモデルのもとで、ETAS モデルは地震活動を記述するための標準モデルとして受け入れられている (Huang et al., 2016 の特集号参照)。

このマーク付き標準 ETAS モデルで計算すると、臨界パラメータは、任意のイベントによって直接的に誘発された地震群の平均数、

$$\varrho = \int_{m_0}^{\infty} s(m)\kappa(m)dm = \frac{A\beta}{\beta - \alpha}$$

となる。 $\varrho < 1$ の場合 ETAS モデルは安定する。このため $\beta \geq \alpha$ と $A < 1 - \frac{\alpha}{\beta}$ が必要十分条件である。 $\varrho \geq 1$ の場合、 t が増加すると、単位時間間隔内のイベントの発生率が発散して無限大になる。さらなる ETAS モデルの漸近特性の詳細については、Helmstetter and Sornette (2002), Zhuang and Ogata (2006), Zhuang et al. (2013b) および Saichev and Sornette (2007) を参照されたい。

但し、地震マグニチュード時系列の独立同分布の G-R 則は実証されているわけではなく、近似的なものとして理解すべきである。非独立や非同一の確率法則のモデル化は大地震の確率予測の観点から議論されている (Utsu, 1970a, 1970b; Ogata and Katsura, 2014; Ogata et al., 2018; 野村・尾形, 2020; Zhuang et al., 2004)。

4.2 時間モデルから時空間モデルへ

ETAS モデルが時空間 ETAS モデルに一般化される前に、Musmeci and Vere-Jones (1992) は、時空間拡散点過程モデルを使用してイタリアの地震活動を分析した。それらのモデルの条件付き強度関数は

$$\lambda(t, x, y) = \mu(x, y) + A \sum_{t_i < t} \frac{e^{\alpha m_i} e^{-c(t-t_i)}}{2\pi\sigma_x\sigma_y(t-t_i)} \exp \left\{ -\frac{1}{2(t-t_i)} \left(\frac{(x-x_i)^2}{\sigma_x^2} + \frac{(y-y_i)^2}{\sigma_y^2} \right) \right\}$$

と

$$\lambda(t, x, y) = \mu(x, y) + A \sum_{t_i < t} \frac{Ae^{\alpha m_i} e^{-c(t-t_i)}(t-t_i)^2 C_x C_y}{\pi^2 [(x-x_i)^2 + (t-t_i)^2 C_x^2] [(y-y_i)^2 + (t-t_i)^2 C_y^2]}$$

の2種類である。ここで、 $A, \alpha, \sigma_x, \sigma_y, C_x$, および C_y は定数である。これらによると、固定位置 (x, y) で $t \rightarrow \infty$ のとき、それぞれのモデルの余震発生率は漸近的に $t^{-1}e^{-ct}$ または $t^{-2}e^{-ct}$ に従って時間とともに減衰する。Kagan (1991) と Rathbun (1993) も独自の時空間モデルを与えた。

これらに対して、現在多用されている時空間 ETAS モデル (Ogata, 1998) の条件付き強度

$$\lambda(t, x, y) = \mu(x, y) + \sum_{i: t_i < t} \kappa(m_i) g(t-t_i) f(x-x_i, y-y_i; m_i),$$

は地震活動に調和的である。ここで、

$$\kappa(m) = Ae^{\alpha(m-m_0)}$$

はマグニチュード m の地震から誘発される地震の期待数である。そして時間関数

$$g(t) = \begin{cases} (p-1)c^{p-1}(t+c)^{-p}, & t > 0; \\ 0, & t \geq 0 \end{cases}$$

は誘発に至る時間分布の確率密度関数(大森・宇津式)で、空間的広がりに関して

$$f(x, y; m) = \frac{1}{\pi\sigma(m)} f_0 \left(\frac{x^2 + y^2}{\sigma(m)} \right)$$

はマグニチュード m の地震から誘発される地震の相対的位置に関する密度関数である。 $f_0(x, y)$ と $\sigma(m)$ は様々な関数が考慮されているが、通常 f_0 は二次元正規分布の確率密度関数 $f_0(\omega) = \frac{1}{2D^2} e^{-\frac{\omega^2}{2D^2}}$ またはスケール D を含む逆べきの関数 $f_0(\omega) = \frac{q-1}{D^2} \left(1 + \frac{\omega}{D^2}\right)^{-q}$ が考えられている。そしてスケーリング関数は $\sigma(m) \propto \kappa(m)$ または $\sigma(m) \propto [\kappa(m)]^{\frac{1}{\alpha}}$ である。以上で D, q , および γ は定数パラメータである。Zhuang et al. (2004), Zhuang (2006) および Ogata and Zhuang (2006) に示されているように、逆べきの関数 f_0 と $\sigma(m) \propto [\kappa(m)]^{\frac{1}{\alpha}}$ は経験的に地震データによく適合する。空間的応答関数 $x^2 + y^2$ を $\frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left(\frac{\sigma_2}{\sigma_1} x^2 - 2\rho xy + \frac{\sigma_1}{\sigma_2} y^2 \right)$ で置き換えれば余震域の非等方形状を近似する (Ogata, 1998; Ogata et al., 2003b; Ogata and Zhuang, 2006)。

時空間 ETAS モデルは地震活動解析に広く使用されている (Ogata, 1998; Ogata et al., 2003a; Zhuang et al., 2002, 2004; Console et al., 2003; Helmstetter et al., 2003; Lombardi et al., 2010; Guo et al., 2015b など)。これらは、主要地震国の研究機関や政府機関によって、主要な地震予測モデルとして採用されている (Schorlemmer et al., 2018)。とくにアメリカ合衆国地質調査所 (USGS) は、ETAS モデルを第3次全カリフォルニア地震確率予測モデル (UCERF3) の短期予測に UCERF3-ETAS モデルとして採用した (Field et al., 2017)。

4.3 ETAS モデルに関連する方法論の開発

4.3.1 確率的除群法

Zhuang et al. (2002) は以下のような「確率的除群法」を開発した。時空間 ETAS モデルによ

ると j 番目の地震の発生時空間座標 (t_j, x_j, y_j) での背景(常時)地震発生率への寄与の割合は、 $\varphi_j = \frac{\mu(x_j, y_j)}{\lambda(t_j, x_j, y_j)}$ である。これは、 j 番目の地震が背景地震である確率である。同様に、 j 番目の地震が i 番目の地震によって誘発される確率は、

$$\rho_{ij} = \begin{cases} \frac{\kappa(m_i)g(t_j - t_i)f(x_j - x_i, y_j - y_i; m_i)}{\lambda(t_j, x_j, y_j)}, & i < j \\ 0, & \text{Otherwise} \end{cases}$$

となる。確率 φ_j と ρ_{ij} の各地震 j を選択すると、背景地震活動過程や i 番目の地震によって誘発された地震活動の過程をそれぞれ分離し、全体を確率分枝過程と考えることができる。

地震活動静穏化などを定常ポアソン仮説で検定するために、地震の群れを取り除く必要があった。そのような常時地震データを得るための除群法は、従来から多数提案されたが、地震群の複雑な混合の解釈の違いで、合理的な除群法の合意に関して困難に面している。たとえば、二次余震を含む余震系列の除群法は極端に難しい。これに対して上記の ETAS モデルを用いた分離アルゴリズム(確率的除群法)は、時空間の地震カタログから背景の地震活動を決定論的ではなく、確率的に分類するため、多数の除群地震カタログをシミュレーションで作成できる好ましい方法になった(van Stiphout et al., 2012)。

確率 φ_j と ρ_{ij} を直接扱うことで乱数を変えて確率的除群を繰り返すことにより、様々なバージョンの除群地震パターンを取得できる。このような多数パターンの実現は、地震の群を除群する際の不確定性を示すものであり、地震クラスターの統計的特性や静穏化の有意性を評価するのに役立つ。

例えば、ある地域の累積常時地震活動度を

$$S(t) = \sum_{i: t_i < t} \varphi_i$$

と定義している。この関数を用いることで、ある地域の常時地震活動が何時何処で静穏化しているかどうかを調査できる(例えば、Wang et al., 2010; Guo et al., 2017; Zhuang et al., 2017)。最近では Nishikawa and Ide (2017, 2018) や Nishikawa et al. (2019) は、確率的除群法を用いて、沈み込み帯の群発地震や「ゆっくりすべり」の研究を展開している。また Ueda and Kato (2019) は確率的除群法を用いて地震活動の季節性の時空間的詳細を議論している。

4.3.2 時空間 ETAS モデルの推定

Zhuang et al. (2004) は、各クラスタリング成分の「残渣分析」(residual analysis)を実行するため、確率的除群法で分離した分枝過程をシミュレーションして再構成するアルゴリズム「確率的再構成法」を提案した。このアルゴリズムは、一般的なホークスモデル(Zhuang, 2006; Marsan and Lengliné, 2008; Mohler et al., 2011)、または複雑な背景強度を持つホークスモデル(Zhuang and Mateu, 2019)のノンパラメトリックな推定手法として発展した。

Zhuang et al. (2002) は、時空間 ETAS モデルの背景率関数 $\mu(x, y)$ を求めるため、確率的除群法で得られた地震をノンパラメトリックに推定し、それを背景率関数にした ETAS モデルを再推定し、これで元データを再除群をする。空間的に一様な発生率から始めて、この操作を反復してモデル推定を収束させ、背景率関数を求める方法を提案した。同様に、確率的除群法に基づき、Veen and Schoenberg (2008) と Li et al. (2020) はパラメータ推定のための期待値最大化アルゴリズムを開発した。

4.4 ETAS モデルの応用

ETAS モデルを適用して、以下のように多くの興味深い課題が研究されている。

4.4.1 余震列の Båth の法則

先ず余震統計でよく知られている経験則である Båth の法則とは、本震と最大余震のマグニチュード差 $M_0 - M_1$ の中央値は 1.2 (Båth, 1965) であると主張するものである。より一般的な結果は、Utsu (1961, 1970a) がもたらしたもので、次のようになる。

$$M_0 - M_1 = c_1 M_0 + c_2$$

ここで、 c_1 と c_2 は或る定数である。この法則は余震列によって引き起こされる可能性のある最大被害を予測するのに役立つ。Helmstetter and Sornette (2003a), Saichev and Sornette (2005a), Zhuang and Ogata (2006), Vere-Jones and Zhuang (2008) および Luo and Zhuang (2016) は、余震に ETAS モデルと G-R マグニチュード分布を当てはめ、Båth 法則が任意のクラスター内の最大イベントの極値分布(二重指数分布)となることを示した。

4.4.2 前震仮説の検証

G-R 独立マグニチュード列を仮定した時空間 ETAS モデルでシミュレーションしたとき、地震群の中で最大になった地震の直前の地震群が、伝統的な前震の時・空間・マグニチュード列の統計的性質の殆どを再現したという Helmstetter and Sornette (2003b) の結果は、意外性を伴って、多くの地震学者の興味を引いた。余震の性質で構成された ETAS モデルで前震現象が説明できるかどうか、つまり、伝統的な前震概念と無関係なのかどうかは興味深い問題である。

元来 ETAS モデルにおける、そのような前震確率の理論は、Saichev and Sornette (2005a) と Zhuang and Ogata (2006) によって示されていた。これに続いて、Zhuang et al. (2008) は日本、ニュージーランド、南カリフォルニア地域の地震の前震確率を理論計算やシミュレーションで得られた値と比較し、Helmstetter and Sornette (2003b) と同様の結論を出している。その後、多くのシミュレーション研究 (例: Marzocchi and Zhuang, 2011; Lippiello et al., 2012; Bouchon et al., 2013; Ogata and Katsura, 2014) が行われたが、多様な結論が示された。

4.4.3 人工的な誘発地震

廃液処理や貯水池の貯留などの人為的な活動に起因する誘発地震が注目されている。流体貫入による誘発地震とストレス蓄積による自然地震の違いを定量化し、地震ハザードを評価するために ETAS モデルが適用されている (Lei et al., 2008, 2020; Llenos and Michael, 2013, 2016; Jia et al., 2020)。Llenos and Michael (2013) は、Ogata (1992) が提案した変化点検出技術を用いて、米国オクラホマ州とアーカンソー州の両方で常時地震発生率と誘発パラメータの変化を発見し、流体注入後に発生した群と自然現象によって引き起こされた群とは異なる結論づけた。Bachmann et al. (2011) は、スイスのバーゼルの EGS 地点の地震活動データに ETAS モデルを適用することで、常時地震発生率が各時間窓における揚水履歴と良好な相関関係を示していることを発見した。Eto et al. (2013) は、同様の手法を用いて、福島県柳津西山熱水鉱区における誘導地震活動についても同様の結論を導き出した。ETAS モデルやその拡張形を使った、自然地震 (Ogata et al., 2003a) や火山性の誘発群発地震 (Kumazawa et al., 2016) の研究では、既知・未知の原因による地震活動パターンの変化を検出するのに有効であることが示されている。

4.4.4 ETAS モデルと速度・状態依存の摩擦則

ETAS モデルは、時間変換された時系列で地震活動率の変化点を検出すること (Ogata, 1988, 1989, 1992)、または残渣解析を用いて背景地震発生率の変化点を検出することができる (Zhuang et al., 2005a, 2019)。このような変化を説明するために、「すべり速度と状態に依存する摩擦則」が用いられてきた (例えば、Ogata, 2010; Jia et al., 2014, 2018)。

4.5 時空間 ETAS モデルのさらなる拡張と最近の進歩

4.5.1 位置依存の ETAS パラメータ

Ogata et al. (2003a) と Ogata (2004) は様々な場所での地震活動クラスタリング構造の違いを説明するために、階層的時空間 ETAS (HIST-ETAS) モデルを開発した。モデル内の各パラメータが場所の関数(震央を頂点とするテローネ三角形網上の部分的線形関数)となる。これらに滑らかさの事前分布を仮定して、パラメータの空間的変動の形でクラスター特性の地域性を推定する。そのために開発した、ペナルティ付き尤度を備えたベイズの推定ソフトウェアを公開した (Ogata et al., 2021)。特に HIST-ETAS モデルは常時地震活動度の解析から長期予測に応用されている (e.g. Ogata et al., 2018; 尾形, 2020; Ogata and Omi, 2020)。非ベイズのアプローチとして Zhuang (2015) は時空間 ETAS モデルの空間変動を推定するための重み付き尤度法を開発した。

4.5.2 自己相似 ETAS モデル

Vere-Jones (2005) は、ETAS モデルの下限マグニチュードの選定に起因する問題を回避するために、自己相似性を満たす ETAS モデルを開発し、完全な自己相似的な特徴を実現した。しかし統計学的には、本震直後の余震や微小地震のデータの欠測問題のため困難に直面している。このモデルは理論的な議論 (Saichev and Sornette, 2005b も参照) にとどまっておらず、実際の地震活動データにはまだ適用されていない。自己相似性を導入するための別の展開として、分岐型余震シーケンス (BASS) モデル (Turcotte et al., 2007; Holliday et al., 2008) があるが、この過程で発生する全ての地震の G-R 則が破壊されてしまうため、成功しているとは言えない (Zhuang, 2013)。

4.5.3 地震群の非等方性と震源深度の影響

大きな地震の余震クラスターは通常、本震の震央の周りでは等方性ではなく、本震の断層に沿って分布している。Hainzl et al. (2008) は、時空間 ETAS モデルのシミュレーションで、この性質を無視すると、偏ったパラメータ推定値が得られ、特に α パラメータは過小推定量になる可能性があることを示した。各余震クラスターの非等方性の効果に対処するために、元来 Ogata (1998, 2004) と Ogata et al. (2003b) は楕円形等高線の空間分布関数を使っている。さらに Ogata et al. (2018) は深さを考慮した 3 次元 HIST-ETAS モデルでは楕円体等高面の空間分布関数を採用し、関東地方直下のデータにあてはめている。

最近 Guo et al. (2015b, 2017, 2019) は、大地震の破壊域形状による余震配置への影響を考慮し、断層に沿った二次元有限震央域に基づく ETAS モデルを開発した。このモデルでは、大地震の発生源は、もはや空間点震源ではなく、空間的に広がる震源域である。このモデルの定式化では、地表に投影面積 S の有限の震央域を持つ地震の場合、空間の応答関数が

$$f(x, y; S) = \frac{\iint_S w(x-u, y-v) \tau(u, v) du dv}{\iint_S \tau(u, v) du dv}$$

になる。ここで、 (u, v) は震央域 S 上の位置であり、

$$w(x, y; m_i) = \frac{q-1}{\pi D'^2} \left(1 + \frac{x^2 + y^2}{D'^2} \right)^{-q},$$

ここで D' は新しく導入されたパラメータである。さらに $\tau(u, v)$ は震央域に沿った本震の非一様な余震生産性の密度関数であり、分母の積分は分子を正規化するためのものである。さらに Guo et al. (2015a, 2018) は、震源の深さのデータも組み込んだ 3 次元有限震源域の時空間 ETAS モデルも提案した。そのモデルでは空間応答関数が水平面と深さの直積で

$$f(x, y, z; m_i, z_i) = f(x, y; m_i)h(z, z_i)$$

となる。ここで $f(x, y; m_i)$ は前述の二次元空間応答関数と同じで、深さ方向の応答関数を以下のように与えている。すなわち、

$$h(z, z_i) = HB \left(\eta \frac{Z_i}{H} + 1, \frac{H - Z_i}{H} + 1 \right) \left(\frac{z}{H} \right)^{\eta \frac{Z_i}{H}} \left(1 - \frac{z}{H} \right)^{\eta \frac{H - Z_i}{H}},$$

ここに $B(p, q) = \int_0^1 t^{p-1} (1-t)^{q-1} dt$ はベータ関数、そして定数 H は考慮する深さの最大値である。Zhuang et al. (2019) は、3次元有限震源域時空間 ETAS モデルをイタリアのカタログに適合させた場合、二次元点震央の時空間 ETAS モデルよりも優れていることを示した。

5. 他分野でのホークス過程の応用

地震学における時空間 ETAS モデルの成功は、他の分野でホークス型モデルの適用を促進した。F. R. Schoenberg と彼の UCLA 研究グループは、2000 年代以降、山火事 (e.g., Peng et al., 2005), 犯罪データ (Molher et al., 2011), ソーシャルネットワーク (Fox et al., 2016; Zipkin et al., 2015 など) など、多くの分野にホークス型モデルを適用し、その結果はアメリカの主要メディアでも注目された。その他に近年のデータ分析として、テロリストの行動パターン (e.g., Tench et al., 2016), 経済における価格変動 (e.g., Bacry et al., 2014), およびゲノムまたはニューロン活動 (e.g., Truccolo et al., 2005) などがある。

いずれの分野においても、その理論や方法論の大部分は、元来統計数理研究所における点過程解析法の開発や ETAS モデルの応用の成果として、地震データの研究で開発されたものである。いまのところ、他分野でのホークス過程の応用は、主にパラメータ推定と結果説明のためのものに留まっていると思われる。

6. まとめと将来の展望

ホークス型誘発モデルは、個々の事象や粒子間のクラスタリング効果(正の相互作用)を検出し、それらの間の潜在的な因果関係を決定するのに役立つことから、自然科学と社会科学の両方の点過程データ分析で最も人気のあるモデルの1つとなっている。現在では、観測技術やデータ蓄積の急速な発展により、点過程データ解析においてもビッグデータ問題は対象になっている。多重の事象系列や、膨大な数の発生点を含む長時間の事象系列では、事象間の群れや誘発効果を定量化して予測するための迅速な解析・予測ツール開発や一般的な新しい枠組みが望まれている。その為の原型であるホークス型モデルはこの目的に適合するはずである。

ホークス型点過程の実装と応用の中で、ETAS モデルは統計的推論の発展において重要な役割を果たしてきた。これらの豊富な統計的技術により、ETAS モデルは統計地震学において重要な役割を果たすだけでなく、ホークス型点過程を他の多くの分野に広げ、深化することができている。

謝 辞

筆者らは David Vere-Jones 氏から長期間受けた励ましと手厚い支援に感謝している。本研究は、学術振興会の科学研究費補助金(JSPS Kakenhi 17H00727 と 19H04073)により支援された。また、レビューアからの有益なコメントにも感謝する。

参 考 文 献

- Adamopoulos, L. (1976). Cluster models for earthquakes: Regional comparisons, *Mathematical Geology*, **8**, 463–475.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, **19**(6), 716–723.
- 安芸敬一 (1956). 統計地震学の現状, 地震 第2輯, **8**(4), 205–228.
- Bachmann, C., Wiemer, S., Woessner, J. and Hainzl, S. (2011). Statistical analysis of the induced Basel 2006 earthquake sequence: Introducing a probability-based monitoring approach for enhanced geothermal systems, *Geophysical Journal International*, **186**, 793–807, doi:10.1111/j.1365-246X.2011.05068.x.
- Bacry, E. and Muzy, J.-F. (2014). Hawkes model for price and trades high-frequency dynamics, *Quantitative Finance*, **14**(7), 1147–1166.
- Bartlett, M. S. (1963). The spectral analysis of point processes, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, **25**(2), 264–296.
- Báth, M. (1965). Lateral inhomogeneities in the upper mantle, *Tectonophysics*, **2**, 483–514.
- Baudin, M. (1981). Likelihood and nearest neighbor distance properties of multidimensional Poisson cluster processes, *Journal of Applied Probability*, **18**, 879–888.
- Bouchon, M., Durand, V., Marsan, D., Karabulut, H. and Schmittbuhl, J. (2013). The long precursory phase of most large interplate earthquakes, *Nature Geosciences*, **6**, 299–302.
- Console, R., Murru, M. and Lombardi, A. M. (2003). Rening earthquake clustering models, *Journal of Geophysical Research*, **108**(B10), 2468.
- Eto, T., Asanuma, H., Adachi, M., Saeki, K., Aoyama, K., Ozeki, H., Mukuhira, Y. and Markus Häring, M. (2013). Application of the ETAS seismostatistical model to microseismicity from geothermal fields, *GRC Transactions*, **37**, 149–153.
- Field, E., Porter, K. and Milner, K. (2017). A prototype operational earthquake loss model for California based on UCERF3-ETAS, a rst look at valuation, *Earthquake Spectra*, **33**(4), 1279–1299.
- Fox, E. W., Schoenberg, F. P. and Gordon, J. S. (2016). Spatially inhomogeneous background rate estimators and uncertainty quantification for nonparametric Hawkes pointprocess models of earthquake occurrences, *The Annals of Applied Statistics*, **10**(3), 1725–1756.
- Guo, Y., Zhuang, J. and Zhou, S. (2015a). A hypocentral version of the space-time ETAS model, *Geophysical Journal International*, **203**(1), 366–372.
- Guo, Y., Zhuang, J. and Zhou, S. (2015b). An improved space-time ETAS model for inverting the rupture geometry from seismicity triggering, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **120**(5), 3309–3323. 2015JB011979.
- Guo, Y., Zhuang, J., Hirata, N. and Zhou, S. (2017). Heterogeneity of direct aftershock productivity of the main shock rupture, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **122**(7), 5288–5305.
- Guo, Y., Zhuang, J. and Hirata, N. (2018). Modelling and forecasting 3d-hypocentre seismicity in the Kanto region, *Geophysical Journal International*, **214**(1), 520–530.
- Guo, Y., Zhuang, J. and Ogata, Y. (2019). Modeling and forecasting aftershocks can be improved by incorporating rupture geometry in the etas model, *Geophysical Research Letters*, **46**(22), 12881–12889.
- Gutenberg, B. and Richter, C. F. (1944). Frequency of earthquakes in California, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **34**, 184–188.
- Hainzl, S., Christophersen, A. and Enescu, B. (2008). Impact of earthquake rupture extensions on parameter estimations of point-process models, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **98**(4), 2066–2072.
- Hawkes, A. G. (1971a). Point spectra of some mutually exciting point processes, *Journal of the Royal*

- Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, **33**(3), 438–443.
- Hawkes, A. G. (1971b). Spectra of some self-exciting and mutually exciting point processes, *Biometrika*, **58**(1), 83–90.
- Hawkes, A. G. and Oakes, D. (1974). A cluster process representation of a self-exciting process, *Journal of Applied Probability*, **11**(3), 493–503.
- Helmstetter, A. and Sornette, D. (2002). Subcritical and supercritical regimes in epidemic models of earthquake aftershocks, *Journal of Geophysical Research*, **107**(B10), 2237.
- Helmstetter, A. and Sornette, D. (2003a). Bath's law derived from the Gutenberg-Richter law and from aftershock properties, *Geophysical Research Letters*, **30**(20), 2069.
- Helmstetter, A. and Sornette, D. (2003b). Foreshocks explained by cascades of triggered seismicity, *Journal of Geophysical Research*, 108(B10), 2457.
- Helmstetter, A., Ouillon, G. and Sornette, D. (2003). Are aftershocks of large Californian earthquakes diffusing?, *Journal of Geophysical Research*, **108**(B10), 2483.
- Holliday, J. R., Turcotte, D. L. and Rundle, J. B. (2008). Self-similar branching of aftershock sequences, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, **387**(4), 933–943.
- Huang, Q., Gerstenberger, M. and Zhuang, J. (2016). Current challenges in statistical seismology, *Pure and Applied Geophysics*, **173**(1), 1–3.
- Jia, K., Zhou, S., Zhuang, J. and Jiang, C. (2014). Possibility of the independence between the 2013 Lushan earthquake and the 2008 Wenchuan earthquake on Longmen Shan Fault, Sichuan, China, *Seismological Research Letters*, **85**(1), 60–67.
- Jia, K., Zhou, S., Zhuang, J., Jiang, C., Guo, Y., Gao, Z. and Gao, S. (2018). Did the 2008 Mw 7.9 Wenchuan earthquake trigger the occurrence of the 2017 Mw 6.5 Jiuzhaigou earthquake in Sichuan, China?, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **123**(4), 2965–2983.
- Jia, K., Zhou, S., Zhuang, J., Jiang, C., Guo, Y., Gao, Z., Gao, S., Ogata, Y. and Song, X. (2020). Nonstationary background seismicity rate and evolution of stress changes in the Changning salt mining and shale gas hydraulic fracturing region, Sichuan basin, China, *Seismological Research Letters*, **91**(4), 2170–2181.
- Kagan, Y. (1991). Likelihood analysis of earthquake catalogues, *Journal of Geophysical Research*, **106**, 135–148.
- Kendall, D. G. (1949). Stochastic processes and population growth, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, **11**, 230–264.
- Kumazawa, T., Ogata, Y., Kimura, K., Maeda, K. and Kobayashi, A. (2016). Background rates of swarm earthquakes that are synchronized with volumetric strain changes, *Earth and Planetary Science Letters*, **442**, 51–60.
- Lei, X., Yu, G., Ma, S., Wen, X. and Wang, Q. (2008). Earthquakes induced by water injection at 3 km depth within the Rongchang gas eld, Chongqing, China, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **113**, B10310.
- Lei, X., Su, J. and Wang, Z. (2020). Growing seismicity in the Sichuan basin and its association with industrial activities, *Science China Earth Sciences*, **63**, 1633–1660.
- Lewis, P. A. W. (1964). A branching poisson process model for the analysis of computer failure patterns, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, **26**(3), 398–456.
- Li, C., Song, Z. and Wang, W. (2020). Space-time inhomogeneous background intensity estimators for semi-parametric space-time self-exciting point process models, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **72**, 945–967.
- Lippiello, E., Godano, C. and de Arcangelis, L. (2012). The earthquake magnitude is influenced by previous seismicity, *Geophysical Research Letters*, **39**(5), 051083.
- Llenos, A. L. and Michael, A. J. (2013). Modeling earthquake rate changes in Oklahoma and Arkansas:

- Possible signatures of induced seismicity, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **103**(5), 2850–2861.
- Llenos, A. L. and Michael, A. J. (2016). Characterizing potentially induced earthquake rate changes in the Brawley seismic zone, Southern California, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **106**(5), 2045–2062.
- Lombardi, A. M., Cocco, M. and Marzocchi, W. (2010). On the increase of background seismicity rate during the 1997–1998 Umbria-Marche, central Italy, sequence: Apparent variation or uid-driven triggering?, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **100**(3), 1138–1152.
- Luo, J. and Zhuang, J. (2016). Three regimes of the distribution of the largest event in the critical etas model, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **106**, 1364–1369.
- Ma, L. and Vere-Jones, D. (1997). Application of M8 and Lin-lin algorithms to New Zealand earthquake data, *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, **40**, 77–89.
- Marsan, D. and Lengliné, O. (2008). Extending earthquakes' reach through cascading, *Science*, **319**(5866), 1076–1079.
- Marzocchi, W. and Zhuang, J. (2011). Statistics between mainshocks and foreshocks in Italy and Southern California, *Geophysical Research Letters*, **38**, L09310.
- Matsumura, K. (1986). On regional characteristics of seasonal variation of shallow earthquake activities in the world, *Bulletin of Disaster Prevention Institute, Kyoto University*, **36**, 43–98.
- Matsu'ura, R. S. (1986). Precursory quiescence and recovery of aftershock activity before some large aftershocks, *Bulletin of the Earthquake Research Institute, The University of Tokyo*, **61**, 1–65.
- Matsu'ura, R. S. (1991). Case 1: Precursory quiescence and recovery of aftershock activity before some large aftershocks, *Evaluation of Proposed Earthquake Precursors* (ed. M. Wyss), 8–11, American Geophysical Union, Washington DC, <http://dx.doi.org/10.1029/SP032p0008>.
- Mogi, K. (1968). Migration of seismic activity, *Bulletin of the Earthquake Research Institute, The University of Tokyo*, **46**, 53–74.
- Mogi, K. (1973). Relationship between shallow and deep seismicity in the western Pacific region, *Tectonophysics*, **17**, 1–22.
- Mohler, G. O., Short, M. B., Brantingham, P. J., Schoenberg, F. P. and Tita, G. E. (2011). Self-exciting point process modeling of crime, *Journal of the American Statistical Association*, **106**(493), 100–108.
- Musmeci, F. and Vere-Jones, D. (1992). A space-time clustering model for historical earthquakes, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **44**, 1–11, doi:10.1007/BF00048666.
- Neyman, J. E. and Scott, E. L. (1953). Frequency of separation and interlocking of clusters of galaxies, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, **39**, 737–743.
- Neyman, J. E. and Scott, E. L. (1958). A statistical approach to problems of cosmology, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, **20**, 1–43.
- Nishikawa, T. and Ide, S. (2017). Detection of earthquake swarms at subduction zones globally: Insights into tectonic controls on swarm activity, *Journal of Geophysical Research*, **122**, 5325–5343, doi:10.1002/2017JB014188.
- Nishikawa, T. and Ide, S. (2018). Recurring slow slip events and earthquake nucleation in the source region of the M7 Ibaraki-Oki earthquakes revealed by earthquake swarm and foreshock activity, *Journal of Geophysical Research*, **123**, 7950–7968, doi:10.1029/2018JB015642.
- Nishikawa, T., Matsuzawa, T., Ohta, K., Uchida, N., Nishimura, T. and Ide, S. (2019). The slow earthquake spectrum in the Japan Trench illuminated by the S-net seafloor observatories, *Science*, doi:10.1126/science.aax5618.
- Nishizawa, O., Lei, X. and Nagao, T. (1994). *Hazard Function Analysis of Seismo-electric Signals in Greece*, Terra Scientific Publishing Company, Tokyo.

- 野村俊一, 尾形良彦 (2020). 多様な予測方式に対識別モデルする前震とその予測性能評価, 地震予知連絡会会報, **103** (12-8), 361–366, https://cais.gsi.go.jp/YOCHIREN/report/kaihou103/12_08.pdf.
- Ogata, Y. (1978). The asymptotic behavior of maximum likelihood estimators for stationary point processes, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **30**, 243–261.
- 尾形良彦 (1981). 事象発生の因果解析—地震の地域的関連性を測る, 統計モデル: モデル構成の新しい波 (赤池弘次 編), 数理科学, 3月号, 30–36.
- Ogata, Y. (1981). On Lewis' simulation method for point processes, *IEEE Transaction on Information Theory*, **IT-27**, 23–31.
- Ogata, Y. (1983a). Estimation of the parameters in the modified Omori formula for aftershock frequencies by the maximum likelihood procedure, *Journal of Physics of the Earth*, **31**, 115–124.
- Ogata, Y. (1983b). Likelihood analysis of point processes and its application to seismological data, *Bulletin of the International Statistical Institute*, **50**, 943–961.
- Ogata, Y. (1985). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, Research Memorandum, No. 288, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *Journal of the American Statistical Association*, **83**(401), 9–27.
- Ogata, Y. (1989). Statistical model for standard seismicity and detection of anomalies by residual analysis, *Tectonophysics*, **169**(1-3), 159–174.
- Ogata, Y. (1992). Detection of precursory seismic quiescence before major earthquakes through a statistical model, *Journal of Geophysical Research*, **97**, 19845–19871.
- Ogata, Y. (1998). Space-time point-process models for earthquake occurrences, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **50**(2), 379–402.
- Ogata, Y. (2001). Exploratory analysis of earthquake clusters by likelihood-based trigger models, Festschrift Volume for Professor Vere-Jones, *Journal of Applied Probability*, **38A**, 202–212.
- Ogata, Y. (2004). Space-time model for regional seismicity and detection of crustal stress changes, *Journal of Geophysical Research*, **109**(B3), B03308, doi:10.1029/2003JB002621.
- Ogata, Y. (2006). Statistical analysis of seismicity - updated version (SASeis2006), *Computer Science Monographs*, No.33, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo, <https://www.ism.ac.jp/editsec/csm/>.
- Ogata, Y. (2010). Space-time heterogeneity in aftershock activity, *Geophysical Journal International*, **181**(3), 1575–1592, doi:10.1111/j.1365-246X.2010.04542.x.
- 尾形良彦 (2020). 階層的時空間 ETAS モデルによる短期・中期予測, 地震予知連絡会会報, **103**(12-13), 385–387, https://cais.gsi.go.jp/YOCHIREN/report/kaihou103/12_13.pdf.
- Ogata, Y. and Akaike, H. (1982). On linear intensity models for mixed doubly stochastic Poisson and self-exciting point process, *Journal of the Royal Statistical Society*, **44**, 102–107.
- Ogata, Y. and Katsura, K. (1986). Point-process models with linearly parameterized intensity for application to earthquake data, *Journal of Applied Probability*, **23A**, 291–310.
- Ogata, Y. and Katsura, K. (2014). Comparing foreshock characteristics and foreshock forecasting in observed and simulated earthquake catalogs, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **119**, 8457–8477.
- Ogata, Y. and Omi, T. (2020). Statistical monitoring and early forecasting of the earthquake sequence: Case studies after the 2019 M6.4 Searles Valley earthquake, California, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **110**, 1781–1798.
- Ogata, Y. and Shimazaki, K. (1984). Transition from aftershock to normal activity, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **74**(5), 1757–1765.
- Ogata, Y. and Zhuang, J. (2006). Space-time ETAS models and an improved extension, *Tectonophysics*, **413**(1-2), 13–23.

- Ogata, Y., Akaike, H. and Katsura, K. (1982). The application of linear intensity models to the investigation of causal relations between a point process and another stochastic process, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **34**(2), 373–387.
- Ogata, Y., Jones, L. M. and Toda, S. (2003a). When and where the aftershock activity was depressed: Contrasting decay patterns of the proximate large earthquakes in southern California, *Journal of Geophysical Research*, **108**, B62318.
- Ogata, Y., Katsura, K. and Tanemura, M. (2003b). Modelling heterogeneous space-time occurrences of earthquakes and its residual analysis, *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, **52**, 499–509.
- Ogata, Y., Katsura, K., Tsuruoka, H. and Hirata, N. (2018). Exploring magnitude forecasting of the next earthquake, *Seismological Research Letters*, **89**, 1298–1304.
- Ogata, Y., Katsura, K., Tanemura, M., Harte, D. and Zhuang, J. (2021). Hierarchical space-time point-process models (HIST-PPM): Software documentation, *Computer Science Monographs*, No. 35, <https://www.ism.ac.jp/editsec/csm/>.
- Omori, F. (1894). On the aftershocks of earthquakes, *Journal of the College of Science, Imperial University of Tokyo*, **7**, 111–200.
- Peng, R. D., Schoenberg, F. P. and Woods, J. A. (2005). A space-time conditional intensity model for evaluating a wildfire hazard index, *Journal of the American Statistical Association*, **100**(469), 26–35.
- Rathbun, S. L. (1993). Modeling marked spatio-temporal point patterns, *Bulletin of the International Statistical Institute*, **55**, Book 2, 379–396.
- Reasenber, P. A. and Jones, L. M. (1989). Earthquake hazard after a mainshock in California, *Science*, **243**, 1173–1176.
- Reasenber, P. A. and Jones, L. M. (1994). Earthquake aftershocks: Update, *Science*, **265**, 1251–1252.
- Saichev, A. and Sornette, D. (2005a). Distribution of the largest aftershocks in branching models of triggered seismicity: Theory of the universal Båth law, *Physical Review E*, **71**(5), 056127.
- Saichev, A. and Sornette, D. (2005b). Vere-Jones' self-similar branching model, *Physical Review E*, **72**(5), 056122.
- Saichev, A. and Sornette, D. (2007). Theory of earthquake recurrence times, *Journal of the Geophysical Research*, **112**, B04313.
- Schorlemmer, D., Werner, M., Marzocchi, W., Jordan, T., Ogata, Y., Jackson, D., Mak, S., Rhoades, D., Gerstenberger, M., Hirata, N., Liukis, M., Maechling, P., Strader, A., Taroni, M., Wiemer, S., Zechar, J. and Zhuang, J. (2018). The collaboratory for the study of earthquake predictability: Achievements and priorities, *Seismological Research Letters*, **89**(4), 1305–1313.
- Tench, S., Fry, H. and Gill, P. (2016). Spatio-temporal patterns of IED usage by the Provisional Irish Republican Army, *European Journal of Applied Mathematics*, **27**(3), 377–402.
- Truccolo, W., Eden, U. T., Fellows, M. R., Donoghue, J. P. and Brown, E. N. (2005). A point process framework for relating neural spiking activity to spiking history, neural ensemble and extrinsic covariate effects, *Journal of Neurophysiology*, **93**, 1074–1089.
- Turcotte, D., Holliday, J. and Rundle, J. (2007). BASS, an alternative to ETAS, *Geophysical Research Letters*, **34**(12), L12303, doi:10.1029/2007GL029696.
- Ueda, T. and Kato, A. (2019). Seasonal variations in crustal seismicity in San-in District, southwest Japan, *Geophysical Research Letters*, **46**(6), 3172–3179, <https://doi.org/10.1029/2018GL081789>.
- 宇津徳治 (1957). 地震のマグニチュードと余震の起りかた, *地震 第 2 輯*, **10**, 35–45, doi:10.4294/zisin1948.10.1_35.
- Utsu, T. (1961). A statistical study on the occurrence of aftershocks, *The Geophysical Magazine*, **30**, 521–605.

- Utsu, T. (1962). On the nature of three Alaskan aftershock sequences of 1957 and 1958, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **52**(2), 279–297.
- Utsu, T. (1970a). Aftershocks and earthquake statistics (I): Some parameters which characterize an aftershock sequence and their interrelations, *Journal of the Faculty of Science, Hokkaido University, Series 7*, **3**, 129–195.
- Utsu, T. (1970b). Aftershocks and earthquake statistics (II): Further investigation of aftershocks and other earthquakes sequence based on a new classification of earthquake sequences, *Journal of the Faculty of Science, Hokkaido University, Series 7*, **3**, 379–441.
- Utsu, T. (1971). Aftershock and earthquake statistic (III): Analyses of the distribution of earthquakes in magnitude, time and space with special consideration to clustering characteristics of earthquake occurrence (1), *Journal of the Faculty of Science, Hokkaido University, Series 7*, **3**, 379–441.
- 宇津徳治 (1975). 関東地方の地震と飛騨地方のやや深発地震の相関について, 地震 第2輯, **28**, 303–311.
- Utsu, T. and Ogata, Y. (1997). Statistical analysis of seismicity, *Algorithms for Earthquake Statistics and Prediction* (eds. J. Healy, V. Keilis-Borok and W. Lee), International Association of Seismology and Physics of the Earth's Interior (IASPEI) Library 6, 13–94, IASPEI, Menlo Park, California.
- 宇津徳治, 関彰 (1955). 余震区域の面積と本震のエネルギーとの関係, 地震 第2輯, **7**, 233–240.
- Utsu, T., Ogata, Y. and Matsu'ura, R. S. (1995). The centenary of the Omori formula for a decay law of aftershock activity, *Journal of Physics of the Earth*, **43**(1), 1–33.
- van Stiphout, T., Zhuang, J. and Marsan, D. (2012). Seismicity declustering, *Community Online Resource for Statistical Seismicity Analysis*, doi:10.5078/corssa-52382934, available at <http://www.corssa.org>.
- Veen, A. and Schoenberg, F. P. (2008). Estimation of space-time branching process models in seismology using an EM-type algorithm, *Journal of the American Statistical Association*, **103**(482), 614–624.
- Vere-Jones, D. (1970). Stochastic models for earthquake occurrence, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, **32**(1), 1–62 (with discussion).
- Vere-Jones, D. (1973). The statistical estimation of earthquake risk, *New Zealand Statistician*, **8**, 7–16.
- Vere-Jones, D. (1975). Stochastic models for earthquake sequences, *Geophysical Journal of the Royal Astronomy Society*, **42**(2), 811–826.
- Vere-Jones, D. (1978). Earthquake prediction—a statistician's view, *Journal of Physics of Earth*, **26**, 129–146.
- Vere-Jones, D. (2005). A class of self-similar random measure, *Advances in Applied Probability*, **37**(4), 908–914.
- Vere-Jones, D. and Davies, R. B. (1966). A statistical survey of earthquakes in the main seismic region of New Zealand, Part 2, Time series analyses, *New Zealand Journal of Geology and Geophysics*, **9**, 251–284.
- Vere-Jones, D. and Ozaki, T. (1982). Some examples of statistical estimation applied to earthquake data, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **34**, 189–207.
- Vere-Jones, D. and Zhuang, J. (2008). Distribution of the largest event in the critical epidemic-type aftershock-sequence model, *Physical Review E*, **78**(4), 047102.
- Wang, Q., Jackson, D. D. and Zhuang, J. (2010). Are spontaneous earthquakes stationary in California?, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **115**, B08310.
- Whittle, P. (1962). Gaussian estimation in stationary time series, *Bulletin of the International Statistical Institute*, **39**, 105–129.
- Zhuang, J. (2006). Second-order residual analysis of spatiotemporal point processes and applications in

- model evaluation, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, **68**(4), 635–653.
- Zhuang, J. (2015). Weighted likelihood estimators for point processes, *Spatial Statistics*, **14**, 166–178.
- Zhuang, J. and Mateu, J. (2019). A semiparametric spatiotemporal Hawkes-type point process model with periodic background for crime data, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, **189**, 919–942.
- Zhuang, J. and Ogata, Y. (2006). Properties of the probability distribution associated with the largest event in an earthquake cluster and their implications to foreshocks, *Physical Review E*, **73**, 046134.
- Zhuang, J., Ogata, Y. and Vere-Jones, D. (2002). Stochastic declustering of space-time earthquake occurrences, *Journal of the American Statistical Association*, **97**(3), 369–380.
- Zhuang, J., Ogata, Y. and Vere-Jones, D. (2004). Analyzing earthquake clustering features by using stochastic reconstruction, *Journal of Geophysical Research*, **109**(3), B05301.
- Zhuang, J., Chang, C.-P., Ogata, Y. and Chen, Y.-I. (2005a). A study on the background and clustering seismicity in the Taiwan region by using a point process model, *Journal of Geophysical Research*, **110**, B05S13.
- Zhuang, J., Vere-Jones, D., Guan, H., Ogata, Y. and Ma, L. (2005b). Preliminary analysis of observations on the ultra-low frequency electric field in a region around Beijing, *Pure and Applied Geophysics*, **162**, 1367–1396.
- Zhuang, J., Christophersen, A., Savage, M. K., Vere-Jones, D., Ogata, Y. and Jackson, D. D. (2008). Differences between spontaneous and triggered earthquakes: Their influences on foreshock probabilities, *Journal Geophysical Research*, **113**(B12), B11302, doi:10.1029/2008JB005579.
- Zhuang, J., Ogata, Y., Vere-Jones, D., Ma, L. and Guan, H. (2013a). Statistical modeling of earthquake occurrences based on external geophysical observations: with an illustrative application to the ultra-low frequency ground electric signals observed in the Beijing region, *Imaging, Modeling and Assimilation in Seismology* (ed. Y. Li), Volume II, 351–377, De Gruyter, Berlin.
- Zhuang, J., Werner, M. J. and Harte, D. S. (2013b). Stability of earthquake clustering models: Criticality and branching ratios, *Physical Review E*, **88**, 062109.
- Zhuang, J., Ogata, Y. and Wang, T. (2017). Data completeness of the Kumamoto earthquake sequence in the JMA catalog and its influence on the estimation of the ETAS parameters, *Earth, Planets and Space*, **69**, 36, doi:10.1186/s40623-017-0614-6 [open access].
- Zhuang, J., Murru, M., Falcone, G. and Guo, Y. (2019). An extensive study of clustering features of seismicity in Italy from 2005 to 2016, *Geophysical Journal International*, **216**(1), 302–318.
- Zipkin, J. R., Schoenberg, F. P., Coronges, K. and Bertozzi, A. L. (2015). Point-process models of social network interactions: Parameter estimation and missing data recovery, *European Journal of Applied Mathematics*, **27**(3), 502–529, doi:10.1017/S0956792515000492.

The ETAS Model in Statistical Seismology: Its History, Recent Developments, and Influences on General Hawkes Processes

Jiancang Zhuang¹ and Yosihiko Ogata²

¹The Institute of Statistical Mathematics

²The Institute of Statistical Mathematics, Professor Emeritus

We review the history of the ETAS model, a model for standard seismicity, in statistical seismology. In addition, we review new developments in theory, methods, and applications of the model, as well as its influences on the developments of general Hawkes processes.

Hawkes 型計数時系列モデル

小山 慎介[†]

(受付 2020 年 12 月 25 日；改訂 2021 年 4 月 17 日；採択 5 月 6 日)

要 旨

本論文では、離散時間の計数時系列に対して Hawkes 過程に類似する時系列モデルを提案する。特に Hawkes 過程と分岐過程の対応に着目し、同様な性質を計数時系列モデルで構築する。このときに、計数時系列モデルの構成を Hawkes 過程とパラレルに展開し、両者を対比する。最後に、提案するモデルを感染症のモデリングに応用する。Wallinga と Teunis による実効再生産数の推定量を Hawkes 型計数時系列モデルから導出し、過分散の場合に一般化する。

キーワード：Hawkes 過程，分岐過程，計数時系列モデル，負の二項分布，実効再生産数。

1. はじめに

イベント(事象)の発生が引き金となって更なるイベントが引き起こされる、そのような現象は至るところで観察される。地震や感染症は典型的な例である。Alan G. Hawkes は、不規則に発生するイベントの続発性や相互誘発作用を記述する点過程を導入した(Hawkes, 1971a, 1971b)。

Hawkes 過程はベースラインの発生率に過去のイベントの影響を足し合わせた強度を持つ点過程である。線形性のため、Hawkes 過程は分岐過程からなるクラスターの重ね合わせで表現することができる(Hawkes and Oakes, 1974)。イベントの連鎖的な発生やクラスター性は様々な現象で共通にみられる特徴であり、地震(Ogata, 1988)、神経活動(Chornoboy et al., 1988; Pernice et al., 2011)、感染症(Meyer et al., 2012; Chiang et al., 2020; Koyama et al., 2021)、ファイナンス(Bacry et al., 2015; Hawkes, 2018)、ソーシャル・ネットワーキング・サービス(Fox et al., 2016; Kobayashi and Lambiotte, 2016; Koyama and Shinomoto, 2020)、犯罪や紛争(Mohler et al., 2011; Lewis et al., 2012; Zhuang and Mateu, 2019)、交通事故(Kalair et al., 2021)など多くの分野のモデリングに Hawkes 過程は応用されている。

Hawkes 過程の普及が急速に進んでいる背景のひとつに、計測データの精密化を挙げることができる。個々のイベントが発生する場所や時刻が正確に記録され、発生のタイミングや相関に興味があるとき、連続時間上で定義された Hawkes 過程は適当なモデルである。

一方で、個々のイベント発生時刻は計測されず、イベント発生件数が区間毎に集計されたデータも多く存在する。例えば、本稿で取り上げる新型コロナウイルス感染症(COVID-19)では、1日の新規陽性者数が毎日報告されている。感染もしくは発病した時点をイベントとすれば、感染症の伝播を Hawkes 過程でモデル化することはできる。しかし、実際には1日の発生件数だけがデータとして記録されるので、個々のイベントの発生時刻は観測されない潜在変数とみなされる。このようなデータに Hawkes 過程を当てはめるアプローチも考えられる

[†] 統計数理研究所：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

が (Cheyssson and Lang, 2020), ここでは Hawkes 過程をデータ生成モデルとして想定するのではなく, 離散時間の計数時系列 “そのもの” をモデリングするアプローチをとる.

本論文では, Hawkes 過程に類似する離散時間の計数時系列モデルを提案する. 計数時系列に対するよく知られたモデリング法として, 動的一般化線形モデル (West and Harrison, 1997; Fahrmeir and Tutz, 2001) (あるいは一般状態空間モデル, Kitagawa, 2010) や整数値自己回帰モデル (Kirchner, 2016, 2017; 中嶋 他, 2017) が挙げられるが, これらとは異なるアプローチを展開する. ここでは特に Hawkes 過程と分岐過程の対応に着目し, 計数時系列モデルで同様の性質を構成する. 第 2 節では Hawkes 過程と分岐過程の対応関係をまとめ, 第 3 節で Hawkes 型計数時系列モデルを構築する. 第 4 節では Hawkes 型計数時系列モデルから実効再生産数の推定量を導き, COVID-19 のデータに応用する. 第 5 節で他の方法との関連を議論する.

2. Hawkes 過程

時刻 $t \in \mathbb{R}$ までに生じたイベント数を $N(t)$ とし, 対応するイベント発生時刻を t_i ($i = 1, 2, \dots$) とする. 時刻 t までのイベントの発生履歴 $H_t = \{t_i | t_i < t\}$ が与えられた下で次の瞬間にイベントが発生する確率が, 条件付き強度関数 $\lambda(t)$ を用いて

$$\begin{aligned} P\{N(t + \Delta t) - N(t) = 1 | H_t\} &= \lambda(t)\Delta t + o(\Delta t) \\ P\{N(t + \Delta t) - N(t) > 1 | H_t\} &= o(\Delta t) \end{aligned}$$

で与えられるとする. Hawkes 過程は条件付き強度関数が

$$(2.1) \quad \lambda(t) = \mu + \int_0^t g(t-u) dN(u)$$

で与えられる点過程である (Hawkes, 1971b). 式 (2.1) の右辺第 1 項の μ はベースラインの発生率を表し, 第 2 項は過去のイベントの影響を表す. 過去のイベントの影響の時間変化を表すカーネル関数 $g(\tau)$ は $g(\tau) \geq 0$ および $g(\tau) = 0$ ($\tau \leq 0$) を満たすとする. 期間 $(0, T]$ に n 個のイベントが時刻 $\{t_1, \dots, t_n\}$ に発生する確率密度関数は, 条件付き強度関数 (2.1) を用いて

$$(2.2) \quad \begin{aligned} p_{(0,T]}(t_1, \dots, t_n) &= \left[\prod_{i=1}^n \lambda(t_i) \right] \exp \left[- \int_0^T \lambda(t) dt \right] \\ &= \prod_{i=1}^n \left[\mu + \sum_{j < i} g(t_i - t_j) \right] \exp \left[-\mu T - \sum_{j=1}^n \int_{t_j}^T g(t - t_j) dt \right] \end{aligned}$$

で与えられる (Daley and Vere-Jones, 2003, Chap.7).

条件付き強度関数 (2.1) は過去のすべてのイベントの影響を受けるので, 各々のイベントが過去のどのイベントによって引き起こされたのかは定まらない. ここで, 各イベントに対してそれを引き起こした “親イベント” を割り当てることで, Hawkes 過程に対応する分岐過程を構成することができる (Hawkes and Oakes, 1974; 近江・野村, 2019, 第 5 章). i 番目のイベントを引き起こした親イベントの番号を $z_i \in \{0, 1, \dots, i-1\}$ とする. $z_i = 0$ の場合は親イベントを持たないとする. イベント発生時刻と親イベントの番号を合わせた時系列 $\{(t_i, z_i) | i = 1, \dots, n\}$ は以下のルールに従って生成されるとする.

- (a) 親を持たないイベント $\{(t_i, z_i) | z_i = 0\}$ は強度 μ の Poisson 過程に従って発生する.
- (b) j (≥ 1) 番目のイベントを親に持つイベント $\{(t_i, z_i) | z_i = j\}$ は強度 $g(t_i - t_j)$ の Poisson 過程にしたがって発生する.

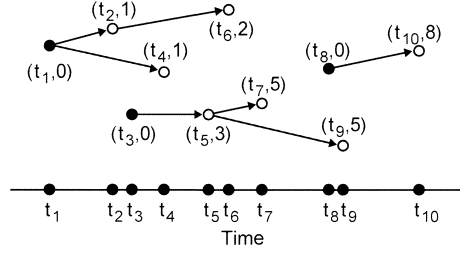


図 1. 上：分岐過程の系統図。黒丸と白丸はそれぞれ親を持たないイベント (a) と子イベント (b) を表し、矢印は親子関係を表す。下：イベント発生時刻だけを見ると Hawkes 過程に従う。

このようにして発生したイベントの親子関係を繋げていくと、親を持たないイベントを祖先とする分岐過程の系統図を描くことができる (図 1 上)。

イベント時系列全体は (a) と (b) の重ね合わせで与えられるとすると、期間 $(0, T]$ における $\{(t_i, z_i) | i = 1, \dots, n\}$ の確率密度関数は

$$(2.3) \quad p_{(0, T]}(\{(t_i, z_i) | i = 1, \dots, n\}) = p(\{t_i, z_i | z_i = 0\}) \prod_{j=1}^n p(\{t_i, z_i | z_i = j\} | t_j)$$

で与えられる。ここで

$$(2.4) \quad p(\{t_i, z_i | z_i = 0\}) = \left[\prod_{i: z_i = 0} \mu \right] \exp(-\mu T)$$

および

$$(2.5) \quad p(\{t_i, z_i | z_i = j\} | t_j) = \left[\prod_{i: z_i = j} g(t_i - t_j) \right] \exp \left[- \int_{t_j}^T g(t - t_j) dt \right]$$

はそれぞれ (a) と (b) のイベントの寄与を表す。式 (2.4) と式 (2.5) を式 (2.3) に代入して整理すると確率密度関数は

$$(2.6) \quad p_{(0, T]}(\{(t_i, z_i) | i = 1, \dots, n\}) = \left[\prod_{i=1}^n \psi_{i z_i} \right] \exp \left[-\mu T - \sum_{j=1}^n \int_{t_j}^T g(t - t_j) dt \right]$$

と求められる。ここで

$$\psi_{ij} = \begin{cases} \mu, & j = 0 \\ g(t_i - t_j), & 1 \leq j < i \end{cases}$$

とおいた。

式 (2.6) はイベント発生時刻と親イベントの情報を含む分岐過程のモデルである。これを親イベント $\{z_1, \dots, z_n\}$ について周辺化すると

$$(2.7) \quad p_{(0, T]}(t_1, \dots, t_n) = \sum_{z_1=0}^0 \sum_{z_2=0}^1 \cdots \sum_{z_n=0}^{n-1} p_{(0, T]}(\{(t_i, z_i) | i = 1, \dots, n\}) \\ = \left[\prod_{i=1}^n \sum_{z_i=0}^{i-1} \psi_{i z_i} \right] \exp \left[-\mu T - \sum_{j=1}^n \int_{t_j}^T g(t - t_j) dt \right]$$

$$= \prod_{i=1}^n \left[\mu + \sum_{j<i} g(t_i - t_j) \right] \exp \left[-\mu T - \sum_{j=1}^n \int_{t_j}^T g(t - t_j) dt \right]$$

となり Hawkes 過程の確率密度関数(2.2)が導かれる. すなわちイベント間の因果関係は観測されず, イベント発生時刻だけ観測されたものが Hawkes 過程であると解釈することができる(図 1 下).

式(2.2)と式(2.6)から, イベント時刻列 $\{t_1, \dots, t_n\}$ が与えられた下での親イベント $\{z_1, \dots, z_n\}$ の条件付き確率は

$$\begin{aligned} p_{(0,T]}(z_1, \dots, z_n | t_1, \dots, t_n) &= \frac{p_{(0,T]}(\{t_i, z_i | i = 1, \dots, n\})}{p_{(0,T]}(t_1, \dots, t_n)} \\ &= \prod_{i=1}^n \frac{\psi_{iz_i}}{\lambda(t_i)} = \prod_{i=1}^n p(z_i | t_1, \dots, t_i) \end{aligned}$$

と求められる. ここで

$$(2.8) \quad p(z_i | t_1, \dots, t_i) = \frac{\psi_{iz_i}}{\lambda(t_i)}$$

は $\{t_1, \dots, t_i\}$ が与えられた下での z_i の条件付き確率である.

親イベントの条件付き確率は様々な用途に応用されている. Zhuang et al. (2002)はこの確率に基づいて親イベントをサンプリングするアルゴリズムを提案した. また, 親イベントを潜在変数と見なして, パラメータ推定のための EM アルゴリズムを構成することもできる (Veen and Schoenberg, 2008).

3. Hawkes 型計数時系列モデル

ここからは, イベント発生件数が区間毎に集計された離散時間の計数時系列を考える. このようなデータに対して, Hawkes 過程と同様の性質を持つ計数時系列モデルを構成する.

3.1 モデルの定義

時点 $i \in \{1, 2, \dots\}$ におけるイベント数を n_i とする. 期待値 $\lambda = E(n)$ をパラメータに持つイベント数の確率分布 $p(n, \lambda)$ を用いて, 過去のイベント数 $\{n_1, \dots, n_{i-1}\}$ が与えられた下での n_i の条件付き確率が

$$P(n_i | n_1, \dots, n_{i-1}) = p(n_i, \lambda_i)$$

で与えられる計数時系列モデルを考える. Hawkes 過程の条件付き強度関数(2.1)からの類推で期待値パラメータを

$$(3.1) \quad \lambda_i = \mu + \sum_{j=1}^{i-1} g_{i-j} n_j$$

で与える. 右辺第 1 項の μ はベースラインの頻度であり, 第 2 項は過去のイベントの影響を表す. g_τ は過去のイベントの影響の時間変化を表し, $g_\tau \geq 0$ および $g_\tau = 0$ ($\tau \leq 0$) を満たすとす. L 時点までの時系列 $\{n_1, \dots, n_L\}$ の結合確率分布は

$$(3.2) \quad P(n_1, \dots, n_L) = P(n_1) \prod_{i=2}^L P(n_i | n_1, \dots, n_{i-1}) = \prod_{i=1}^L p(n_i, \lambda_i)$$

で与えられる.

イベント数の確率分布 $p(n, \lambda)$ には Poisson 分布もしくは負の二項分布を用いることにする. Poisson 分布の確率質量関数は

$$(3.3) \quad p(n, \lambda) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}$$

で与えられる. 平均と分散は等しく $E(n) = \text{Var}(n) = \lambda$ で与えられる. 集計区間内の各々のイベント発生が互いに独立であるときイベント数は Poisson 分布に従うので, このような状況を近似的にも想定できる場合は Poisson 分布は妥当な選択である.

一方, 集計区間でイベントの自励効果を無視できないとき, イベント数の分散は平均よりも大きくなる. これを過分散(over-dispersion)という. このような場合には過分散を持つ確率分布を用いることが望ましい. 負の二項分布はそのような分布のひとつである. ここでは以下の確率質量関数を持つ負の二項分布を考える (Koyama and Fujiwara, 2019):

$$(3.4) \quad p(n, \lambda, \rho) = \frac{\Gamma(n + \frac{\lambda}{\rho})}{\Gamma(n+1)\Gamma(\frac{\lambda}{\rho})} \left(\frac{\rho}{1+\rho}\right)^n \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^{\frac{\lambda}{\rho}}$$

平均と分散はそれぞれ $E(n) = \lambda$ および $\text{Var}(n) = (1+\rho)\lambda$ で与えられる. $\rho (> 0)$ は過分散の度合いを表すパラメータであり, $\rho \rightarrow 0$ で式(3.4)は Poisson 分布(3.3)に収束する. 負の二項分布については補足 A にまとめた.

イベント数の確率分布が Poisson 分布(3.3)もしくは負の二項分布(3.4)で与えられる時系列モデル(3.1)–(3.2)を“Hawkes 型”計数時系列モデルと呼ぶことにする. 他の確率分布でも時系列モデルは定義されるが, 特にこれら二つの分布を用いる理由は第 3.3 節で明らかになる.

3.2 親イベントの割り当て

Hawkes 過程では, 各イベントに親イベントをひとつ割り当てることで分岐過程と対応付けることができた. 同様に Hawkes 型計数時系列モデルに対しても親イベントを割り当ててみよう. 時点 i のイベント数 n_i のうち, 過去の時点 $j (< i)$ のイベントに引き起こされたイベント数を y_{ij} とし, 親を持たないイベント数を y_{ii} とする. つまり $\{y_{i1}, \dots, y_{ii}\}$ は n_i の発生要因についての内訳であり

$$(3.5) \quad n_i = \sum_{j=1}^i y_{ij}$$

を満たす. イベント数の内訳 y_{ij} の確率分布について以下を仮定する.

- (a') 親を持たないイベント数 y_{ii} は期待値が $E(y_{ii}) = \mu$ の確率分布 $P(y_{ii})$ に従う.
- (b') 過去の時点 $j (< i)$ のイベントに引き起こされたイベント数 y_{ij} は期待値が $E(y_{ij}|n_j) = g_{i-j}n_j$ の確率分布 $P(y_{ij}|n_j)$ に従う.

時点 i に発生するイベント数の内訳 $\{y_{i1}, \dots, y_{ii}\}$ は, 過去のイベント数 $\{n_1, \dots, n_{i-1}\}$ が与えられた下で互いに独立であるとする:

$$(3.6) \quad P(y_{i1}, \dots, y_{ii}|n_1, \dots, n_{i-1}) = P(y_{ii}) \prod_{j=1}^{i-1} P(y_{ij}|n_j)$$

すると, 時点 1 から L までのイベント数の全内訳 $Y_{1:L} := \{y_{ij}|i = 1, \dots, L, j = 1, \dots, i\}$ の結合確率分布は

$$\begin{aligned}
 (3.7) \quad P(Y_{1:L}) &= P(y_{11}) \prod_{i=2}^L P(y_{i1}, \dots, y_{ii} | n_1, \dots, n_{i-1}) \\
 &= \prod_{i=1}^L P(y_{ii}) \prod_{j=1}^{i-1} P(y_{ij} | n_j)
 \end{aligned}$$

で与えられる. 式(3.7)は各時点のイベント数の内訳情報を含むモデルであり, Hawkes 過程に対する分岐過程(2.6)に対応している.

式(3.7)を $Y_{1:L}$ について式(3.5)を満たすように周辺化すると計数時系列 $\{n_1, \dots, n_L\}$ の確率分布が得られる. すなわち $Y_i = \{y_{i1}, \dots, y_{ii}\}$ とし, 式(3.5)を満たす Y_i の値の集合を \mathcal{Y}_i とすると

$$\begin{aligned}
 (3.8) \quad P(n_1, \dots, n_L) &= \sum_{Y_1 \in \mathcal{Y}_1} \cdots \sum_{Y_L \in \mathcal{Y}_L} P(Y_{1:L}) \\
 &= \sum_{Y_1 \in \mathcal{Y}_1} \cdots \sum_{Y_L \in \mathcal{Y}_L} \prod_{i=1}^L P(y_{ii}) \prod_{j=1}^{i-1} P(y_{ij} | n_j) \\
 &= \prod_{i=1}^L \sum_{Y_i \in \mathcal{Y}_i} P(y_{ii}) \prod_{j=1}^{i-1} P(y_{ij} | n_j) \\
 &= P(n_1) \prod_{i=2}^L P(n_i | n_1, \dots, n_{i-1})
 \end{aligned}$$

となる. ここで

$$(3.9) \quad P(n_i | n_1, \dots, n_{i-1}) = \sum_{Y_i \in \mathcal{Y}_i} P(y_{ii}) \prod_{j=1}^{i-1} P(y_{ij} | n_j)$$

の期待値は, 仮定(a')と(b')より

$$\begin{aligned}
 E(n_i | n_1, \dots, n_{i-1}) &= E(y_{ii}) + \sum_{j=1}^{i-1} E(y_{ij} | n_j) \\
 &= \mu + \sum_{j=1}^{i-1} g_{i-j} n_j
 \end{aligned}$$

となり式(3.1)に一致する. すなわち式(3.7)をイベント数の内訳について周辺化することで Hawkes 型計数時系列モデルが得られた. これは, 分岐過程(2.6)を親イベントについて周辺化することで Hawkes 過程が得られることに対応している.

3.3 加法性とイベント内訳の条件付き確率分布

Hawkes 過程に対する親イベントの条件付き確率(2.8)と同様に, 各時点のイベント数 n_i が与えられた下での内訳 y_{ij} の条件付き確率を導こう. そのために, y_{ij} に対して以下の“加法性”の条件を加える.

定義. n 個の独立な確率変数の和

$$y = y_1 + \cdots + y_n, \quad y_i \sim p(y_i, \lambda_i)$$

が同一の確率分布族 $p(y, \lambda_1 + \dots + \lambda_n)$ に従うとき加法的であるという。

イベント数の内訳 y_{ij} が加法的な確率分布 $p(y_{ij}, \psi_{ij})$ に従うとする。ここで

$$\psi_{ij} = E(y_{ij}) = \begin{cases} \mu, & j = i \\ g_{i-j}n_j, & 1 \leq j < i \end{cases}$$

とおいた。すると、式(3.5)および式(3.9)より、 n_i は互いに独立な y_{ij} ($j = 1, \dots, i$) の和で与えられるから、加法性より同一の確率分布族

$$(3.10) \quad P(n_i | n_1, \dots, n_{i-1}) = p(n_i, \lambda_i)$$

に従う。ここで λ_i は式(3.1)で与えられる。つまり加法性を仮定すると、各時点のイベント数 n_i もその内訳 y_{ij} ($j = 1, \dots, i$) も同一の確率分布族に従うのである。

式(3.6)と式(3.10)より、時点 i までのイベント数 $\{n_1, \dots, n_i\}$ が与えられた下での時点 i のイベント数の内訳 $Y_i = \{y_{i1}, \dots, y_{ii}\}$ の条件付き確率分布は

$$(3.11) \quad \begin{aligned} p(Y_i | n_1, \dots, n_i) &= \frac{p(Y_i | n_1, \dots, n_{i-1})}{p(n_i | n_1, \dots, n_{i-1})} \\ &= \frac{\prod_{j=1}^i p(y_{ij}, \psi_{ij})}{p(n_i, \lambda_i)} \end{aligned}$$

と求められる。ここまで来ると、イベント数の分布に Poisson 分布(3.3)と負の二項分布(3.4)を採用した理由が明らかになる。すなわち、これらはともに加法的である。それぞれの確率質量関数を式(3.11)に代入することで、 Y_i の条件付き確率を具体的に導くことができる。

Poisson 分布の場合 式(3.3)を式(3.11)に代入すると、 Y_i の条件付き確率分布は多項分布

$$(3.12) \quad p(Y_i | n_1, \dots, n_i) = \frac{n_i!}{\prod_{j=1}^i y_{ij}!} \prod_{j=1}^i \left(\frac{\psi_{ij}}{\lambda_i} \right)^{y_{ij}}$$

として求められる。平均と分散はそれぞれ

$$(3.13) \quad E(y_{ij} | n_1, \dots, n_i) = \frac{n_i \psi_{ij}}{\lambda_i}$$

$$(3.14) \quad \text{Var}(y_{ij} | n_1, \dots, n_i) = \frac{n_i \psi_{ij}}{\lambda_i} \left(1 - \frac{\psi_{ij}}{\lambda_i} \right)$$

で与えられる。

負の二項分布の場合 式(3.4)を式(3.11)に代入すると、 Y_i の条件付き分布確率分布は

$$(3.15) \quad p(Y_i | n_1, \dots, n_i, \rho) = \frac{\Gamma(n_i + 1) \Gamma(\frac{\lambda_i}{\rho})}{\Gamma(n_i + \frac{\lambda_i}{\rho})} \prod_{j=1}^i \frac{\Gamma(y_{ij} + \frac{\psi_{ij}}{\rho})}{\Gamma(y_{ij} + 1) \Gamma(\frac{\psi_{ij}}{\rho})}$$

と導かれる。これはディリクレ多項分布と呼ばれ、平均と分散はそれぞれ以下で与えられる：

$$(3.16) \quad E(y_{ij} | n_1, \dots, n_i) = \frac{n_i \psi_{ij}}{\lambda_i}$$

$$(3.17) \quad \text{Var}(y_{ij} | n_1, \dots, n_i) = \kappa_i \frac{n_i \psi_{ij}}{\lambda_i} \left(1 - \frac{\psi_{ij}}{\lambda_i} \right)$$

ここで分散に掛かる係数 κ_i は

$$(3.18) \quad \kappa_i = \frac{\lambda_i + \rho n_i}{\lambda_i + \rho} (\geq 1)$$

で与えられる. 多項分布の分散(3.14)よりも大きいことは, 元になる負の二項分布が過分散であることに対応している.

4. 感染症モデルへの応用

前節で構成した Hawkes 型計数時系列モデルを感染症の実効再生産数 (effective reproduction number) の推定に応用する. 再生産数は 1 人の感染者が引き起こす 2 次感染者数の平均である. 実効再生産数はすでに感染が広がっている状況における再生産数の総称で, 幾つかの異なる定義がある (Fraser, 2007; Nishiura and Chowell, 2009). ここでは Wallinga and Teunis (2004) による実効再生産数を Hawkes 型計数時系列モデルから導き, 過分散の場合に一般化する.

4.1 Wallinga and Teunis (2004) の方法

感染者 k が感染者 l から感染したとし, それぞれの感染時刻を t_k, t_l とする. 世代時間が確率密度関数 $\phi(\tau)$ に従うとすると, 感染源候補の中で k が l から感染した確率は

$$p^{(k,l)} = \frac{\phi(t_k - t_l)}{\sum_{m \neq k} \phi(t_k - t_m)}$$

で与えられる. 全ての感染者が独立に 2 次感染者を感染させていたと仮定すると, 感染者 l の 2 次感染者数は

$$(4.1) \quad R_l \sim \sum_k \text{Bernoulli}(p^{(k,l)})$$

に従う. ここで \sum_k は時刻 t_l 以降の感染者すべてについての和である. t 日目の実効再生算数 R_t を, t 日目に感染した患者の 2 次感染者数の平均 $R_t = \frac{1}{n_t} \sum_{t_l=t} R_l$ で定義する. ここで n_t は t 日目の感染者数である. 式(4.1)から t 日目の実効再生算数の平均と分散はそれぞれ

$$(4.2) \quad \hat{R}_t = E(R_t) = \frac{1}{n_t} \sum_{t_l=t} \sum_k p^{(k,l)}$$

$$(4.3) \quad s^2 = \text{Var}(R_t) = \frac{1}{n_t^2} \sum_k \left[\sum_{t_l=t} p^{(k,l)}(1 - p^{(k,l)}) - \sum_{t_l=t} \sum_{t_m=t, m \neq l} p^{(k,l)} p^{(k,m)} \right]$$

で与えられる (Cowling et al., 2008). これが Wallinga and Teunis (2004) によって与えられた実効再生産数の推定量である.

4.2 Hawkes 型計数時系列モデルからの導出

感染症の伝播を Hawkes 型計数時系列モデルで表す. n_i を i 日目の新規感染者数とし, 頻度が

$$(4.4) \quad \lambda_i = r_i \sum_{j=1}^{i-1} \phi_{i-j} n_j$$

で与えられるとする. ここで ϕ_τ は世代時間の分布であり $\sum_{\tau=0}^{\infty} \phi_\tau = 1$ を満たす. r_i は i 日目の感染力を表すパラメータとする. このとき, イベント数の内訳 y_{ij} は “ i 日目の感染者のうち j 日目の感染者から感染した人数” となる. Wallinga and Teunis (2004) に従うと, j 日目の実効再生産数はこの日の感染者 1 人当たりの 2 次感染者数であるから, y_{ij} を用いて

$$R_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i>j} y_{ij}$$

で与えられる。

L 日目までの新規感染者数の時系列データ $\{n_1, \dots, n_L\}$ が与えられているとする。感染者数が Poisson 分布に従うとすると、データが与えられた下での y_{ij} の条件付き確率は多項分布 (3.12) に従うので、 R_j の条件付き期待値と分散は式 (3.13) と式 (3.14) を用いて

$$\begin{aligned} (4.5) \quad \hat{R}_j &= E(R_j | n_1, \dots, n_L) \\ &= \frac{1}{n_j} \sum_{i=j+1}^L E(y_{ij} | n_1, \dots, n_i) \\ &= \sum_{i=j+1}^L \frac{n_i \phi_{i-j}}{\sum_{k=1}^{i-1} \phi_{i-k} n_k} \end{aligned}$$

および

$$\begin{aligned} (4.6) \quad s^2 &= \text{Var}(R_j | n_1, \dots, n_L) \\ &= \frac{1}{n_j^2} \sum_{i=j+1}^L \text{Var}(y_{ij} | n_1, \dots, n_i) \\ &= \frac{1}{n_j} \sum_{i=j+1}^L \frac{n_i \phi_{i-j}}{\sum_{k=1}^{i-1} \phi_{i-k} n_k} \left(1 - \frac{\phi_{i-j} n_j}{\sum_{k=1}^{i-1} \phi_{i-k} n_k} \right) \end{aligned}$$

と求められ、それぞれ式 (4.2) と式 (4.3) に一致する (証明は付録 B を参照)。すなわち、Poisson 分布を用いた Hawkes 型計数時系列モデルから Wallinga and Teunis (2004) による実効再生産数の推定量と分散が導かれた。

一方、感染者数が負の二項分布 (3.4) に従うとすると、実効再生産数の条件付き期待値は式 (4.5) と同じであるが、条件付き分散は式 (3.17) より

$$(4.7) \quad s^2 = \frac{1}{n_j} \sum_{i=j+1}^T \kappa_i \frac{n_i \phi_{i-j}}{\sum_{k=1}^{i-1} \phi_{i-k} n_k} \left(1 - \frac{\phi_{i-j} n_j}{\sum_{k=1}^{i-1} \phi_{i-k} n_k} \right)$$

となる。過分散のパラメータ κ_i が掛かることに着目しよう。 $\kappa_i = 1$ のときは式 (4.6) に帰着される。したがって、式 (4.7) は Wallinga and Teunis (2004) の方法を過分散の場合に一般化したものとみなせる。

4.3 COVID-19 への応用

上で導いた実効再生産数の推定量 (4.5)–(4.7) を新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) のデータに応用する。世界各国の 1 日の新規陽性者数は毎日報告され、オープンデータとして公開されている。ここでは、厚生労働省が公開するデータ (<https://www.mhlw.go.jp/stf/covid-19/open-data.html>) を用いた。

図 2 上に日本の新規陽性者数を示す。陽性者数にみられる 1 週間の周期変動は、平日と週末の検査態勢の違いに起因する。この周期変動の実効再生産数への影響を抑えるため、曜日毎の新規陽性者数の平均を取り、

$$\frac{1}{7} \sum_{\text{Saturday}}^{\text{Sunday}} \beta_i = 1$$

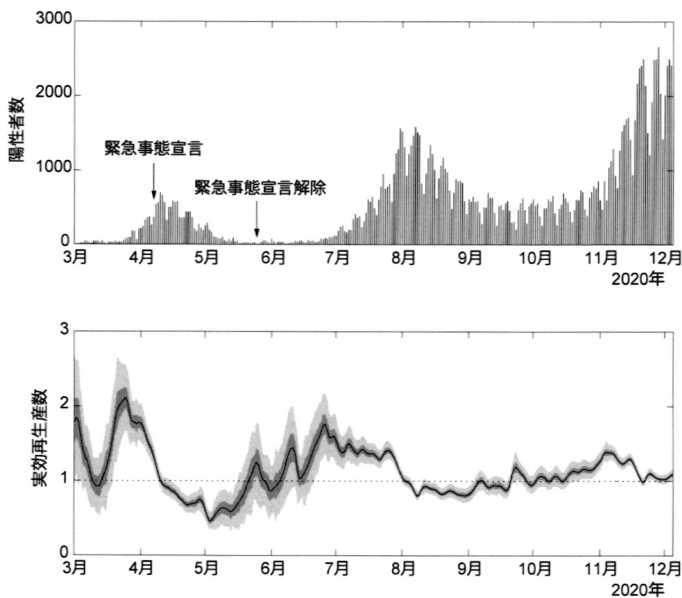


図 2. 上：日本の新規陽性者数. 下：推定した実効再生産数(平均値 \pm SD). 薄い灰色はデータの過分散を考慮に入れた場合を表し, 濃い灰色は考慮に入れない場合を表す.

と規格化して求めた重み β_i を用いて, もとの新規陽性者数 n_i ($i = 1, \dots, L$) を $\tilde{n}_i = n_i/\beta_i$ ($i = 1, \dots, L$) と変換した(小数部は最も近い整数に丸め込んだ).

発症間隔(serial interval)分布 ϕ_τ には, Nishiura et al. (2020) の報告に従い, 平均 4.7 日, 標準偏差 2.9 日の対数正規分布を採用し, 累積分布関数

$$(4.8) \quad \Phi_\tau = \frac{1}{2} \operatorname{erfc} \left(-\frac{\log \tau - \mu}{\sqrt{2}\sigma^2} \right),$$

を用いて $\phi_\tau = \Phi_\tau - \Phi_{\tau-1}$ とした. 対数正規分布のパラメータ (μ, σ^2) は, 平均 $m = 4.7$, 標準偏差 $s = 2.9$ として, $\mu = \log(m^2/\sqrt{s^2 + m^2})$ および $\sigma^2 = \log(1 + s^2/m^2)$ で与えた.

負の二項分布(3.4)のパラメータ ρ の値はデータから

$$\hat{\rho} = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \frac{(\tilde{n}_i - \bar{\lambda}_i)^2}{\bar{\lambda}_i} - 1$$

と推定した. ここで $\bar{\lambda}_i = \sum_{j=-3}^3 \tilde{n}_{i+j}/7$ は 1 週間の新規陽性者数の平均である. これと式(3.18)より式(4.7)のパラメータ κ_i は

$$\hat{\kappa}_i = \frac{\bar{\lambda}_i + \hat{\rho}\tilde{n}_i}{\bar{\lambda}_i + \hat{\rho}}$$

と求められる.

図 2 下に推定した実効再生産数(平均値 \pm SD)を示す. 薄い灰色はデータの過分散を考慮に入れた場合を表し, 濃い灰色は考慮に入れない場合 (Wallinga and Teunis, 2004 の方法)を表す. 実際のデータは過分散であるため, Wallinga and Teunis (2004) の方法では推定量の分散が過少に評価されている.

実効再生産数は4月に下がり始め1を下回る。緊急事態宣言が発出されたのは4月7日である。しばらく実効再生産数は1を下回るが、5月25日に緊急事態宣言が全国で解除され、夏にかけて再び1を超える。8月に実効再生産数は再び1を下回るが、秋から冬にかけて陽性者数は急増している。

5. まとめ

本稿では、Hawkes 過程の性質、特に分岐過程との対応に着目して、同様な性質を持つ計数時系列モデルを提案した。第3節の Hawkes 型計数時系列モデルの構成を、第2節の Hawkes 過程と平行に展開させ、両者の対応をみた。ただし計数時系列モデルに対して、確率分布の加法性という条件を課した。これは Hawkes 過程にはない要請である。第4節では、Wallinga and Teunis (2004)による実効再生産数の推定量を Hawkes 型計数時系列モデルをから導出した。さらに感染者数に負の二項分布を仮定することで、実効再生産数の推定量が過分散の場合に一般化された。

Hawkes 過程と計数時系列を関連付けるアプローチとして、Kirchner (2016, 2017)は整数値自己回帰モデル(Integer-valued Autoregressive Models, INAR モデル)に基づく方法を提案している。この方法では、離散観測された Hawkes 過程を INAR(p) モデルで近似し、条件付き最小2乗法で求めた推定量を Hawkes 過程のカーネル関数に対応させている。比較的計算が容易な行列演算でカーネル関数のノンパラメトリックな推定量を与えていることが利点である。パラメトリックな関数を事前に想定できないとき、Kirchner の方法でノンパラメトリックに推定し、それをここで提案した時系列モデルのカーネル関数に使うこともできるであろう。

本論文では、もう一つのアプローチである一般状態空間モデル(あるいは動的な一般化線形モデル)を扱わなかったが、Hawkes 型計数時系列モデルを観測モデルとし、パラメータ(3.1)にシステムモデルを組み込むことで、容易に一般状態空間モデルとして定式化することもできる。Koyama et al. (2021)は、このアプローチで非ガウス平滑化アルゴリズムを用いた実効再生産数の推定方法を提案している。

Hawkes 過程の分岐過程による表現は、デクラスタリング (Zhuang et al., 2002), シミュレーション (Moller and Rasmussen, 2005), EM アルゴリズム (Veen and Schoenberg, 2008) など様々なアルゴリズムや応用の基礎になる。Hawkes 型計数時系列モデルに対する同様の展開は今後の研究課題である。

付 録

A. 負の二項分布

負の二項分布は通常、成功率 p のベルヌーイ試行で r 回成功する前に失敗する回数 y の確率分布

$$(A.1) \quad p(y, p, r) = \binom{y+r-1}{r-1} p^r (1-p)^y$$

として表される。平均と分散はそれぞれ

$$E(y) = \frac{r(1-p)}{p}, \quad \text{Var}(y) = \frac{r(1-p)}{p^2}$$

である。パラメータを

$$p = \frac{1}{1+\rho}, \quad r = \frac{\lambda}{\rho}$$

と変換して階乗をガンマ関数 $\Gamma(x+1) = x!$ で表すと式(3.4)の形が得られる。

式(3.4)のキュムラント母関数は

$$K(s) = E(e^{sy}) = -\frac{\lambda}{\rho} \log[1 - (e^s - 1)\rho]$$

で与えられる。 ρ で展開して主要項を取り出すと

$$K(s) = \frac{\lambda}{\rho} [(e^s - 1)\rho + o(\rho)]$$

となるので、 $\rho \rightarrow 0$ で Poisson 分布のキュムラント母関数 $K(s) = \lambda(e^s - 1)$ に収束する。すなわち負の二項分布(3.4)は $\rho \rightarrow 0$ で Poisson 分布(3.3)に収束する。

y_i ($i = 1, \dots, n$) が互いに独立な負の二項分布(3.4)に従うとすると、 $y = y_1 + \dots + y_n$ の分布のキュムラント母関数は

$$K_n(s) = -\frac{\sum_{i=1}^n \lambda_i}{\rho} \log[1 - (e^s - 1)\rho]$$

となるので、 y は期待値パラメータ $\lambda_1 + \dots + \lambda_n$ を持つ同一の分布に従う。したがって負の二項分布(3.4)は加法的である。

式(A.1)のパラメータを

$$p = \frac{1}{1+\rho\lambda}, \quad r = \frac{1}{\rho}$$

と変換すると一般化線形モデルでよく使われるもう一つのパラメータ表示

$$(A.2) \quad p(y, \lambda, \rho) = \frac{\Gamma(y + \rho^{-1})}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\rho^{-1})} \left(\frac{\rho\lambda}{1 + \rho\lambda} \right)^y \left(\frac{1}{1 + \rho\lambda} \right)^{\frac{1}{\rho}}$$

が得られる (Hilbe, 2011)。平均と分散はそれぞれ $E(y) = \lambda$ および $\text{Var}(y) = \lambda + \rho\lambda^2$ で与えられる。式(3.4)の分散と異なることに注意しよう。Cameron and Trivedi (1986) は式(3.4)と式(A.2)をそれぞれ “Negbin I” および “Negbin II” と呼んで区別している。Negbin I は加法性を持つが、Negbin II は加法的ではない。このため Hawkes 型計数時系列モデルには Negbin I を用いる。

B. Wallinga and Teunis (2004)の方法との等価性の証明

感染者 k と l の感染した日をそれぞれ $t_k = s$, $t_l = t$ とすると $\phi(t_k - t_l) = \phi_{s-t}$ である。 $\sum_k \phi(t_k - t_l) = \sum_s n_s \phi_{s-t}$ に注意すると式(4.2)は

$$\hat{R}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{t_l=t} \sum_k \frac{\phi(t_k - t_l)}{\sum_{m \neq k} \phi(t_k - t_m)} = \sum_{s=t+1}^L \frac{n_s \phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u}$$

となり式(4.5)に一致する。

同様に式(4.3)の右辺第1項と第2項はそれぞれ

$$\frac{1}{n_t^2} \sum_k \sum_{t_l=t} p_{(k,l)} (1 - p_{(k,l)}) = \frac{1}{n_t^2} \sum_{t_l=t} \sum_k \frac{\phi(t_k - t_l)}{\sum_{m \neq k} \phi(t_k - t_m)} \left(1 - \frac{\phi(t_k - t_l)}{\sum_{m \neq k} \phi(t_k - t_m)} \right)$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{n_t} \sum_{s=t+1}^L \frac{n_s \phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \left(1 - \frac{\phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \right) \\
&\frac{1}{n_t^2} \sum_k \sum_{t_l=t} \sum_{t_m=t, m \neq l} P(k, l) P(k, m) \\
&= \frac{n_t - 1}{n_t} \sum_k \left(\frac{1}{n_t} \sum_{t_l=t} \frac{\phi(t_k - t_l)}{\sum_{j \neq k} \phi(t_k - t_j)} \right) \left(\frac{1}{n_t - 1} \sum_{t_m=t, m \neq l} \frac{\phi(t_k - t_m)}{\sum_{j \neq k} \phi(t_k - t_j)} \right) \\
&= \frac{n_t - 1}{n_t} \sum_{s=t+1}^L \frac{n_s \phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \frac{\phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u}
\end{aligned}$$

となるので、これらを式(4.3)の右辺に戻すと

$$\begin{aligned}
s^2 &= \frac{1}{n_t} \sum_{s=t+1}^L \frac{n_s \phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \left(1 - \frac{\phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \right) - \frac{n_t - 1}{n_t} \sum_{s=t+1}^L \frac{n_s \phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \frac{\phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \\
&= \frac{1}{n_t} \sum_{s=t+1}^L \frac{n_s \phi_{s-t}}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \left(1 - \frac{\phi_{s-t} n_t}{\sum_{u=1}^{s-1} \phi_{s-u} n_u} \right)
\end{aligned}$$

となり式(4.6)に一致する。

参 考 文 献

- Bacry, E., Mastromatteo, I. and Muzy, J. F. (2015). Hawkes processes in finance, *Market Microstructure and Liquidity*, **1**, 1550005.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (1986). Econometric models based on count data: Comparisons and applications of some estimators and tests, *Journal of Applied Econometrics*, **1**, 29–53.
- Cheysson, F. and Lang, G. (2020). Strong mixing condition for Hawkes processes and application to Whittle estimation from count data (preprint), arXiv:2003.04314.
- Chiang, W. H., Liu, X. and Mohler, G. (2020). Hawkes process modeling of COVID-19 with mobility leading indicators and spatial covariates (preprint), medRxiv:2020.06.20124149.
- Chornoboy, E. S., Schramm, L. P. and Karr, A. F. (1988). Maximum likelihood identification of neural point process systems, *Biological Cybernetics*, **59**, 265–275.
- Cowling, B. J., Ho, L. M. and Leung, G. M. (2008). Effectiveness of control measures during the SARS epidemic in Beijing: A comparison of the Rt curve and the epidemic curve, *Epidemiology and Infection*, **136**, 562–566.
- Daley, D. and Vere-Jones, D. (2003). *An Introduction to the Theory of Point Processes Vol.1: Elementary Theory and Methods*, 2nd ed., Springer-Verlag, New York.
- Fahrmeir, L. and Tutz, G. (2001). *Multivariate Statistical Modeling Based on Generalized Linear Models*, 2nd ed., Springer-Verlag, New York.
- Fox, E. W., Short, M. B., Schoenberg, F. P., Coronges, K. D. and Bertozzi, A. L. (2016). Modeling e-mail networks and inferring leadership using self-exciting point processes, *Journal of the American Statistical Association*, **111**, 564–584.
- Fraser, C. (2007). Estimating individual and household reproduction numbers in an emerging epidemic, *PLoS ONE*, **2**, e758.
- Hawkes, A. G. (1971a). Point spectra of some mutually exciting point processes, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, **33**, 438–443.

- Hawkes, A. G. (1971b). Spectra of some self-exciting and mutually exciting point processes, *Biometrika*, **58**, 83–90.
- Hawkes, A. G. (2018). Hawkes processes and their applications to finance: A review, *Quantitative Finance*, **18**, 193–198.
- Hawkes, A. G. and Oakes, D. (1974). A cluster process representation of a self-exciting process, *Journal of Applied Probability*, **11**, 493–503.
- Hilbe, J. M. (2011). *Negative Binomial Regression*, 2nd ed., Cambridge University Press, Cambridge.
- Kalair, K., Connaughton, C. and Loro, P. A. D. (2021). A non-parametric Hawkes process model of primary and secondary accidents on a UK smart motorway, *Journal of the Royal Statistical Society Series. C (Applied Statistics)*, **70**, 80–97.
- Kirchner, M. (2016). Hawkes and INAR(∞) processes, *Stochastic Processes and Their Applications*, **126**, 2494–2525.
- Kirchner, M. (2017). An estimation procedure for the Hawkes process, *Quantitative Finance*, **17**, 571–595.
- Kitagawa, G. (2010). *Introduction to Time Series Modeling*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Kobayashi, R. and Lambiotte, R. (2016). TiDeH: Time-dependent Hawkes process for predicting retweet dynamics, *ICWSM 2016*, 191–200.
- Koyama, S. and Fujiwara, Y. (2019). Modeling event cascades using networks of additive count sequences, *Journal of Statistical Mechanics: Theory and Experiment*, **2019**, 023402.
- Koyama, S. and Shinomoto, S. (2020). Statistical physics of discovering exogenous and endogenous factors in a chain of events, *Physical Review Research*, **2**, 043358.
- Koyama, S., Horie, T. and Shinomoto, S. (2021). Estimating the time-varying reproduction number of COVID-19 with a state-space method, *PLoS Computational Biology*, **17**, e1008679.
- Lewis, E., Mohler, G., Brantingham, P. J. and Bertozzi, A. L. (2012). Self-exciting point process models of civilian deaths in Iraq, *Security Journal*, **25**, 244–264.
- Meyer, S., Elias, J. and Hohle, M. (2012). A space-time conditional intensity model for invasive meningococcal disease occurrence, *Biometrics*, **68**, 607–616.
- Mohler, G., Short, M. B., Brantingham, P. J., Schoenberg, F. P. and Tita, G. E. (2011). Self-exciting point process modeling of crime, *Journal of the American Statistical Association*, **106**, 100–108.
- Moller, J. and Rasmussen, J. G. (2005). Perfect simulation of Hawkes processes, *Advances in Applied Probability*, **37**, 629–646.
- 中嶋雅彦, 酒折文武, 川崎能典 (2017). 整数値自己回帰モデルの最近の発展, *統計数理*, **65**, 323–339.
- Nishiura, H. and Chowell, G. (2009). The effective reproduction number as a prelude to statistical estimation of time-dependent epidemic trends, *Mathematical and Statistical Estimation Approaches in Epidemiology*, 103–121, Springer, Dordrecht.
- Nishiura, H., Linton, N. M. and Akhmetzhanov, A. R. (2020). Serial interval of novel coronavirus (COVID-19) infections, *International Journal of Infectious Diseases*, **93**, 284–286.
- 近江崇宏, 野村俊一 (2019). 『点過程の時系列解析』, 共立出版, 東京.
- Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *Journal of the American Statistical Association*, **83**(401), 9–27.
- Pernice, V., Staude, B., Cardanobile, S. and Rotter, S. (2011). How structure determines correlations in neuronal networks, *PLoS Computational Biology*, **7**(5), e1002059.
- Veen, A. and Schoenberg, F. P. (2008). Estimation of space-time branching process models in seismology using an EM-type algorithm, *Journal of the American Statistical Association*, **103**, 614–624.
- Wallinga, J. and Teunis, P. (2004). Different epidemic curves for severe acute respiratory syndrome reveal similar impacts of control measures, *American Journal of Epidemiology*, **160**, 509–516.
- West, M. and Harrison, J. (1997). *Bayesian Forecasting and Dynamic Models*, 2nd ed., Springer-Verlag, New York.
- Zhuang, J. and Mateu, J. (2019). A semiparametric spatiotemporal Hawkes—Type point process

model with periodic background for crime data, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, **182**, 919–942.

Zhuang, J., Ogata, Y. and Vere-Jones, D. (2002). Stochastic declustering of space-time earthquake occurrences, *Journal of the American Statistical Association*, **97**, 369–380.

Hawkes-type Count Time Series Models

Shinsuke Koyama

The Institute of Statistical Mathematics

We propose a “Hawkes-type” count time series model. By emphasizing the branching process representation of the Hawkes process on a real number line, our model has a similar representation. The applicability of the proposed model is demonstrated using an epidemiological example where the effective reproduction number proposed by Wallinga and Teunis (2004) is generalized for over-dispersion.

Hawkes 過程における 2 つの推定手法の比較と 実データ解析への応用

茅根 脩司¹・白石 博²

(受付 2020 年 12 月 14 日；改訂 2021 年 3 月 31 日；採択 4 月 6 日)

要 旨

多変量点過程の 1 つのクラスである多変量 Hawkes 過程は、自己励起性および相互励起性という特徴をもつことが知られている。本論文では、観測データが多変量 Hawkes 過程にしたがうと想定し、Hawkes 過程の特徴を表すカーネル関数を統計的に推定するための 2 つの手法を紹介する。1 つ目は最尤法を用いたパラメトリックな手法で、強度の従属性が指数型カーネル関数にしたがうと仮定してカーネル関数のパラメータ推定を行う。2 つ目はカーネル関数を特定化しないノンパラメトリックな手法で、連続時間確率過程の離散観測に基づく確率過程の近似を通じてカーネル関数を非母数的に推定する。シミュレーションにより 2 つの手法による推定結果を比較した後、パラメトリックな手法を用いて仮想通貨市場の価格変動と出来高変動を Hawkes 過程に当てはめ、カーネル関数の特徴を可視化する手法の 1 つである Hawkes グラフ表現を通じて伝播構造を可視化する。また、ノンパラメトリックな手法を用いて COVID-19 の関東・関西の近隣の都府県の新規感染者数を Hawkes 過程に当てはめ、Hawkes グラフ表現により伝播構造を可視化する。

キーワード：Hawkes 過程，多変量点過程，INAR 過程，Hawkes グラフ，グラフィカルモデリング，ノンパラメトリック推定。

1. はじめに

社会で観測される様々な事象の裏には影響構造が存在する。特に自己励起性と相互励起性を持ったイベントは身近に多い。自己励起とはイベント発生が同種のイベント発生を引き起こしやすくする影響であり、相互励起は発生したイベントと異なるタイプのイベントの発生確率が上がる影響である。これらの性質を持った点過程が Hawkes 過程である。Hawkes 過程は、Hawkes (1971) によって伝染病の感染構造のモデル化などの応用を見据えて提案された。Hawkes 過程は様々な分野で応用され、疫学統計の分野では Rizoiu et al. (2018) によって伝統的に疫学統計で利用される SIR モデルとの関連付けが行われた。Park et al. (2020) は Hawkes 過程を 2014 年に西アフリカで流行したエボラウイルスのデータに適用し、SIR モデルの拡張である SEIR モデルに勝るとも劣らない結果を報告している。

疫学統計の分野以外にも、自己励起性や相互励起性を持つ身近なイベントとして地震が挙げられる。発生後に余震を引き起こす地震は Hawkes 過程への当てはまりがよく、Ogata (1988)

¹ 慶應義塾大学大学院 基礎理工学研究科：〒223-8522 神奈川県横浜市港北区日吉 3-14-1

² 慶應義塾大学 理工学部：〒223-8522 神奈川県横浜市港北区日吉 3-14-1

によって地震発生メカニズムのモデル化への応用研究が行われ、その後も様々なモデルの拡張が提案されている。また、ファイナンス関連の応用もされている。特に近年は高頻度取引データを活用して、株式取引や価格変動をイベントとした Hawkes 過程の応用が増えている。Bowsher (2007) はニューヨーク証券取引所の“取引の発生”と“mid-quote の変化した時刻”に一般化した 2 変量 Hawkes 過程を当てはめて解析を行っている。Yang et al. (2018) は、株式市場のデータから得られた株価の増加・減少の 2 つの点過程と Thomson Reuters News sentiment data から定義されたセンチメント(投資意欲)の増加・減少の 2 つの点過程を合わせた 4 変量 Hawkes 過程を当てはめて影響構造を解析しており、センチメントと株価の変動の複雑な関係性についての研究を行った。また、監物・中川 (2019) は倒産発生の伝播構造のモデリングに多変量 Hawkes 過程を用いている。

Hawkes 過程を特徴付ける、時間的な影響変化を表す関数をカーネル関数という。従来、Hawkes 過程の推定はカーネル関数をパラメトリックに与えてパラメータの最尤推定を行うことが多かった。イベントが発生した瞬間からの影響の減衰の様子が経験的に観測されている、または自然に考えられる地震分野やファイナンス分野の高頻度取引データの解析にはこの方法は適切である。ファイナンス分野における Hawkes 過程の応用研究をまとめた Bacry (2015) によると、指数型カーネル関数を用いた研究が多く行われている。しかし、疫学統計の分野においては、影響の時間変化をパラメトリックに特定することは困難な場合がある。感染症に対しては経験的知識が十分でないことなどが理由である (Park et al., 2020)。このような問題に対し、Kirchner (2017) はカーネル関数をパラメトリックに特定せずに推定する方法を提案している。Kirchner の手法では、Hawkes 過程は整数値をとる離散時間時系列に AR 過程 (AutoRegressive process) のような構造を組み込んだ INAR 過程 (INteger valued AutoRegressive process) に関連付けられ、INAR 過程の推定を通して Hawkes 過程の推定が行われる。Hawkes 過程の推定結果を可視化する方法の 1 つとして Hawkes グラフがある。Hawkes グラフは Embrechts and Kirchner (2018) が提案した重み付き有向グラフで各頂点がイベントタイプに対応し、頂点と各有向辺の重みがそれぞれイベント本来の発生しやすさと 1 回のイベント発生が及ぼす総合的な影響度合いを表している。

本論文では、最尤法と Kirchner の手法の比較を行うために (1) 最尤法が想定する関数族にカーネル関数が属している場合と (2) 最尤法が想定する関数族にカーネル関数が属していない場合の 2 つの状況でシミュレーションを行う。その後、それぞれの方法を用いて実データ解析を行う。まず、最尤法で解析するデータは日本における大手の仮想通貨取引所である bitFlyer における仮想通貨の 15 分足データである。株価市場には取引できない時間があるのに対して、仮想通貨市場は 24 時間開いているなどの違いがあるが、影響の時間変化は株価市場と類似していると考え、Yang et al. (2018) と同様、指数型カーネル関数を想定して解析を行う。イベントとして定義されるのは価格と出来高の上昇・低下の中で変化の大きさがある閾値を超えた時刻から構成される 4 変量計数データを解析する。次に Kirchner の手法を用いて、2020 年に日本を含めた世界中で流行している COVID-19 (COronaVirus Disease 2019: 新型コロナウイルス) の日本国内の新規感染者についてのデータを解析する。Hawkes 過程を用いた COVID-19 の解析事例については、Garetto et al. (2021), Lesage (2020), Gong et al. (2021) など幾つかの報告が既になされているが、COVID-19 は新しいウイルスであり、感染力等についての事前知識が十分でないなどの理由により、本論文では Kirchner の手法を用いてカーネル関数をノンパラメトリックに推定する。関東および関西の都府県間の影響構造の推定を通して、日本国内における COVID-19 の感染拡大の第 1 波と第 2 波での影響構造の差異を解析する。また、人の移動と感染構造の関係についても解析を行う。

本論文は 2 節で Hawkes 過程と Hawkes グラフおよび 2 つの推定方法を紹介し、3 節でシミュ

レーションを通して 2 つの手法の比較を行う。4 節では実データ解析として、仮想通貨市場の影響構造を最尤法を用いて解析するとともに、COVID-19 の感染構造の解析を Kirchner の手法で行う。5 節でまとめを行い、今後の展望について述べる。

2. 多変量 Hawkes 過程と Hawkes グラフ

本節では、多変量 Hawkes 過程および Hawkes グラフの定義を紹介した上で、Hawkes 過程のパラメータを推定する 2 つの方法である最尤法と Kirchner の手法を紹介する。

2.1 多変量 Hawkes 過程

適当なフィルター付き完備確率空間 $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}, P)$ を考える。正の値をとる \mathcal{F}_t -停止時刻の増大列 $\{T^{(j)}\}_{j \in \mathbb{N}}$ を \mathcal{F}_t -適当な点過程と言う。 $T^{(j)}$ を j 回目のイベントの発生時刻とみなし、 $T^{(j)} < T^{(j+1)}$ P -a.s. とする。さらに点過程 $\{T^{(j)}\}_{j \in \mathbb{N}}$ から定義される計数過程 $N = (N_t)_{t \geq 0}$ を $N_t := \sum_{j \in \mathbb{N}} 1_{\{T^{(j)} \leq t\}}$ とする。今後 N も点過程と呼ぶ。

Hawkes 過程は点過程のモデルであり、次の強度を用いて特徴付けられる。

定義 1. (点過程の強度) $[0, \infty)$ 上の \mathcal{F}_t -適当な点過程 N を考える。正の値をとる \mathcal{F}_t -可予測な確率過程 $\lambda = (\lambda_t)_{t \geq 0}$ が、任意の $0 \leq s \leq t$ を満たす s, t に対して

$$\mathbb{E}[N_t - N_s | \mathcal{F}_s] = \mathbb{E} \left[\int_s^t \lambda_u du | \mathcal{F}_s \right] \quad P\text{-a.s.}$$

を満たすとき、 λ を N の (P, \mathcal{F}_t) -強度という。

$[0, T]$ 上の点過程 N が (P, \mathcal{F}_t) -強度 λ を持つとする。任意の t に対して $\int_0^t \lambda_s ds < \infty$ P -a.s. が成り立ち、 λ のサンプルパスが左連続かつ右極限を持ち、任意の $t \in [0, T]$ について $\lambda_t \leq Y$ P -a.s. を満たす可積分確率変数 Y が存在するとき、強度は次の表現を持つ (Aalen, 1978, Lemma 3.3)。

$$\lim_{\Delta \rightarrow +0} \frac{1}{\Delta} \mathbb{E}[N_{t+\Delta} - N_t | \mathcal{F}_t] = \lambda_{t+} \quad P\text{-a.s.}$$

ただし、 $\lambda_{t+} = \lim_{\Delta \rightarrow +0} \lambda_{t+\Delta}$ である。この式において、 N の強度 λ_t の右極限 λ_{t+} は時刻 t までの情報が与えられた下での瞬間的なイベント発生確率と解釈することができる。

Hawkes 過程は過去のイベント発生が現在の強度に影響を及ぼす点過程モデルである。

定義 2. (単変量 Hawkes 過程) 点過程 N が Hawkes 過程であるとは、強度 λ が

$$\lambda_t = \eta + \int_{-\infty}^t h(t-s) N(ds)$$

で与えられるものをいう。ただし、 $\eta \geq 0$ は基底強度、 $h(t) \geq 0$ はカーネル関数と呼ばれ $t < 0$ に対しては $h(t) = 0$ とする。

定義 2 からわかるように、カーネル関数に h を持つ Hawkes 過程において、時刻 s で発生したイベントは時刻 $t (> s)$ において $h(t-s)$ だけ強度を押し上げる。これはイベントの自己励起性を表し、イベントが続いて起こりやすい地震の解析に Hawkes 過程が広く使われている理由である。

次に、この単変量 Hawkes 過程を多変量に拡張する。自然数 M を与え、各 $i \in \{1, 2, \dots, M\}$ に対して、正の値をとる \mathcal{F}_t -適当な点過程 $\{T_i^{(j)}\}_{j \in \mathbb{N}}$ を考える。各 $i \in \{1, 2, \dots, M\}$ に対して $\{T_i^{(j)}\}_{j \in \mathbb{N}}$ から定義される点過程 $N^i = (N_t^i)_{t \geq 0}$ を $N_t^i := \sum_{j \in \mathbb{N}} 1_{\{T_i^{(j)} \leq t\}}$ とし、これを要素にも

つ $N = (N_t = (N_t^1, \dots, N_t^M))_{t \geq 0}$ を M -変量点過程と言ひ, $i \in \{1, 2, \dots, M\}$ をイベントのタイプと呼ぶ. 多変量点過程 N の各要素 $N^i (i = 1, \dots, M)$ の強度 $\lambda^i = (\lambda_t^i)_{t \geq 0}$ は N^i の (P, \mathcal{F}_t^N) -強度である. ここで \mathcal{F}_t^N は点過程 N の自然なフィルトレーションを表している. 多変量 Hawkes 過程は自己励起性だけでなく相互励起性も考慮したモデルであり, ある時刻の強度が他の種類のイベントも含む過去の発生履歴に依存して定義される.

定義 3. (多変量 Hawkes 過程) M -変量点過程 N が M -変量 Hawkes 過程であるとは, 多変量強度過程 $\Lambda = (\Lambda_t = (\lambda_t^1, \lambda_t^2, \dots, \lambda_t^M))_{t \geq 0}$ が

$$\Lambda_t = \eta + \int_{-\infty}^t H(t-s)N(ds)$$

で与えられるものをいう. ただし, 各タイプの基底強度 η_i を並べた $\eta = (\eta_i)_{i=1}^M$ は基底強度ベクトル, タイプ j のイベント発生がタイプ i の強度に及ぼす影響を表すカーネル関数 $h_{ij}(t)$ を要素に持つ $H(t) = (h_{ij}(t))_{i,j=1}^M$ はカーネル関数行列と呼ばれる. また, 各 $i = 1, \dots, M$ に対して

$$\left(\int_{-\infty}^t H(t-s)N(ds) \right)_i = \left(\sum_{j=1}^M \int_{-\infty}^t h_{ij}(t-s)N^j(ds) \right)$$

である.

カーネル関数は 1 回のイベント発生が引き起こす影響の時間変化を定義する関数で, Hawkes 過程を特徴付ける重要な関数である. 従来の研究ではパラメトリックにカーネル関数が与えられることが多かった. 特に指数型カーネル

$$h(t) = \alpha e^{-\beta t}, t \geq 0$$

が仮定されることが多い. このカーネル関数は 2 つのパラメータ $(\alpha, \beta) \in \mathbb{R}_{>0}^2 = \{(x_1, x_2) \in \mathbb{R}^2 | x_1 > 0, x_2 > 0\}$ で決定される. ファイナンス分野においても指数型カーネルは広く利用されており, Bowsher (2007) や Yang et al. (2018) は多変量 Hawkes 過程に対して次のカーネル関数行列を用いた解析を行っている.

$$(2.1) \quad (H(t))_{i,j} = \alpha_{ij} e^{-\beta_{ij} t}, t \geq 0$$

このカーネル関数行列を持つ M -変量 Hawkes 過程は $M(2M+1)$ 個のパラメータ $(\eta_i, \alpha_{ij}, \beta_{ij}; i, j = 1, \dots, M)$ で特徴付けられる.

これに対して, 疫学統計の分野では影響の減衰の仕方についての知見が乏しく, カーネル関数をパラメトリックに特定できないことがある. そのようなときに, カーネル関数を誤って特定すると間違った解析結果を与える危険がある. それを回避する方法である Kirchner の手法では, カーネル関数行列 $(h_{ij}(t))_{i,j=1}^M$ はパラメトリックに特定されず, 代わりに十分小さな正数 Δ と十分大きな自然数 p に対して $h(k\Delta), k = 1, \dots, p$ の推定量 $\hat{h}(k\Delta)$ を非母数的に求める.

2.2 Hawkes グラフ

M -変量 Hawkes 過程は, 自己励起性と相互励起性の構造を含んでいる. これらの関係は複雑であり, どのタイプのイベントがどのタイプのイベントに重大な影響力を持っているのかを比較することは困難である. 3 章で行うシミュレーションのようにカーネル関数行列の要素がそれぞれ異なるパラメトリック関数族に含まれる場合に比較が困難であることは当然であるが, カーネル関数が全て指数型カーネルで式 (2.1) の表現を持つときも, 大きく一時的な (α と β が大きい) 影響と弱く持続的な (α と β が小さい) 影響同士の比較は容易ではない. そこで, 各影

響の重大さを表す次の指標を用いる.

$$(2.2) \quad a_{j,i} = \int_0^\infty h_{ij}(t)dt$$

$a_{j,i}$ はタイプ j の一度のイベント発生がタイプ i の強度に与える影響の総和である. また, 式 (2.2) から, $a_{j,i}$ はタイプ j の一度のイベント発生が誘発するタイプ i のイベント発生回数の期待値であると解釈することもできる. Embrechts and Kirchner (2018) が提案した Hawkes グラフは式 (2.2) を用いて次のように定義される.

定義 4. (Hawkes グラフ) 定義 3 で定義される M -変量 Hawkes 過程 N を考える. このとき, N の Hawkes グラフとは頂点に基底強度, 辺に式 (2.2) で定義される値を重みとして持つ重み付き有向グラフ $G := (V, E)$ であり, 頂点集合 V と辺集合 E は次式で与えられる.

$$V = \{(i; \eta_i), i = 1, \dots, M\}, \quad E = \left\{ \left(i, j; a_{i,j} = \int_0^\infty h_{ji}(t)dt \right), i, j = 1, \dots, M \right\}$$

特に, 式 (2.1) で定義されるカーネル関数行列を持つ M -変量 Hawkes 過程の場合は $a_{i,j} = \frac{\alpha_{ji}}{\beta_{ji}}$ となる. また, Kirchner の手法を用いるときは, カーネル関数行列の $t = \Delta, \dots, p\Delta$ の時点での値 $h_{i,j}(k\Delta), k = 1, \dots, p$ を用いて積分を離散近似することにより, $a_{i,j} = \sum_{k=1}^p \Delta h_{ji}(k\Delta)$ とする.

2.3 最尤法による推定と Hawkes グラフ表現

$[0, T] (0 < T < \infty)$ 上の M -変量点過程 N における多変量強度過程 Λ がある有限次元空間 $\Theta \subset \mathbb{R}^q (q \in \mathbb{N})$ 上のパラメータ $\theta \in \Theta$ によって特定化され $\Lambda(\theta) = (\Lambda_t(\theta) = (\lambda_t^1(\theta), \lambda_t^2(\theta), \dots, \lambda_t^M(\theta)))_{t \geq 0}$ と表されるとする. このとき, 任意の $\omega \in \Omega$ に対する尤度関数は

$$(2.3) \quad L(\theta|\omega) = \exp \left\{ \sum_{i=1}^M \left[\int_0^T (1 - \lambda_s^i(\theta|\omega)) ds + \int_{(0,T]} \log \lambda_s^i(\theta|\omega) N^i(ds|\omega) \right] \right\}$$

で与えられる (Daley and Vere-Jones, 2003, Proposition 7.3. III). 特にカーネル関数行列が式 (2.1) で与えられるとき, $\theta = (\theta_i)_{i=1}^M = (\eta_i, (\alpha_{ij})_{j=1}^M, (\beta_{ij})_{j=1}^M)_{i=1}^M$ の対数尤度関数は

$$\begin{aligned} \log L(\theta) &= \log \left(\exp \left\{ \sum_{i=1}^M \left[\int_0^T (1 - \lambda_s^i(\theta)) ds + \int_{(0,T]} \log \lambda_s^i(\theta) N^i(ds) \right] \right\} \right) \\ &= \sum_{i=1}^M \left[\int_0^T (1 - \lambda_s^i(\theta)) ds + \int_{(0,T]} \log \lambda_s^i(\theta) N^i(ds) \right] \\ &= \sum_{i=1}^M l_i(\theta_i) \end{aligned}$$

という表現を得る. ここで

$$\begin{aligned} l_i(\theta_i) &= \int_0^T (1 - \lambda_s^i(\theta)) ds + \int_{(0,T]} \log \lambda_s^i(\theta) N^i(ds) \\ &= (1 - \eta_i)T - \sum_{j=1}^M \sum_{T_j^{(k)} \in (0,T]} \frac{\alpha_{ij}}{\beta_{ij}} (1 - e^{-\beta_{ij}(T - T_j^{(k)})}) + \sum_{T_i^{(k)} \in (0,T]} \log \left(\eta_i + \sum_{j=1}^M \alpha_{ij} R_{ij}(k) \right) \end{aligned}$$

であり, $R_{ij}(k)$ は再帰的に

$$R_{ij}(k) = \begin{cases} e^{-\beta_{ij}(T_i^{(k)} - T_i^{(k-1)})} R_{ij}(k-1) + \sum_{T_j^{(l)} \in [T_i^{(k-1)}, T_i^{(k)})} e^{-\beta_{ij}(T_i^{(k)} - T_j^{(l)})} & (i \neq j, k \geq 1) \\ e^{-\beta_{ii}(T_i^{(k)} - T_i^{(k-1)})} (1 + R_{ii}(k-1)) & (i = j, k \geq 1) \\ 0 & (k = 0) \end{cases}$$

と定義する.

本論文においては準ニュートン法の一様である BFGS 法を用いて, この関数を最大化するパラメータを求める.

上記の対数尤度関数から得られる最尤推定量 $\hat{\theta} = (\hat{\eta}_i, (\hat{\alpha}_{ij})_{j=1}^M, (\hat{\beta}_{ij})_{j=1}^M)_{i=1}^M$ を $a_{i,j}$ の式に代入することで Hawkes グラフの辺の重みの推定量が次のように定まる.

$$\hat{a}_{i,j} = \frac{\hat{\alpha}_{ji}}{\hat{\beta}_{ji}}$$

本論文において Hawkes グラフの辺 (i, j) , $i, j = 1, \dots, M$ の有無は, 辺の重みの推定量 $\hat{a}_{i,j}$ の漸近分布の 95% 信頼区間に負の値が含まれるか否かで判断をする. 前述の通り $\hat{\alpha}_{ji}, \hat{\beta}_{ji}$ は最尤推定量であるため, 漸近的に正規分布にしたがう. これらの比の信頼区間を求めるために Fieller (1932) が提案した Fieller's method を用いる. Fieller's method は正規分布にしたがう 2 つの確率変数の比の信頼区間を求める方法で, (α, β) が 2 変量正規分布にしたがっているとし, その比を $\alpha/\beta = k$ とする. このとき, k が与えられたときの $\alpha - \beta k$ の条件付き分布は $N(0, \text{Var}(\alpha) - 2\text{Cov}(\alpha, \beta)k + \text{Var}(\beta)k^2)$ となるから, 標準正規分布の下側 $x\%$ 点を $Z_{x\%}$ とすると

$$P(|\alpha - \beta k| \leq |Z_{97.5\%} \sqrt{\text{Var}(\beta)k^2 - 2\text{Cov}(\alpha, \beta)k + \text{Var}(\alpha)}|) = 0.95$$

と表すことができる. この式の () 内の両辺を 2 乗して k について整理すると,

$$\{\beta^2 - Z_{97.5\%}^2 \text{Var}(\beta)\}k^2 - 2\{\alpha\beta - Z_{97.5\%}^2 \text{Cov}(\alpha, \beta)\}k + \{\alpha^2 - Z_{97.5\%}^2 \text{Var}(\alpha)\} \leq 0$$

となる. この k についての 2 次関数が下に凸で判別式が正の値をとる時, k についての範囲で書き直すことができるため, k の信頼区間の下限は

$$\frac{\{\alpha\beta - Z_{97.5\%}^2 \text{Cov}(\alpha, \beta)\} - \sqrt{\{\alpha\beta - Z_{97.5\%}^2 \text{Cov}(\alpha, \beta)\}^2 - \{\beta^2 - Z_{97.5\%}^2 \text{Var}(\beta)\}\{\alpha^2 - Z_{97.5\%}^2 \text{Var}(\alpha)\}}}{\beta^2 - Z_{97.5\%}^2 \text{Var}(\beta)}$$

となる. これに $\hat{\alpha}_{ji}, \hat{\beta}_{ji}$ および $\text{Var}(\alpha_{ji}), \text{Var}(\beta_{ji}), \text{Cov}(\alpha_{ji}, \beta_{ji})$ の一致推定量 $\widehat{\text{Var}}(\alpha_{ji}), \widehat{\text{Var}}(\beta_{ji}), \widehat{\text{Cov}}(\alpha_{ji}, \beta_{ji})$ を代入することで信頼区間の一致推定量を得ることができる. ここで, 最尤推定量の漸近分散共分散行列はフィッシャー情報行列であり, 推定値の計算では, 対数尤度関数のヘッセ行列の逆行列を用いる (Bowsher, 2007, Theorem 2.2). ただし, $\hat{\beta}_{ji}^2 - Z_{97.5\%}^2 \widehat{\text{Var}}(\beta_{ji}) < 0$ のとき, k についての 2 次関数が上に凸となるため, 信頼区間は $[-\infty, \infty]$ とする.

2.4 Kirchner の手法による推定と Hawkes グラフ表現

多変量 Hawkes 過程における未知の影響構造をノンパラメトリックに推定する Kirchner の手法を紹介する. なお, 最尤法は連続時間観測されたサンプルパスに基づく推定手法であるが, Kirchner の手法は離散時間観測データでも可能な推定手法である.

基底強度 η , カーネル関数行列 H を持つ多変量 Hawkes 過程にしたがう $[0, T]$ 上の点過程 N を考える. N から生成される Δ 時間毎のイベント発生件数の列 $\tilde{X}^{(\Delta)} = \{\tilde{X}_k^{(\Delta)}\}_{k=1, \dots, n}$ を

$$\tilde{X}_k^{(\Delta)} := N_{k\Delta} - N_{(k-1)\Delta}$$

とする. ここで $n := \lfloor T/\Delta \rfloor$ である.

$\mathbf{X}^{(\Delta)} = \{\mathbf{X}_k^{(\Delta)}\}_{k=1,\dots,n}$ を生起パラメータ $\mathbf{a}_0^{(\Delta)} := \Delta\boldsymbol{\eta}$, 間引き (thinning) 係数行列 $A_k^{(\Delta)} := \Delta H(k\Delta), k \in \mathbb{N}$ を持つ M -変量 INAR(∞) 過程にしたがう確率変数列とする. また, $\mathbf{X}^{(\Delta,p)} = \{\mathbf{X}_k^{(\Delta,p)}\}_{k=1,\dots,n}$ を生起パラメータ $\mathbf{a}_0^{(\Delta,p)} := \mathbf{a}_0^{(\Delta)}$, 間引き係数行列 $A_k^{(\Delta,p)} := 1_{\{k \leq p\}} A_k^{(\Delta)}, k \in \mathbb{N}$ を持つ M -変量 INAR(p) 過程にしたがう確率変数列とする. このとき, 十分小さい $\Delta > 0$ と十分大きい $p\Delta > 0$ に対して

$$\tilde{\mathbf{X}}^{(\Delta)} \stackrel{d}{\approx} \mathbf{X}^{(\Delta)} \stackrel{d}{\approx} \mathbf{X}^{(\Delta,p)}$$

という近似が成り立つことを Kirchner (2017) は主張している. この主張の下で, Δ 毎に離散観測された Hawkes 過程を INAR(p) 過程で近似し, CLS 法 (Conditional Least Square method, 条件付き最小 2 乗法) で求めた推定量を用いて Hawkes 過程のカーネル関数行列の推定に帰着させることができる. 以下では点過程 N から誘導される整数値確率過程を $\mathbf{X}^{(\Delta)}$ と表す.

定義 5. (Kirchner の手法による推定量) 点過程 N が, 基底強度ベクトル $\boldsymbol{\eta}$, カーネル関数行列 $H = (h_{ij})_{i,j=1}^M$ を持つ $[0, T]$ 上の M -変量 Hawkes 過程にしたがうとし, ある $\Delta > 0$ に対し N が時間間隔 Δ で離散的に観測されているとする. この観測列を $N^{(\Delta)} = \{N_k^{(\Delta)}\}_{k=1,\dots,n}$ とし, 各時間間隔における N の増分過程として $\mathbf{X}^{(\Delta)} = \{\mathbf{X}_k^{(\Delta)}\}_{k=1,\dots,n}$ を

$$\mathbf{X}_k^{(\Delta)} := N_{k\Delta} - N_{(k-1)\Delta}$$

とする. ここで $n := \lfloor T/\Delta \rfloor$ である. このとき $\Delta < s < T$ を満たすあるサポート s を適当に選び $p = \lfloor s/\Delta \rfloor$ として, 興味のあるパラメータを $\mathbf{H}^{(\Delta,s)} = (H(\Delta), \dots, H(p\Delta), \boldsymbol{\eta}) \in \mathbb{R}^{M \times (Mp+1)}$ と定める. この $\mathbf{H}^{(\Delta,s)}$ に対する推定量 $\hat{\mathbf{H}}^{(\Delta,s)} = (\hat{H}_1^{(\Delta,s)}, \dots, \hat{H}_p^{(\Delta,s)}, \hat{\boldsymbol{\eta}}^{(\Delta,s)})$ を

$$\hat{\mathbf{H}}^{(\Delta,s)} := \frac{1}{\Delta} \mathbf{Y} \mathbf{Z}^\top (\mathbf{Z} \mathbf{Z}^\top)^{-1}$$

と定義する. ここで,

$$\mathbf{Z} := \begin{pmatrix} \mathbf{X}_p^{(\Delta)} & \mathbf{X}_{p+1}^{(\Delta)} & \cdots & \mathbf{X}_{n-1}^{(\Delta)} \\ \mathbf{X}_{p-1}^{(\Delta)} & \mathbf{X}_p^{(\Delta)} & \cdots & \mathbf{X}_{n-2}^{(\Delta)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{X}_1^{(\Delta)} & \mathbf{X}_2^{(\Delta)} & \cdots & \mathbf{X}_{n-p}^{(\Delta)} \\ 1 & 1 & \cdots & 1 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{(Mp+1) \times (n-p)}$$

$$\mathbf{Y} := (\mathbf{X}_{p+1}^{(\Delta)}, \mathbf{X}_{p+2}^{(\Delta)}, \dots, \mathbf{X}_n^{(\Delta)}) \in \mathbb{R}^{M \times (n-p)}$$

である.

$\hat{H}_k^{(\Delta,s)}$ ($k = 1, \dots, p$) は, カーネル関数行列の Δ 区間毎の推定量となり,

$$\hat{H}_k^{(\Delta,s)} := \begin{pmatrix} \hat{h}_{11}(k\Delta) & \hat{h}_{12}(k\Delta) & \cdots & \hat{h}_{1M}(k\Delta) \\ \hat{h}_{21}(k\Delta) & \hat{h}_{22}(k\Delta) & \cdots & \hat{h}_{2M}(k\Delta) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{h}_{M1}(k\Delta) & \hat{h}_{M2}(k\Delta) & \cdots & \hat{h}_{MM}(k\Delta) \end{pmatrix}$$

と表現される. Kirchner (2017) は p を固定した上で, $n \rightarrow \infty$ としたときに $\text{vec}(\hat{\mathbf{H}}) \in \mathbb{R}^{M(Mp+1)}$ が漸近正規性をもつことを示した.

$$\sqrt{(n-p)} \{\text{vec}(\hat{\mathbf{H}}) - \text{vec}(\mathbf{H})\} \stackrel{d}{\rightarrow} N_{M^2p+M}(0, V)$$

この結果から, $\text{vec}(\hat{\mathbf{H}}) \stackrel{\text{approx}}{\sim} N_{M^2p+M}(\text{vec}(\mathbf{H}), \frac{1}{n-p} V)$ と表すことができる. この $S^2 = \frac{1}{n-p} V$ の経験バージョン \hat{S}^2 として, Kirchner (2017) は以下を提案している.

$$\hat{S}^2 := \frac{1}{\Delta^2} ((ZZ^\top)^{-1} \otimes I_M) \mathbf{W} ((ZZ^\top)^{-1} \otimes I_M) \in \mathbb{R}^{M(Mp+1) \times M(Mp+1)}$$

ここで、 \otimes はクロネッカー積、 I_M は M 次の単位行列、 $\mathbf{W} := \sum_{k=p+1}^n \mathbf{w}_k \mathbf{w}_k^\top \in \mathbb{R}^{M(Mp+1) \times M(Mp+1)}$,

$$\mathbf{w}_k := (((\mathbf{X}_{k-1}^{(\Delta)})^\top, (\mathbf{X}_{k-2}^{(\Delta)})^\top, \dots, (\mathbf{X}_{k-p}^{(\Delta)})^\top, 1)^\top \otimes I_M) \left(\mathbf{X}_k^{(\Delta)} - \Delta \hat{\boldsymbol{\eta}} - \sum_{l=1}^p \Delta \hat{H}(l\Delta) \mathbf{X}_{k-l}^{(\Delta)} \right)$$

である。なお、本節の冒頭で述べた通り、Kirchner の手法は Hawkes 過程からの離散観測データを用いて推定することができるが、上記の理論は観測時間間隔 Δ が十分小さい場合に成立する手法であり、 Δ が十分小さいかどうかは実用の際には注意が必要である。

3. シミュレーションによる精度の比較

本節では 2 つの状況下でのシミュレーションを通して、最尤法と Kirchner の手法による推定精度の比較を行う。イベントタイプの数 $M = 2$ とし、基底強度ベクトル $\boldsymbol{\eta}$ およびカーネル関数行列 H を定めた上で、長さ T のサンプルパスを 1000 回生成する。その上で Hawkes グラフのパラメータである $(\eta_i)_{i=1,2}$, $(a_{i,j})_{i,j=1,2}$ の推定値 $(\hat{\eta}_i)_{i=1,2}$, $(\hat{a}_{i,j})_{i,j=1,2}$ を計算し、その推定精度を比較する。最尤法の場合は N のサンプルパスが $[0, T]$ の全区間で観測されているとし、カーネル関数は指数型カーネルを仮定する。一方、Kirchner の手法の場合では N のサンプルパスが観測幅 Δ で離散的に観測されているとし、サポート s (カーネル関数行列の少なくとも 1 つの成分が正となる t の上限) をある有限の値で固定した上で Δ を変化させ、その影響を見る。まず、Case 1 として多変量 Hawkes 過程の真のカーネル関数が指数型カーネルである場合を想定してデータを生成し、最尤法と Kirchner の手法で推定を行う。次に Case 2 として真のカーネル関数が指数型カーネルでない場合のデータを生成し、最尤法では指数型カーネルを想定した上で 2 つの推定結果を比較する。

単調減少なカーネル関数を持つ Hawkes 過程の生成アルゴリズムは近江・野村 (2019) に掲載されている。本節においては単調減少でないカーネル関数を持つ Hawkes 過程を考えるため、変更を加えた Algorithm 1 に基づいてサンプルパスの生成を行った。Hawkes 過程は、 \mathcal{F}_t まで条件付けたもとで、次のイベント発生までは強度が決定論的に定まる。また、ある時刻で発生したイベントのタイプが i である確率は発生時刻における強度の比で定義される。すなわち、タイプを区別しない k 回目のイベント発生時刻が与えられたとき、 $k+1$ 回目のイベント発生時刻は非一様ポアソン過程にしたがい、そのイベントタイプの確率分布は強度の比に基づく。Algorithm 1 の Step. 3–10 は非一様ポアソン過程のサンプルパスの生成手法である thinning theorem (Lewis and Shedler, 1979) を表しており、Step. 11–13 で得られたイベントに対してタイプを決定している。

Algorithm 1 Simulation of Multivariate Hawkes Processes

Ensure: $T > 0 \wedge M \in \mathbb{N}$

1: $t = 0, k = 0, k_i = 0$ ($i = 1, \dots, M$), $\lambda_0^i = \eta_i$ ($i = 1, \dots, M$), $T_0 = 0$

2: **while** $t < T$ **do**

3: $C = \sum_i (\lambda_i^i + \max_{j=1, \dots, M} \max_{t \geq 0} h_{ij}(t))$

4: 以下の乱数を生成する。

$\tau \sim \text{Exp}(C)$

$x \sim \text{Uniform}([0, 1])$

5: **if** $\frac{\sum_i \lambda_{t+\tau}^i}{C} > x$ **then**

```

6:    $t \leftarrow t + \tau$ 
7:   else
8:      $k \leftarrow k + 1$ 
9:      $t \leftarrow t + \tau$ 
10:     $T_i \leftarrow t$ 
11:    以下の乱数を生成する.
         $i \sim \text{Multi}\left(1, (\lambda_t^i)_{i=1, \dots, M}\right)$ 
12:     $k_i \leftarrow k_i + 1$ 
13:     $T_i^{(k_i)} \leftarrow t$ 
14:  end if
15: end while

```

3.1 Case 1

基底強度ベクトル η , カーネル関数行列 H を以下のように定めた 2 変量 Hawkes 過程のサンプルパスを生成する.

$$(3.1) \quad \eta = \begin{pmatrix} 0.2 \\ 0.1 \end{pmatrix}, \quad H(t) = \begin{pmatrix} 0.3 \exp(-2t) & 0.5 \exp(-1t) \\ 0.4 \exp(-2t) & 0.2 \exp(-1t) \end{pmatrix}$$

生成する時系列の長さを $T = 100, 500, 1000$ とし, それぞれ $\Delta = 1.0, 0.5, 0.1$ に設定した離散時間観測に基づく Kirchner の手法による推定と区間 $[0, T]$ での連続時間観測に基づく最尤法による推定を行い, Hawkes グラフの各辺および頂点の重みの推定値についてまとめたものが表 1 である. 式 (3.1) のように $H(t)$ を定めた場合, $(a_{i,j})_{i,j=1,2}$ はそれぞれ

$$a_{1,1} = \int_0^\infty 0.3 \exp(-2t) dt = 0.15, \quad a_{1,2} = \int_0^\infty 0.4 \exp(-2t) dt = 0.2$$

$$a_{2,1} = \int_0^\infty 0.5 \exp(-1t) dt = 0.5, \quad a_{2,2} = \int_0^\infty 0.2 \exp(-1t) dt = 0.2$$

となる. 第 k 番目のパスに対するこれらの推定値を $(\hat{a}_{i,j}^{(k)})_{i,j=1,2}$ ($k = 1, \dots, 1000$) とする. 表 1 の値は 1000 回のシミュレーションによる平均値 $\bar{a}_{i,j} = \frac{1}{1000} \sum_{k=1}^{1000} \hat{a}_{i,j}^{(k)}$ を表し, () 内の数値は標準誤差 $\text{SE}_{i,j} = \frac{1}{1000} \sqrt{\sum_{k=1}^{1000} (\hat{a}_{i,j}^{(k)} - \bar{a}_{i,j})^2}$ を表している. Kirchner の手法におけるサポートは $s = 6$ に固定した.

表 1 から, T が大きく, Δ が小さくなるほど, Kirchner の手法の場合の標準誤差が小さくなる傾向にあり, $T = 1000, \Delta = 0.1$ のときの推定値が真値の近くに分布する傾向にあることがわかる. Kirchner の手法による推定は離散時間観測であり, 最尤法に比べて情報量が少ないため, 最尤法に比べると標準誤差が大きくなる傾向にある. それに加えて, Kirchner の手法によるカーネル関数の積分値 $(a_{i,j})_{i,j=1,2}$ の推定結果は真の値に対して負の方向の偏り (バイアス) を持っているように見える. これは, カーネル関数のサポートが本来は $s = \infty$ であるところを $s = 6$ に仮定して推定しているためと考えられる. これに対して, 最尤法による $(a_{i,j})_{i,j=1,2}$ の推定量は不偏性があるように見える. これらの結果から, カーネル関数がパラメトリックな関数として想定できる場合は, 最尤法を用いたほうが推定精度が高い傾向にあることがわかる.

表 2 は $T = 1000, \Delta = 0.1$ の Kirchner の手法と最尤法のそれぞれの MSE ($\text{MSE}_{i,j} = \frac{1}{1000} \sum_{k=1}^{1000} (\hat{a}_{i,j}^{(k)} - a_{i,j})^2$) とその比である Relative Efficiency (最尤法の $\text{MSE}_{i,j}$ / Kirchner の手法の $\text{MSE}_{i,j}$) をまとめた表である.

MSE の意味においても最尤法の方が精度が高い傾向にあることがわかる.

表 1. Case 1. 真のカーネル関数が指数型カーネルである場合のシミュレーション結果. 1000 回のシミュレーションによる $\eta_i (i = 1, 2)$ および $a_{i,j} (i, j = 1, 2)$ の推定値の平均 (標準偏差) を記載している. 上 3 段は Kirchner の手法でそれぞれ $\Delta = 1.0, 0.5, 0.1$ の場合の結果であり, 下段は最尤法の結果である. 平均が真値に最も近いものを太字で表し, 標準偏差が最も小さかったものに下線を引いた.

パラメータ (真値)	推定法	$T = 100$	$T = 500$	$T = 1000$
η_1 (0.2)	$\Delta = 1.0$	0.2819(0.0034)	0.2548(0.0013)	0.2489(0.0009)
	$\Delta = 0.5$	0.2600(0.0032)	0.2338(0.0013)	0.2286(0.0009)
	$\Delta = 0.1$	0.2377(0.0030)	0.2138(0.0012)	0.2089(0.0008)
	最尤法	0.1572(0.0029)	0.1936(0.0011)	0.1948(0.0010)
η_2 (0.1)	$\Delta = 1.0$	0.1575(0.0026)	0.1415(0.0010)	0.1393(0.0007)
	$\Delta = 0.5$	0.1391(0.0025)	0.1251(0.0009)	0.1231(0.0007)
	$\Delta = 0.1$	0.1208(0.0023)	0.1079(0.0009)	0.1061(0.0006)
	最尤法	0.0678(0.0020)	0.0931(0.0008)	0.0929(0.0007)
$a_{1,1}$ (0.15)	$\Delta = 1.0$	0.0354(0.0097)	0.0696(0.0038)	0.0830(0.0027)
	$\Delta = 0.5$	0.0125(0.0090)	0.0916(0.0037)	0.1054(0.0026)
	$\Delta = 0.1$	0.0129(0.0090)	0.1155(0.0036)	0.1295(0.0024)
	最尤法	0.1877(0.0061)	0.1568(0.0027)	0.1559(0.0023)
$a_{2,1}$ (0.5)	$\Delta = 1.0$	0.4280(0.0147)	0.3808(0.0056)	0.3822(0.0039)
	$\Delta = 0.5$	0.4878(0.0145)	0.4414(0.0054)	0.4392(0.0038)
	$\Delta = 0.1$	0.5467(0.0139)	0.4941(0.0053)	0.4905(0.0036)
	最尤法	0.5726(0.0111)	0.5099(0.0043)	0.5104(0.0040)
$a_{1,2}$ (0.2)	$\Delta = 1.0$	0.1044(0.0078)	0.1098(0.0032)	0.1071(0.0022)
	$\Delta = 0.5$	0.1462(0.0076)	0.1455(0.0031)	0.1436(0.0021)
	$\Delta = 0.1$	0.1942(0.0074)	0.1909(0.0030)	0.1885(0.0021)
	最尤法	0.2469(0.0078)	0.2053(0.0032)	0.2027(0.0030)
$a_{2,2}$ (0.2)	$\Delta = 1.0$	0.0681(0.0100)	0.1508(0.0041)	0.1678(0.0028)
	$\Delta = 0.5$	0.0817(0.0094)	0.1667(0.0039)	0.1818(0.0027)
	$\Delta = 0.1$	0.0839(0.0091)	0.1700(0.0038)	0.1851(0.0026)
	最尤法	0.2161(0.0057)	0.2067(0.0020)	0.2069(0.0019)

表 2. $T = 1000, \Delta = 0.1$ の Kirchner の手法と最尤法の本 MSE と Relative Efficiency (最尤法の MSE/Kirchner の手法の本 MSE).

		MSE	Relative Efficiency
η_1	Kirchner の手法	7.95×10^{-4}	0.561
	最尤法	4.46×10^{-4}	
η_2	Kirchner の手法	4.80×10^{-4}	0.587
	最尤法	2.82×10^{-4}	
$a_{1,1}$	Kirchner の手法	6.42×10^{-3}	0.463
	最尤法	2.98×10^{-3}	
$a_{2,1}$	Kirchner の手法	13.17×10^{-3}	0.673
	最尤法	8.86×10^{-3}	
$a_{1,2}$	Kirchner の手法	4.36×10^{-3}	1.155
	最尤法	5.03×10^{-3}	
$a_{2,2}$	Kirchner の手法	7.11×10^{-3}	0.343
	最尤法	2.44×10^{-3}	

3.2 Case 2

次に, Kirchner (2017) と同様にして, 基底強度ベクトル η , カーネル関数行列 H を以下のよう
に定めた 2 変量 Hawkes 過程のサンプルパスを生成する.

$$(3.2) \quad \eta = \begin{pmatrix} 0.5 \\ 0.25 \end{pmatrix}, \quad H(t) = \begin{pmatrix} 0 & \frac{0.5}{(1+t)^2} \\ 1_{\{1 < t < 3\}} 0.25 & 1_{\{t < \pi\}} 0.25 \sin(t) \end{pmatrix}$$

生成する時系列の長さを $T = 100, 500, 1000$ とし, それぞれ $\Delta = 1.0, 0.5, 0.1$ に設定した離散時
間観測に基づく Kirchner の手法による推定と区間 $[0, T]$ での連続時間観測に基づく最尤法によ
る推定を行い, Hawkes グラフの各辺および頂点の重みの推定値についてまとめたのが表 3 で
ある. 式 (3.2) のように $H(t)$ を定めた場合, $(a_{i,j})_{i,j=1,2}$ はそれぞれ

$$a_{1,1} = \int_0^\infty 0 dt = 0, \quad a_{1,2} = \int_0^\infty 1_{\{1 < t < 3\}} 0.25 dt = 0.5$$

$$a_{2,1} = \int_0^\infty \frac{0.5}{(1+t)^2} dt = 0.5, \quad a_{2,2} = \int_0^\infty 1_{\{t < \pi\}} 0.25 \sin(t) dt = 0.5$$

となる. 表 3 の値は 1000 回のシミュレーションによる平均値 $\bar{a}_{i,j}$ を表し, () 内の数値は標準

表 3. Case 2. 真のカーネル関数が指数型カーネルでない場合のシミュレーション結果. 1000
回のシミュレーションによる $\eta_i (i = 1, 2)$ および $a_{i,j} (i, j = 1, 2)$ の推定値の平均 (標準
偏差) を記載している. 上 3 段は Kirchner の手法でそれぞれ $\Delta = 1.0, 0.5, 0.1$ の場合
の結果であり, 下段は最尤法の結果である. 平均が真値に最も近いものを太字で表し,
標準誤差が最も小さかったものに下線を引いた.

パラメータ (真値)	推定法	$T = 100$	$T = 500$	$T = 1000$
η_1 (0.5)	$\Delta = 1.0$	0.7631(0.0099)	0.6432(0.0038)	0.6343(0.0027)
	$\Delta = 0.5$	0.7401(0.0100)	0.6248(0.0037)	0.6119(0.0026)
	$\Delta = 0.1$	0.7104(0.0099)	0.6041(0.0037)	0.5935(0.0026)
	最尤法	0.3869(0.0066)	0.4397(0.0040)	0.4502(0.0031)
η_2 (0.25)	$\Delta = 1.0$	0.4239(0.0116)	0.3041(0.0044)	0.2812(0.0030)
	$\Delta = 0.5$	0.4169(0.0112)	0.2947(0.0043)	0.2700(0.0030)
	$\Delta = 0.1$	0.4175(0.0111)	0.2944(0.0043)	0.2687(0.0030)
	最尤法	0.1973(0.0066)	0.1873(0.0033)	0.1829(0.0024)
$a_{1,1}$ (0.0)	$\Delta = 1.0$	-0.0403(0.0098)	0.0702(0.0040)	0.0828(0.0028)
	$\Delta = 0.5$	-0.0745(0.0098)	0.0415(0.0040)	0.0550(0.0028)
	$\Delta = 0.1$	-0.1088(0.0098)	0.0094(0.0039)	0.0186(0.0028)
	最尤法	0.2618(0.0098)	0.1894(0.0039)	0.1752(0.0032)
$a_{2,1}$ (0.5)	$\Delta = 1.0$	0.3648(0.0065)	0.3682(0.0025)	0.3673(0.0018)
	$\Delta = 0.5$	0.4034(0.0064)	0.3992(0.0025)	0.3988(0.0018)
	$\Delta = 0.1$	0.4453(0.0064)	0.4339(0.0025)	0.4327(0.0017)
	最尤法	0.3842(0.0043)	0.3948(0.0019)	0.3996(0.0014)
$a_{1,2}$ (0.5)	$\Delta = 1.0$	0.5386(0.0125)	0.5176(0.0049)	0.5241(0.0034)
	$\Delta = 0.5$	0.5110(0.0121)	0.4998(0.0048)	0.5034(0.0034)
	$\Delta = 0.1$	0.5049(0.0120)	0.4924(0.0047)	0.5016(0.0034)
	最尤法	0.4751(0.0057)	0.5190(0.0023)	0.5354(0.0017)
$a_{2,2}$ (0.5)	$\Delta = 1.0$	0.3623(0.0074)	0.4562(0.0030)	0.4649(0.0021)
	$\Delta = 0.5$	0.3859(0.0073)	0.4744(0.0030)	0.4858(0.0021)
	$\Delta = 0.1$	0.3902(0.0073)	0.4802(0.0029)	0.4877(0.0022)
	最尤法	0.5882(0.0091)	0.5150(0.0041)	0.4975(0.0030)

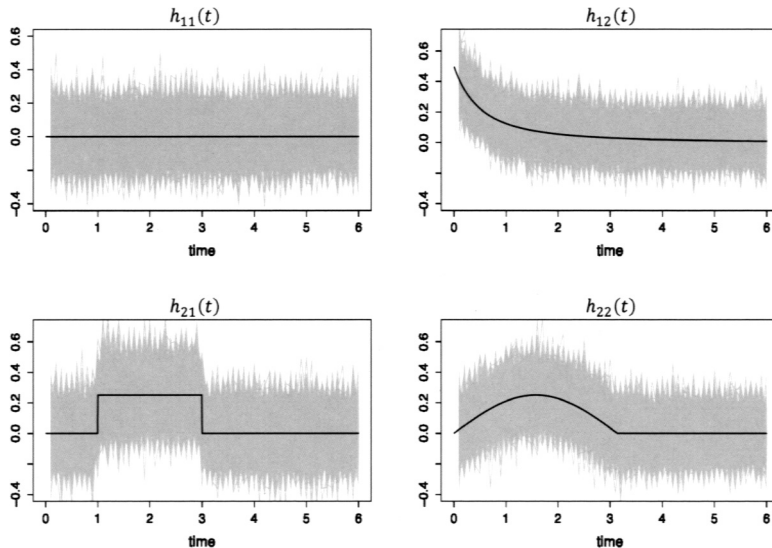


図 1. Kirchner の手法で推定したカーネル関数 $(\hat{h}_{ij}(t))_{i,j=1,2}$ を区間 $[0, 6]$ で表示した結果。ただし、 $T = 1000, \Delta = 0.1$ としている。

誤差 $SE_{i,j}$ を表している。Kirchner の手法におけるサポートは $s = 6$ に固定した。

表 1 と同様、表 3 から T が大きく、 Δ が小さくなるほど、Kirchner の手法の標準誤差が小さくなる傾向にあり、 $T = 1000, \Delta = 0.1$ のときの推定値が真値の近くに分布する傾向にあることがわかる。理論的には Kirchner の手法における各推定量は、 $T \rightarrow \infty, \Delta \rightarrow 0$ のもとで一致性を持つため、この結果がシミュレーションに表れていることがわかる。一方、最尤法を考えると、 $a_{1,1}$ の推定に大きな偏り（バイアス）が生じているように見える。このことの詳細を調べるため、 $T = 1000, \Delta = 0.1$ の下で、Kirchner の手法で推定したカーネル関数を区間 $[0, 6]$ で表示した結果が図 1 であり、連続時間観測のもとで最尤法で推定したカーネル関数を区間 $[0, 6]$ で表示した結果が図 2 である。

図 1 は、推定結果が真のカーネル関数の周りに分布しているのに対し、図 2 では、 h_{11} だけでなく、 h_{21} や h_{22} も正しく推定できていないことがわかる。これは真のカーネル関数とは異なる指数型の関数を当てはめているためである。この結果から、誤ったパラメトリック関数族を仮定することで推定結果に大きなバイアスが生じる恐れがあることがわかった。一方、Kirchner の手法は、カーネル関数を Δ 間隔毎に推定しており、推定値は図 1 にあるように不安定となっているが積分の近似値である $a_{i,j}$ の推定値の標準誤差は比較的安定している。これは、スペクトル密度関数 $f(\lambda)$ のピリオドグラムを用いた推定量 $\hat{f}_n(\lambda)$ の一致性のオーダーは一般には \sqrt{n} より低いが、その積分汎関数は \sqrt{n} -一致性をもつ（谷口, 2005）ことと類似している。このことから、カーネル関数の推定に関しては推定精度が悪く、オーバーフィッティングも懸念されるが、積分値である $a_{i,j}$ の推定については比較的精度の良い推定ができていると思われる。

4. 実データ解析例

本節では、2 つの多変量計数データに対して Hawkes 過程への当てはめを行う。

まず 1 つ目のデータは、bitFlyer (<https://bitflyer.com/ja-jp/> (最終アクセス 2019 年 8 月 15 日)) の 15 分足データである。このデータは離散時間観測データであるが、15 分毎の高頻度

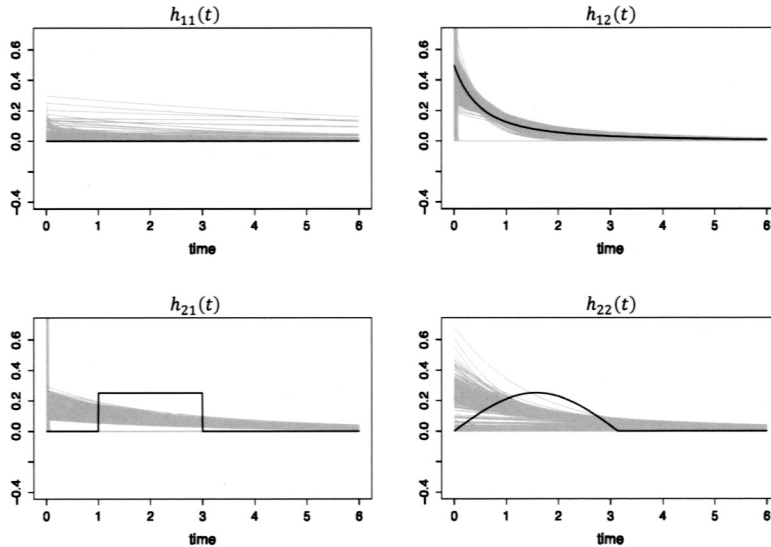


図 2. 最尤法で推定したカーネル関数 $(\hat{h}_{ij}(t))_{i,j=1,2}$ を区間 $[0, 6]$ で表示した結果. ただし, $T = 1000$ としている.

データであり, ほとんど連続時間観測データと考えられること, Bacry (2015) や Yang et al. (2018) などの先行文献で扱っているデータと類似していることから, 指数型カーネルを使って最尤法によりパラメータ推定を行う.

2 つ目のデータは, 日本国内における COVID-19 のデータ (<https://gis.jag-japan.com/covid19jp/>), 「都道府県別新型コロナウイルス感染者数マップ(ジャックジャパン株式会社提供)」である. 入手できたデータは日毎に観測された離散時間観測データであること, 影響構造に関して少なくとも現時点ではカーネル関数族を特定化するほどの共通認識を持っていないことから, Kirchner の手法によりノンパラメトリックにカーネル関数を推定する.

4.1 仮想通貨の値動きについての最尤法による推定と Hawkes グラフ表現

ここでは, bitFlyer のデータを解析する. 解析対象とする期間は 2019 年 6 月 16 日 00:00 から 2019 年 7 月 25 日 00:00 の 39 日間である. この解析ではイベント発生を観測値がある閾値を超えた場合とする. このイベント発生を定義する閾値の設定のために解析期間より広い 2019 年 6 月 6 日 00:00 から 2019 年 7 月 25 日 00:00 の 49 日間を観測期間とした. 図 3 は観測期間における 15 分毎の価格およびその対数成長率(対数変換し前期との差を取ったもの)の推移をプロットしている. この対数成長率の絶対値の上側 80% 点を超過した時刻を価格の変化のイベント発生時刻とし, その中でも正の変化を“価格の上昇”を表すタイプ 1 のイベント発生時刻と定義し, 負の変化を“価格の低下”を表すタイプ 2 のイベント発生時刻と定義する.

図 4 は観測期間における 15 分毎の出来高およびその変化量(前期との差を取ったもの)の推移をプロットしている. 図 3 と同様にして, 変化量の絶対値の上側 80% 点を超過した時刻を出来高の変化のイベント発生時刻とし, その中でも正の変化を“出来高の上昇”を表すタイプ 3 のイベント発生時刻と定義し, 負の変化を“出来高の低下”を表すタイプ 4 のイベント発生時刻と定義する.

解析対象となる期間内の 4 つのタイプのイベント発生時刻で線を引いたものが図 5 であり, 左上が価格の上昇(タイプ 1; $i = 1$), 右上が価格の低下(タイプ 2; $i = 2$), 左下が出来高の上

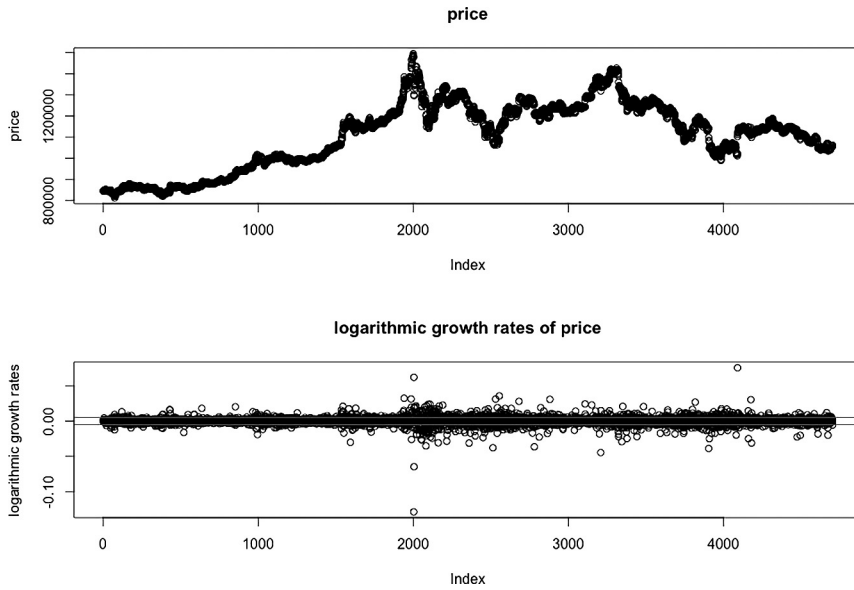


図 3. 観測期間における 15 分毎の価格およびその対数成長率の推移のプロット．下図の閾値は対数成長率の絶対値の上側 80% 点であり，これを超過した時刻を価格の変化のイベント発生時刻とし，その中でも正の変化を“価格の上昇”を表すタイプ 1 のイベント発生時刻，負の変化を“価格の低下”を表すタイプ 2 のイベント発生時刻とする．

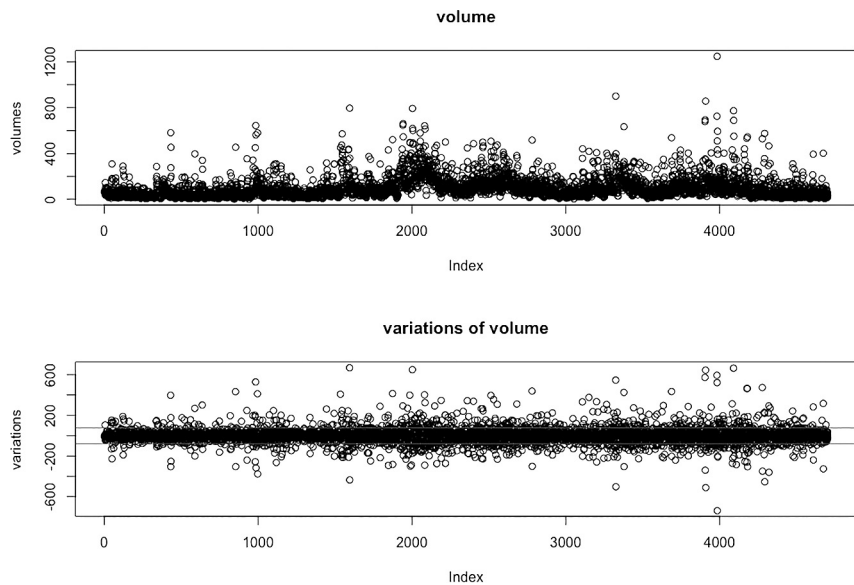


図 4. 観測期間における 15 分毎の出来高およびその変化量の推移のプロット．下図の閾値は変化量の絶対値の上側 80% 点であり，これを超過した時刻を出来高の変化のイベント発生時刻とし，その中でも正の変化を“出来高の上昇”を表すタイプ 3 のイベント発生時刻，負の変化を“出来高の低下”を表すタイプ 4 のイベント発生時刻とする．

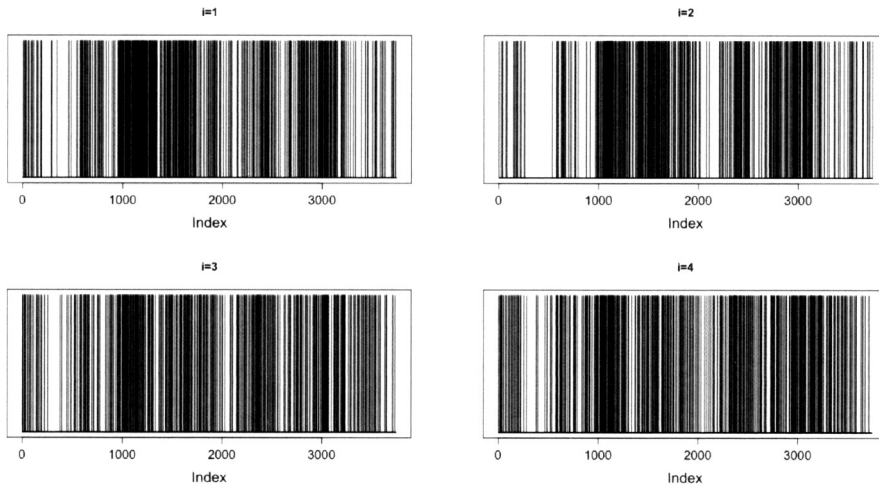


図 5. タイプ毎のイベント発生時刻のプロット．イベント発生時刻に線が引かれている（左上：価格の上昇(タイプ 1; $i = 1$)，右上：価格の低下(タイプ 2; $i = 2$)，左下：出来高の上昇(タイプ 3; $i = 3$)，右下：出来高の低下(タイプ 4; $i = 4$)．

昇(タイプ 3; $i = 3$)，右下が出来高の低下(タイプ 4; $i = 4$)のイベントを表している．それぞれポアソン過程にしたがう点過程には通常見られない“ムラ”が確認できる．これはあるイベント発生が同種のイベントを誘発することによって生じるイベント発生クラスターであり，自己励起性を持っていることが推察される．また，タイプ 1 とタイプ 2 は特に近い時刻に“ムラ”が発生しているように見えるが，これはこの 2 つのイベントの間に相互励起性が存在することを示唆している．

4.1.1 パラメータの推定結果

図 5 のデータが $\mathbf{N} = (N_t = (N_t^1, \dots, N_t^M))_{t \in [0, T]}$ から観測されたものとする．ただし， N_t^i は， $i = 1$ のときタイプ 1 (価格の上昇)， $i = 2$ のときタイプ 2 (価格の低下)， $i = 3$ のときタイプ 3 (出来高の上昇)， $i = 4$ のときタイプ 4 (出来高の低下) の各イベント発生回数を表し， $M = 4, T = 39$ とする．このとき，式 (2.3) の尤度関数 $L(\theta)$ を最大にするようにして求めたパラメータ θ の最尤推定値 $\hat{\theta}_{ML}$ の推定結果は表 4 のようになった．

表の値は最尤推定値と推定量の標準誤差を表している．この標準誤差に用いる漸近分散の推定値は $L(\theta)$ のヘッセ行列を用いて $(\frac{1}{T} \frac{\partial^2 \log L(\theta)}{\partial \theta \partial \theta^T} |_{\theta = \hat{\theta}_{ML}})^{-1}$ の対角成分で計算している．

表 4 左上において α_{13} の推定値が相対的に大きいことから，“出来高の上昇”が“価格の上昇”の強度を大きく押し上げる傾向にあることがわかる．しかし対応する β_{13} の推定値がかなり大きいことから，その影響は限定的であることが推測される．一方， α_{12} の推定値は α_{13} ほど大きくないが， β_{12} の推定値が小さいため，押し上げられた強度が緩やかに減衰する．したがってその影響は持続する傾向にあることが推察される．同様にして，表 4 右上において α_{23} の推定値が相対的に大きい， β_{23} の推定値がかなり大きい，その影響は限定的と思われる．一方で， α_{22} の推定値はそれほど大きくないが， β_{22} の推定値も小さいことから，その影響は持続することが推測される．表 4 左下の場合， α_{31}, α_{32} と β_{31}, β_{32} の推定値がそれぞれ大きいことから，“出来高の上昇”が受ける影響は，価格の変化によるものが大きいとその影響は瞬間的であることがわかる．表 4 右下において α_{43} の推定値が相対的に大きく， β_{43} の推定値はそれほど大きくないため，“出来高の上昇”が“出来高の低下”に与える影響が顕著に現れることが

表 4. bitFlyer のデータに Hawkes 過程を最尤法で推定したときのパラメータの推定値と標準誤差(左上: 価格の上昇($i = 1$)が受ける影響, 右上: 価格の低下($i = 2$)が受ける影響, 左下: 出来高の上昇($i = 3$)が受ける影響, 右下: 出来高の低下($i = 4$)が受ける影響).

	最尤推定値	標準誤差		最尤推定値	標準誤差
η_1	1.15	0.62	η_2	0.24	0.23
α_{11}	0.63	0.39	α_{21}	0.70	0.33
α_{12}	2.71	0.74	α_{22}	1.28	0.42
α_{13}	87.3	21.3	α_{23}	43.3	10.0
α_{14}	0.79	1.76	α_{24}	0.22	0.90
β_{11}	2.68	1.55	β_{21}	2.38	0.94
β_{12}	4.76	1.43	β_{22}	2.84	0.86
β_{13}	701	148	β_{23}	222	62.8
β_{14}	31.0	98.5	β_{24}	15.0	28.5
η_3	2.76	1.16	η_4	0.41	0.38
α_{31}	78.6	17.6	α_{41}	7.02	13.8
α_{32}	84.6	19.6	α_{42}	0.01	0.11
α_{33}	0.56	0.23	α_{43}	33.1	3.47
α_{34}	1.87×10^{-5}	6.67×10^{-3}	α_{44}	0.25	0.17
β_{31}	656	122	β_{41}	1.52×10^3	1.61×10^3
β_{32}	684	140	β_{42}	0.94	2.24
β_{33}	1.26	0.51	β_{43}	39.3	3.93
β_{34}	17.9	50.1	β_{44}	1.32	0.63

推測される。また、 η については、 η_3 の推定値が η_1, η_2, η_4 の推定値に比べて大きい値になっており、“出来高の上昇”は過去のイベントに関係なく発生しやすいイベントであることが推測される。

4.1.2 Hawkes グラフ

4.1.1 節で考察したように、パラメータの推定結果から、イベント発生時に他のイベント発生へ与える影響の特徴を大まかに把握することができた。しかし、異なる特徴を持つ影響同士を総合的に比較することは表からは困難なことが多い。Hawkes グラフを描くことで、影響構造を視覚的に表現することができ、前述の問題点も解消することができる。各有向辺 (i, j) の重みの推定値は 2.3 節にある通り、 $\hat{\alpha}_{ji}/\hat{\beta}_{ji}$ で与えられ、表 5 にまとめられている。それぞれの信頼区間は Fieller's method を用いて算出した。

これらの値から描いた Hawkes グラフが図 6 である。なお、有向辺の重みの 95% 信頼区間に負の値を含んだ辺は存在しないものとした。これは帰無仮説「 $a_{i,j} = 0$ 」、対立仮説「 $a_{i,j} > 0$ 」の片側検定を有意水準 2.5% で行っていることと同等であり、帰無仮説が棄却されたものがグラフ上に有向辺として描かれている。図 6 において頂点と有向辺の重みは値で記されるとともに、それぞれ円の面積、有向辺の太さで表現されている。Hawkes グラフから視覚的にわかるように、“出来高の上昇”が“出来高の低下”の強度に与える影響が非常に重大であることがわかる。同様に、“価格の低下”が“価格の上昇”を引き起こしやすいことを表している。また、“価格の低下”と“出来高の上昇”のみが自己励起性を持っていると推定された。

4.1.3 考察

Hawkes グラフ表現から、“出来高の上昇”は独立に発生しやすいイベントであり、これに対して“出来高の低下”は独立には発生しづらいイベントであるが、一度“出来高の上昇”が発生すると“出来高の低下”を誘発しやすくなることが推察される。逆に、“出来高の低下”が“出来

表 5. 有向辺の重みの 95% 信頼区間. 信頼区間は Fieller's method を用いて算出した.

	信頼区間の下限	推定値	信頼区間の上限
$a_{1,1}$	$-\infty$	0.093	∞
$a_{2,1}$	0.365	0.569	0.960
$a_{3,1}$	0.082	0.124	0.175
$a_{4,1}$	$-\infty$	0.026	∞
$a_{1,2}$	0.039	0.295	0.870
$a_{2,2}$	0.218	0.451	0.841
$a_{3,2}$	0.137	0.195	0.314
$a_{4,2}$	$-\infty$	0.015	∞
$a_{1,3}$	0.082	0.120	0.163
$a_{2,3}$	0.083	0.124	0.172
$a_{3,3}$	0.163	0.441	1.047
$a_{4,3}$	$-\infty$	0.000	∞
$a_{1,4}$	$-\infty$	0.005	∞
$a_{2,4}$	$-\infty$	0.012	∞
$a_{3,4}$	0.731	0.842	0.968
$a_{4,4}$	-0.234	0.192	0.982

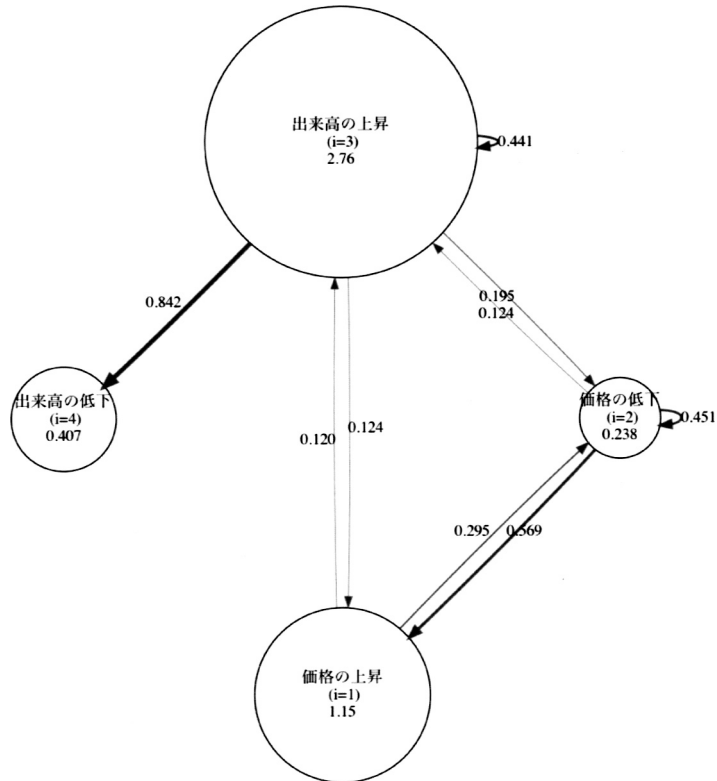


図 6. bitFlyer のデータに関する Hawkes グラフ表現. 頂点の円の面積は $\hat{\eta}_i (i = 1, 2, 3, 4)$ の大きさに連動しており, 有向辺の太さは $\hat{a}_{i,j} (i, j = 1, 2, 3, 4)$ の大きさに連動している. 有向辺の有無は 95% 信頼区間に負の値を含むか否かで判定している.

高の上昇”を誘発することは考えにくく，“出来高の上昇”がさらなる“出来高の上昇”を誘発する自己励起性の傾向が見られた．一方，価格の上昇と低下はお互いに影響を及ぼしあうが，低下が上昇を誘発する影響の方が総合的に重大であることが推察される．“価格の低下”については，独立には発生しづらいイベントであるが，低下がさらなる低下を誘発する自己励起性が見られた．また，出来高と価格の関係性については，出来高の上昇と価格の変化の間に相互励起構造があると推定されたが，その程度は限定的であり，顕著な関係があるとは言えないと思われる．

4.2 COVID-19の感染拡大についてのKirchnerの手法による推定とHawkesグラフ表現

次に，Kirchnerの手法による解析を日本国内におけるCOVID-19のデータを用いて行う．COVID-19は2019年末に初めて観測された新しいウイルスであり，報道によれば，中国武漢から世界中に広がり大きな影響を与えている．主な感染経路は人から人であると考えられ，日本国内でも感染が広がっている．2020年3月24日には東京オリンピックの延期が決定され，同年4月5日に東京の累積感染者が1,000人を突破し，その2日後には埼玉，千葉，東京，神奈川県，大阪，兵庫，福岡を対象に緊急事態宣言が発令された．その後4月16日に緊急事態宣言の対象は全国に拡大され，5月25日までに全ての地域で解除されたが，2020年12月現在第3波と呼ばれる流行により東京は1日500人以上の新規感染者を報告する日もあり，急速な再拡大が懸念されている．このような感染症の解析例としてPark et al. (2020)はHawkes過程と伝統的な疫学統計モデルであるSEIRモデルの比較を西アフリカにおけるエボラウイルスの感染データを用いて行っている．この論文では，ある地域内の感染者数の時系列データを，単変量Hawkes過程に当てはめている．すなわち，この論文での主たる興味は，“エボラウイルスへの感染”というイベントがその後の感染者の発現に影響を及ぼす自己励起性の有無である．また，その影響の減衰の仕方についての知見が十分でないなどの理由から，カーネル関数はノンパラメトリック法で推定されている．本解析においても，COVID-19の感染波及構造についても事前知識が十分でなく，データも離散観測であるため，カーネル関数はノンパラメトリック法の1つであるKirchnerの手法で推定する．さらに，地域間の影響構造の有無に興味があるため，本解析においては地域毎の日毎の新規感染者数(PCR検査の偽陽性・偽陰性の問題や無症状者の問題があるため，感染者数と定義することは適切とは言えないが，本研究ではデータに基づく解析を行いたいため，便宜上感染者数と呼ぶこととする)を2.4節で定義した多変量INAR過程からの観測列 $X^{(\Delta)}$ (ただし， $\Delta = 1$ 日とする)と仮定する．特に，データから定義した国内における流行の第1波と第2波の影響構造の変化の有無に着目する．

観測期間は2020年1月1日から2020年10月10日の284日間で，解析対象とする地域は東京，埼玉，神奈川県，大阪，兵庫，京都の1都2府3県とする．これらの各地域を関東の東京，埼玉，神奈川県(以後，第1グループと呼ぶ)と関西の大阪，兵庫，京都(以後，第2グループと呼ぶ)の2つのグループに分け，各グループ内の自己・相互励起性の有無を調べる．観測期間内の国内新規感染者数(確定日で集計)をプロットしたものが図7である．図7には7日間の移動平均(7項移動平均，以降7日移動平均と呼ぶ)が太い線で描かれている．本解析では，国内新規感染者数の7日移動平均が初めて100を超えた2020年3月26日から，次に100を下回った2020年5月7日までの期間を流行の第1波とする．同様に，その後7日移動平均が再び100を超えた2020年6月27日を第2波の始まりとするが，7日移動平均が算出できる2020年10月7日まで100を下回っていないため，第2波の終わりを2020年10月7日と定義する．したがって，本解析において第1波とする期間は43日間で，第2波とする期間は104日間である．第1グループ，第2グループの各都府県における新規感染者数をプロットしたものが図8，9である．図10は，第1波における，第2グループの各地域間の相互相関関数(cross-correlation

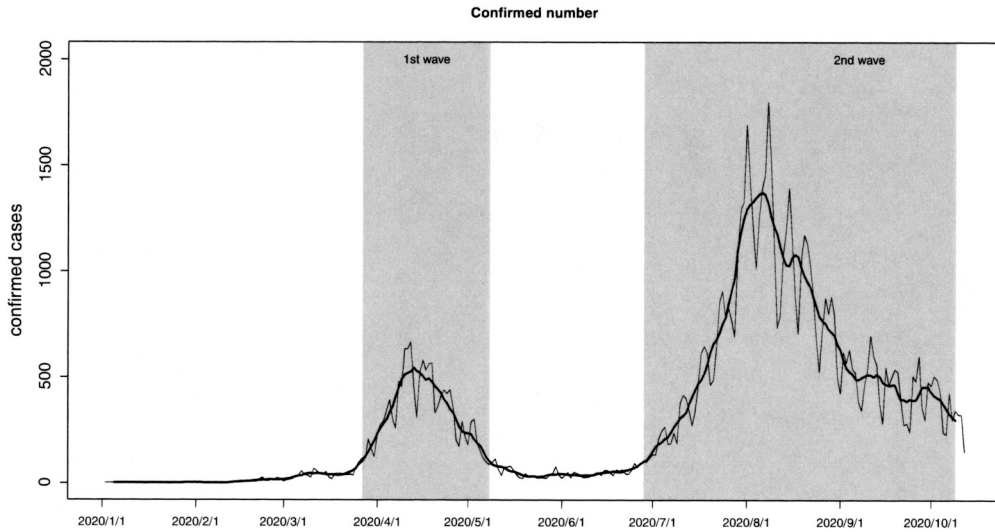


図 7. 2020 年 1 月 1 日から 2020 年 10 月 10 日の日本の新規感染者数。太線は 7 日移動平均を表し、これが 100 を上回った 2020 年 3 月 26 日から 2020 年 5 月 7 日までの期間と、2020 年 6 月 27 日以降をそれぞれ流行の第 1 波、第 2 波と定義する。

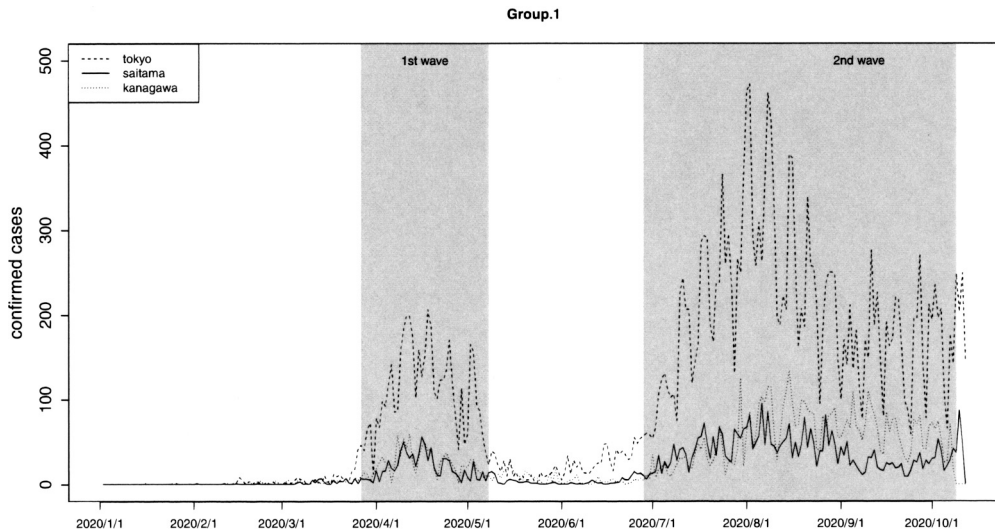


図 8. 第 1 グループの新規感染者数。粗い破線が東京、実線が埼玉、細かい点線が神奈川の新規感染者数を表す。

function; ccf)を描いたものである。左図は大阪と京都の新規感染者数の時刻のズレに関する影響度合いを表す。同様にして、中図は兵庫と大阪の影響度合い、右図は兵庫と京都の影響度合いを表す。

図 10 の左図および右図から非対称性が見られる。特に、左図からは大阪と過去の京都との相関関係が見られ、右図からは兵庫と過去の京都との相関関係が存在することが示唆される。

解析するデータは 1 日毎の新規感染者数であるから、観測幅 $\Delta = 1$ の離散観測と考える。

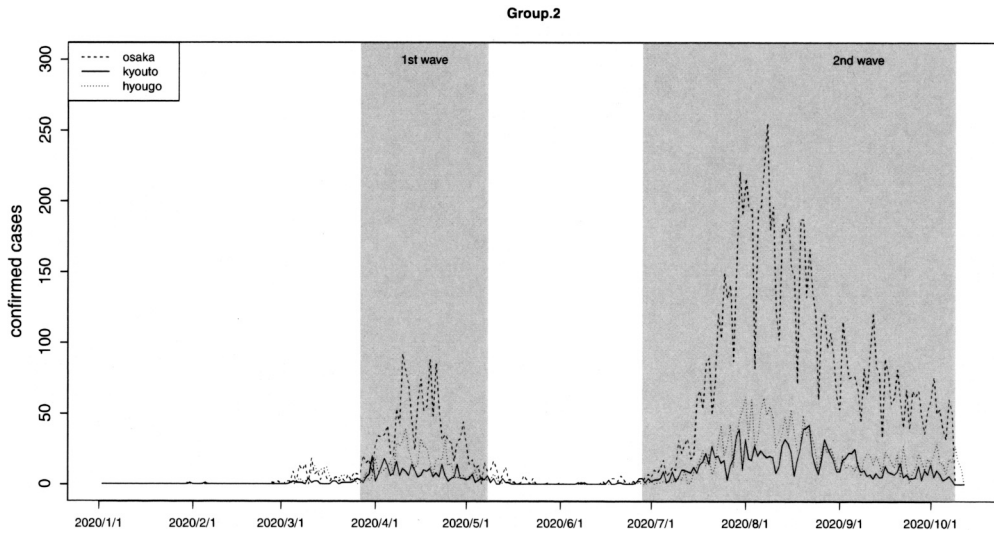


図 9. 第 2 グループの新規感染者数. 粗い破線が大阪, 実線が京都, 細かい点線が兵庫の新規感染者数を表す.

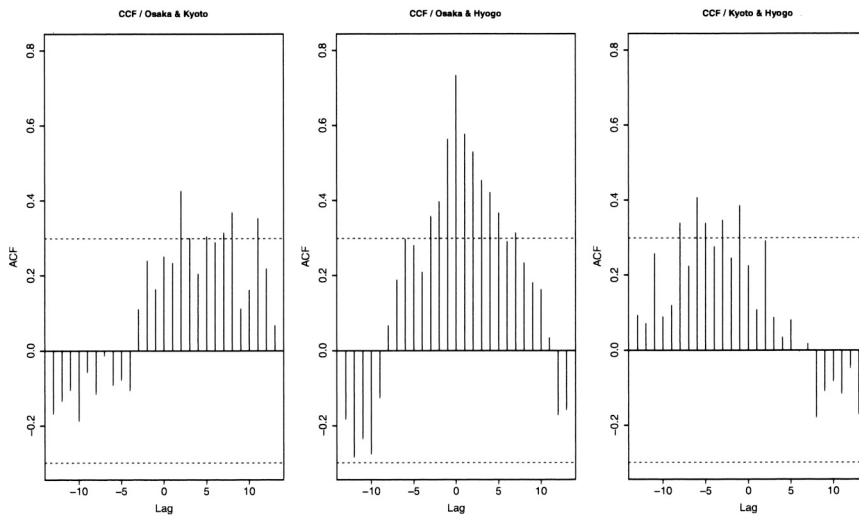


図 10. 第 1 波における第 2 グループの各地域間の相互相関関数 (cross-correlation function; ccf). 左図は大阪と京都の新規感染者数の時刻のズレに関する影響度合いを表す. 同様に, 中図は兵庫と大阪の影響度合い, 右図は兵庫と京都の影響度合いを表す.

Kirchner の手法を適用するにあたり, 影響の残る期間を定める p を与える必要があるが, 本解析においては Kirchner (2017) に則って, 以下で与えられる AIC が最小となる p を適用する.

$$AIC(p) := \log(\det \hat{\Sigma}(p)) + \frac{2pM^2}{T-p}$$

ここで $\hat{\Sigma}(p)$ は 2.4 節で準備したベクトル w_k を用いて

$$\hat{\Sigma}(p) := \frac{1}{T-p} \sum_{k=p+1}^T \mathbf{w}_k \mathbf{w}_k^\top$$

とし、 T は第 1 波の場合は 43、第 2 波の場合は 104 とする。

4.2.1 推定結果

第 1 グループ(東京, 埼玉, 神奈川)における第 1 波と第 2 波の推定結果の Hawkes グラフ表現は、それぞれ図 11, 12 のようになった。図 11, 12 においても、4.1.2 節と同様に帰無仮説「 $a_{i,j} = 0$ 」、対立仮説「 $a_{i,j} > 0$ 」の仮説検定を行い、有意水準 2.5% で帰無仮説が棄却されたもののみ有向辺として描いている。また、頂点、有向辺の重みの表現方法は図 6 と同様であるが、重みの推定値に加えて 95% 信頼区間も併記している。図 11 が第 1 波の Hawkes グラフ表現、図 12 が第 2 波の Hawkes グラフ表現である。

各都県における頂点の大きさから独立な感染者の発生確率を表す η の推定値は、どちらの期間においても、東京が神奈川と埼玉に比べて大きいことがわかる。ただし、 η の推定値の解釈は本来であれば独立な感染者の発生確率を表すべきであるが、本解析においては陽性と判明していない感染者からの感染やグループ外の地域からの感染者の流入による影響が反映されていると推察される。また、2 つのグラフを比較すると、第 1 波の期間は相互励起性が大きく推定されているように見えるが、第 2 波の期間は相互励起性の影響はほとんど見られないように見える。一方で、第 1 波の期間では自己励起性は埼玉のみに見られたが、第 2 波の期間では全ての地域で自己励起性があると推定されている。以上のことから、第 1 グループの第 2 波における影響構造は、第 1 波の期間に存在した相互の影響構造から、各地域の自己励起構造に変化したことが推察される。

第 2 グループ(大阪, 兵庫, 京都)の推定結果の Hawkes グラフ表現は図 13, 14 である。

各府県における頂点の大きさから独立な感染者の発生確率を表す η の推定値は、3 府県の間にも第 1 グループのような大きな違いは見られなかった。また、2 つのグラフを比較すると、相互励起性に関しては第 1 波では京都から兵庫への弱い相互励起性が見られたのみで大阪とは相互励起性が見られなかったが、第 2 波では京都から大阪への強い相互励起性と大阪から兵庫への弱い相互励起性が見られた。自己励起性については第 1 波では兵庫と大阪に自己励起性が見られたが、第 2 波では京都に自己励起性が見られ、第 1 波と第 2 波での影響構造が大きく変化したことが推察される。

なお、AIC 基準で選択された p は、第 1 波の第 1 グループと第 2 グループがそれぞれ $p = 2, 1$ で、第 2 波においてはそれぞれ $p = 5, 9$ であった。

第 1 波と第 2 波で影響構造の変化があることが確認できたが、次に影響構造と人の移動構造の間の関係を調べるためにさらに解析を行う。ここでは日常的な人の移動の流れを把握するために通勤・通学を考える。対象とするデータは東京 23 区の区毎の感染者発生時系列である。人の移動についてのデータは平成 27 年国勢調査における居住区毎の通勤・通学地別人口を用いた。解析は 23 区を 5 つの地区に分けて行った。地区と該当する区は以下の通りである。

- 都心地区：千代田区, 中央区, 港区, 新宿区, 渋谷区, 文京区
- 城西地区：中野区, 杉並区
- 城南地区：品川区, 目黒区, 大田区, 世田谷区
- 城北地区：豊島区, 北区, 板橋区, 練馬区
- 城東地区：台東区, 墨田区, 江東区, 荒川区, 足立区, 葛飾区, 江戸川区

解析対象とした期間は 2020 年 4 月 1 日から 2020 年 5 月 14 日の 44 日間である。平成 27 年国

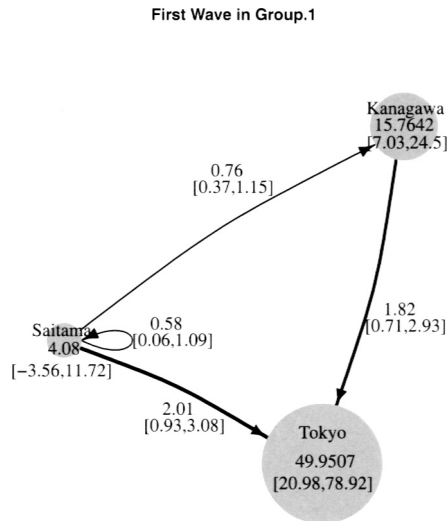


図 11. 第 1 グループの第 1 波での Hawkes グラフ表現. 頂点の円の面積は $\hat{\eta}_i (i = 1, 2, 3)$ の大きさに連動しており, 有向辺の太さは $\hat{a}_{i,j} (i, j = 1, 2, 3)$ の大きさに連動している. 有向辺の有無は 95% 信頼区間に負の値を含むか否かで判定している.

Second Wave in Group.1

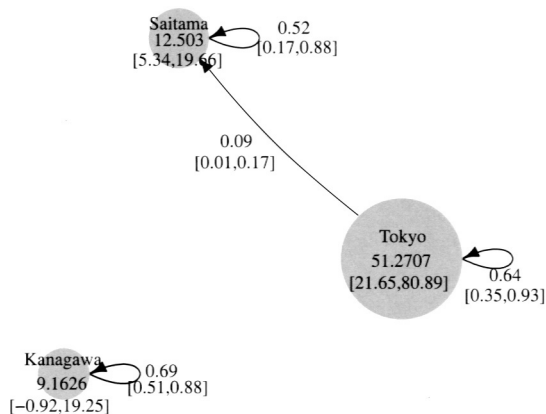


図 12. 第 1 グループの第 2 波での Hawkes グラフ表現. 頂点の円の面積は $\hat{\eta}_i (i = 1, 2, 3)$ の大きさに連動しており, 有向辺の太さは $\hat{a}_{i,j} (i, j = 1, 2, 3)$ の大きさに連動している. 有向辺の有無は 95% 信頼区間に負の値を含むか否かで判定している.

勢調査による地区から地区への人の移動を表す有向グラフが図 15 に示されている. ここで, 人の移動を表すグラフの有向辺の重みは“終点に通勤・通学している人の中で, 始点の地区に住んでいる人の割合”である. なお, 煩雑さを避けるため, 居住地区と通勤・通学先の地区が一致している人口に対応する辺は描いていない.

図 16 は都内を上記の地区毎に分けたデータから得られた推定結果の Hawkes グラフ表現を表している. なお, このグラフのみ帰無仮説「 $a_{i,j} = 0$ 」, 対立仮説「 $a_{i,j} > 0$ 」の仮説検定を行い,

First Wave in Group.2

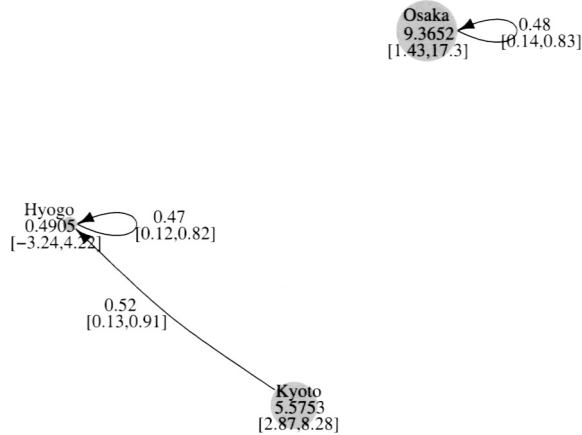


図 13. 第 2 グループの第 1 波での Hawkes グラフ表現. 頂点の円の面積は $\hat{\eta}_i (i = 1, 2, 3)$ の大きさに連動しており, 有向辺の太さは $\hat{a}_{i,j} (i, j = 1, 2, 3)$ の大きさに連動している. 有向辺の有無は 95% 信頼区間に負の値を含むか否かで判定している.

Second Wave in Group.2

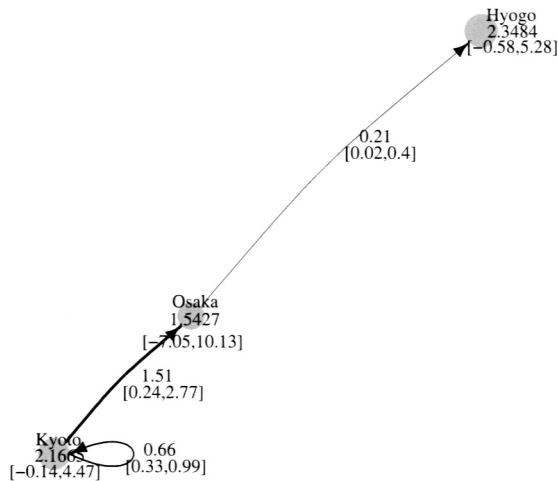


図 14. 第 2 グループの第 2 波での Hawkes グラフ表現. 頂点の円の面積は $\hat{\eta}_i (i = 1, 2, 3)$ の大きさに連動しており, 有向辺の太さは $\hat{a}_{i,j} (i, j = 1, 2, 3)$ の大きさに連動している. 有向辺の有無は 95% 信頼区間に負の値を含むか否かで判定している.

有意水準 15% で帰無仮説が棄却されたもののみ有向辺として描いている. 2 つの図を見比べると, 人の移動が COVID-19 の感染構造と傾向が類似しているように見える. 例えば, 都心部は城東地区および城南地区からの流入が多いが, 都心部への影響を持つと推定されたのはこの 2 地区である. また, 城西地区への流入は城北地区からが最も多いが, 影響構造も同様な特徴を持つと推定された. 一方, 城東地区への流入は比較的少ない(自地区内での移動が約 85%)が,

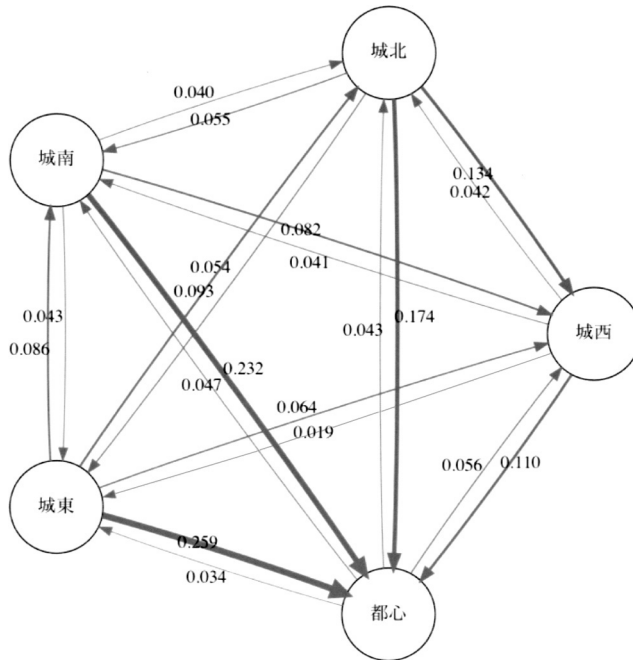


図 15. 平成 27 年国勢調査による人の移動. 有向辺の重みは“終点到通勤・通学している人の中で, 始点の地区に住んでいる人の割合”であり, 居住地区内での通勤・通学割合を表す有向辺は省略している.

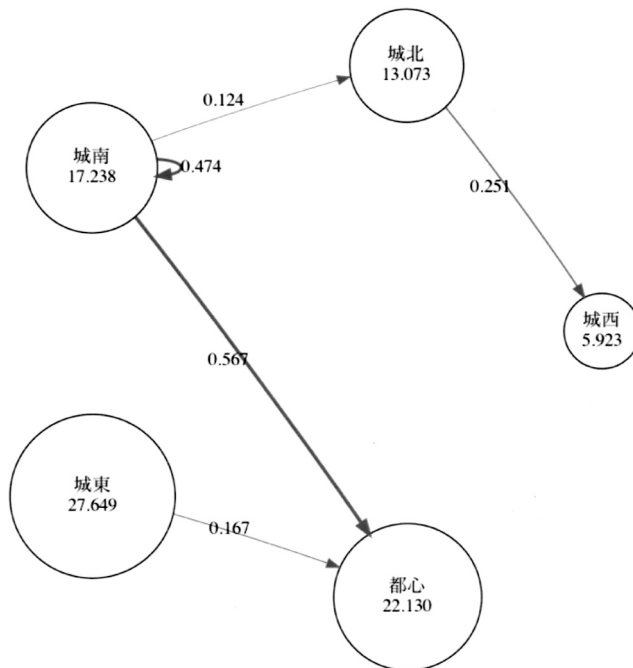


図 16. 都内の推定結果の Hawkes グラフ表現. 都内を 5 つの地区毎に分けた新規感染者数データから Kirchner の手法により推定した結果を Hawkes グラフで表現している.

他地区からの影響は受けないと推定された。

4.2.2 考察

第 1 グループの場合、第 1 波で見られた相互励起性を持った影響構造が、第 2 波では各都県で自己励起性を持った影響構造に変化したことが推察される。逆に、第 2 グループの場合、第 1 波では相互励起性は弱かったが、第 2 波では大阪を中心とした影響構造に変化したことが推察される。また、東京 23 区についての解析により、人の移動と影響構造が類似していることがわかった。これらの結果から、人の移動を制御することによる感染状況の制御の有効性が示唆される。

5. おわりに

本研究では、従来 Hawkes 過程の推定に用いられてきた最尤法による推定手法と、Kirchner (2017) が提案したノンパラメトリックな推定手法を比較し、応用例として実データを用いた解析を行った。2 つの状況を想定したシミュレーションを通してそれぞれの手法の使い分けが重要であることが確認された。真のカーネル関数が予想できる場合には従来の最尤法による推定の方が MSE の観点で精度が高い傾向にあることがわかった。一方で、真のカーネル関数と異なる関数族を想定した場合、最尤法による推定は推定精度が落ちてしまうため、モデルの誤特定のリスクが大きい状況では Kirchner の手法を用いるべきであると思われる。

実データを用いた解析として、仮想通貨市場の影響構造の解析と COVID-19 の感染構造の解析を行った。仮想通貨市場の解析においては、Bowsher (2007) と同様に指数型カーネルを想定した最尤法を用いて推定を行い、出来高の変化と価格の変化の間の影響構造を推定した。推定結果の Hawkes グラフ表現から、価格の変化と出来高の変化に関して、自己励起性および相互励起性が存在することが示唆された。一方、COVID-19 のデータに対して Kirchner の手法を用いて Hawkes グラフを構築した。近隣の都府県で構成した 2 つのグループにおける COVID-19 の感染構造を推定した Hawkes グラフ表現からは、第 1 波と第 2 波で影響構造の変化が観察された。また、東京 23 区を地区別にグループ分けして得られた Hawkes グラフと平成 27 年国勢調査が示す通勤・通学の流れの間に類似する点があることが確認された。

本研究においてはイベントの発生時刻にのみ注目して解析を行った。しかし、どちらの解析においてもイベントの規模を考慮することはよりの確な影響構造の推定を与えるかもしれない。例えば、本研究では同種のイベントとして認識した“価格の上昇”だが、閾値と同程度の上昇よりも閾値を大きく上回る上昇を与える影響の方が投資家に与える影響が大きいことが予想される。また、COVID-19 の感染者の中でも、軽症者のグループと重症者のグループは影響構造が異なることが予想される。今後は、このような“閾値を越えた量”や“感染発覚時点での重症度”をマークとして持った Hawkes 過程の解析を行いたい。

謝 辞

本稿に対して多くの有益なコメントを下さった編集委員および査読者の皆様に深く感謝いたします。また、本研究は JSPS 科研費 JP16K00036 の助成を受けたものです。

参 考 文 献

- Aalen, O. (1978). Nonparametric inference for a family of counting processes, *The Annals of Statistics*, **6**, 701–726.
- Bacry, E., Mastromatteo, I. and Muzy, J. F. (2015). Hawkes processes in finance, *Market Microstructure and Liquidity*, **1**(01), 1550005.
- Bowsher, C. G. (2007). Modelling security market events in continuous time: Intensity based, multivariate point process models, *Journal of Econometrics*, **141**, 876–912.
- Daley, D. J. and Vere-Jones, D. (2003). *An Introduction to the Theory of Point Processes: Volume I: Elementary Theory and Methods*, 2nd ed., Springer-Verlag, New York.
- Embrechts, P. and Kirchner, M. (2018). Hawkes graphs, *Theory of Probability and Its Applications*, **62**, 132–156.
- Fieller, E. C. (1932). The distribution of the index in a normal bivariate population, *Biometrika*, **24**, 428–440.
- Garetto, M., Leonardi, E. and Torrisi, G. L. (2021). A time-modulated Hawkes process to model the spread of COVID-19 and the impact of countermeasures, arXiv preprint arXiv:2101.00405.
- Gong, T., Chen, Y. and Zhang, W. (2021). An environmentally-adaptive hawkes process with an application to COVID-19, arXiv preprint arXiv:2101.09942.
- Hawkes, A. G. (1971). Spectra of some self-exciting and mutually exciting point processes, *Biometrika*, **58**, 83–90.
- 監物輝夫, 中川秀敏 (2019). 多次元 Hawkes 過程を用いた倒産リスク伝播構造の推定 Hawkes グラフ表現による可視化, *ジャフィー・ジャーナル*, **17**, 15–44.
- Kirchner, M. (2017). An estimation procedure for the Hawkes process, *Quantitative Finance*, **17**, 571–595.
- Lesage, L. (2020). A Hawkes process to make aware people of the severity of COVID-19 outbreak: Application to cases in France, Doctoral Dissertation, Université de Lorraine; University of Luxembourg.
- Lewis, P. W. and Shedler, G. S. (1979). Simulation of nonhomogeneous Poisson processes by thinning, *Naval Research Logistics Quarterly*, **26**(3), 403–413.
- Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *Journal of the American Statistical Association*, **83**, 9–27.
- 近江崇宏, 野村俊一 (2019). 『点過程の時系列解析』, 共立出版, 東京.
- Park, J., Chaffw, A. W., Harrigan, R. J. and Schoenberg, F. P. (2020). A non-parametric hawkes model of the spread of ebola in west africa, *Journal of Applied Statistics*, 1–17.
- Rizoiu, M. A., Mishra, S., Kong, Q., Carman, M. and Xie, L. (2018). SIR-Hawkes: Linking epidemic models and Hawkes processes to model diffusions in finite populations, *Proceedings of the 2018 World Wide Web Conference*, 419–428.
- 谷口正信 (2005). 『数理統計・時系列・金融工学』, 朝倉書店, 東京.
- Yang, S. Y., Liu, A., Chen, J. and Hawkes, A. (2018). Applications of a multivariate Hawkes process to joint modeling of sentiment and market return events, *Quantitative Finance*, **18**(2), 295–310.

Comparison of Two Estimation Methods for Hawkes Processes and Application to Actual Data Analysis

Shuji Chinone¹ and Hiroshi Shiraishi²

¹Graduate School of Science and Technology, Keio University

²Faculty of Science and Technology, Keio University

We consider multivariate Hawkes processes that are a class of multivariate point processes with self and mutual excitation properties. In this paper, we assume that the observed data follow a multivariate Hawkes process, and consider two statistical estimation methods of the kernel function, which represents the characteristics of the Hawkes process. The first method is a parametric approach using the maximum likelihood method. It estimates the parameters of the kernel function on the assumption that the intensity dependency follows the exponential kernel function. The second method is a non-parametric approach that does not specify the kernel function. The kernel function is estimated non-parametrically by approximating the continuous-time stochastic process based on discrete observation. After comparing the estimation results of the two methods using simulation, we fit the price and volume fluctuations in the cryptocurrency market to the Hawkes process based on the parametric approach, and visualize the propagation structure through the Hawkes graph representation, which is a method for visualizing the characteristics of kernel functions. Furthermore, the number of people in the Kanto and Kansai regions in Japan who were newly infected COVID-19 is fitted to the Hawkes process based on the non-parametric approach, and the propagation structure is seen by the Hawkes graph representation.

地震学における非線形 Hawkes 過程： 摩擦構成則に基づく地震活動モデル

岩田 貴樹^{1,2}

(受付 2021 年 2 月 18 日；改訂 10 月 6 日；採択 10 月 6 日)

要 旨

本稿では摩擦構成則に基づく地震活動モデルについて紹介する。これは非線形 Hawkes 過程に相当するものであり、よく知られている ETAS モデルが線形 Hawkes モデルであるのと対照的である。これ以外にも両者には対照的な特徴があり、それらの比較について述べる。また、実際の地震発生時系列解析を介し、このモデルの利点や問題点、そして今後の展開について示す。

キーワード：地震活動，非線形 Hawkes 過程，速度・状態依存摩擦構成則，点過程解析，応力，Dieterich モデル。

1. はじめに

地震学における点過程モデルとして最も良く知られているものの 1 つは Ogata (1988) による epidemic-type aftershock sequence (ETAS) モデルである。これは地震の発生時刻 $t_n = \{t_1, t_2, \dots, t_n\}$ と規模(マグニチュード) $m_n = \{m_1, m_2, \dots, m_n\}$ で構成されるマーク付き点過程に対し、時刻 t の直前までの地震発生時刻とマークの履歴 (H_t で表すこととする) が与えられた下での条件付き強度関数(以降、簡略化のため単に強度関数と呼ぶ)を

$$(1.1) \quad \lambda(t|H_t) = \mu + \sum_{i: t_i < t} \phi(m_i)g(t - t_i)$$

とするものである。なお、ここではマーク(マグニチュード)の値に関する確率分布は問わないものとしている。これは自己励起過程(self-exciting process)である Hawkes 過程 (Hawkes, 1971) をマーク付き点過程に拡張したもの(例えば近江・野村, 2019, 6.3 節)に相当する。なお、地震学では「励起」を「トリガリング」や「誘発」と呼ぶことが多く、本稿でも必要に応じてこの表現を用いる。

各々の地震が引き起こす地震(余震)の規模依存性と活動減衰それぞれについて、ETAS モデルにおいては経験則に基づき

$$(1.2) \quad \phi(m) = e^{\alpha m}$$

$$(1.3) \quad g(t) = K/(t + c)^p$$

¹ 県立広島大学 大学教育実践センター：〒723-0023 広島県庄原市七塚町 5562

² 統計数理研究所 客員：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

とする。後者は地震学では「大森・宇津公式」(Utsu, 1961)と呼ばれるものである(ETAS モデルの詳細については、例えば本特集号の庄・尾形, 2021 を参照されたい)。

ETAS モデルは実際の地震活動によく適合しており、時空間へ拡張したもの(Ogata, 1998)と合わせ幅広い研究で用いられ、標準的な地震活動モデルと考えられている。但し、純粋に経験則から導かれたものであるため、モデルに含まれているパラメータの値をどのようにして地球物理学的知見と結びつけるかや、逆に何らかの物理的な情報をモデルにどう反映させるかという点に課題を抱えている。

ETAS モデルと並び、地震学においてよく知られ用いられるものとして Dieterich (1994) による地震活動モデルがある(以降、地震学でしばしば使われる名称に従い「Dieterich モデル」と呼ぶ)。これは室内における岩石すべり実験から得られた摩擦の特性を定式化した「摩擦構成則」を元に、応力変動の値と地震活動度の変化を定量化したものである。実験結果として得られた摩擦特性は経験的なものであるが、そこから導かれた摩擦構成則についてはその物理機構の解明がある程度進められており、Dieterich モデルは経験モデルと物理モデルの中間的なものと言えよう。

これ以外にも Dieterich モデルは ETAS モデルと対照的な点があり、このモデルを紹介することが本稿の目的である。なお、著者は以前 Dieterich モデルと ETAS モデルに関する解説(岩田, 2009)を著したことがある。本稿の内容の一部はそれと重なる点があることを、あらかじめお断りする。

2. 摩擦構成則に基づく地震活動モデル(Dieterich モデル)

2.1 Dieterich モデルの概要

Dieterich モデルの基礎を成すのは、速度・状態依存摩擦構成則(Dieterich, 1979, 1986, 1987, 1992)から与えられる次の式である。

$$(2.1) \quad d\gamma = \frac{1}{A\sigma} \left[dt - \gamma d\tau + \gamma \left(\frac{\tau}{\sigma} - \alpha \right) d\sigma \right]$$

ここで、 γ は「状態変数」と呼ばれ、後述する通り地震活動度、即ち強度関数はこの γ の逆数に比例する。 τ と σ は、それぞれ剪断応力と法線応力である(図1)。 A と α は共に速度・状態依存摩擦構成則に現れるパラメータである。 A は状態変数 γ の法線応力 σ への依存性を定量的に表すために導入されたものである。 α は地震を起こすすべり面(断層面)の状態を反映したものと物理的には解釈される。

式(2.1)に基づいて状態変数の時間発展 $\gamma(t)$ を求める。モデルの簡略化のため、殆んど既存研究においては、(i) 時間一定の剪断応力変化があった場合と(ii) 瞬間的な(step 的な)剪断応力の変化の2つの状況のみを考える(図2)。地震が起きる大きな要因の1つはプレートの運動により生じる応力の変化(増加)である。プレートはほぼ一定の速度で移動しており、これに伴う応力増加(tectonic loading)もほぼ時間一定と考えられている。(i)はこれに対応するものである(図2の“secular stress rate”)。(ii)はある地震が起きた時、その断層運動により周辺に及ぼす応力変化に相当する(同図の“Sudden Stress Increase/Decrease”)。揺れを引き起こすような高速の断層運動に要する時間は、その地震のマグニチュード(m)に依存する。小地震、例えば m が3程度のものであれば1秒未満(例えば宇津, 2001, 10.5 節)、2011年東北地方太平洋沖地震のような m が9を超える超巨大地震でも数分程度であり(八木, 2012のレビューに引用されている論文を参照)、地震活動解析においては瞬間的なものと見做して問題ない。

式(2.1)から導かれる具体的な解を、まず(i)の場合について示す。まず時間一定の剪断応力変化を $\dot{\tau}(=d\tau/dt)$ と表すこととする。この時、計算の簡便化のため法線応力 σ は変化しない、

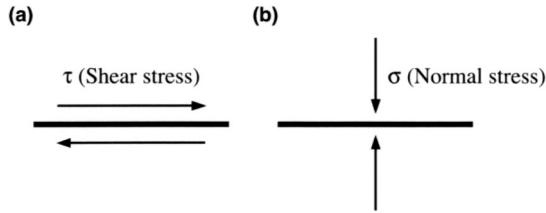


図 1. 剪断応力と法線応力の概念図. (a)剪断応力は断層(太線, 実際は紙面鉛直方向に広がっている面)にずれを生じさせるような応力であり, (b)法線応力は断層を押しつける(あるいは引っ張る)ような応力である.

Schematic diagram showing shear stress and normal stress. (a) Shear stress causes dislocation along a fault (bold line), which is stretched along the direction perpendicular to the sheet of paper. (b) Normal stress is compressive (or extensional) stress acting on the fault.

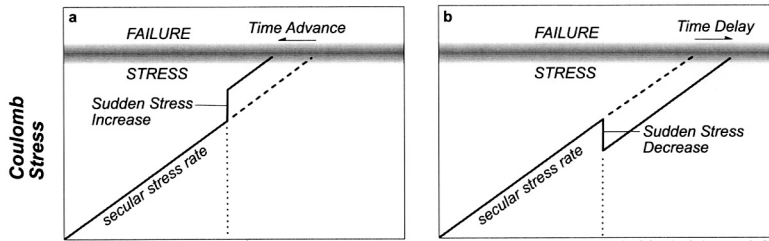


図 2. 簡略化された応力の時間変化の概念図. 時間一定の剪断応力変化(“secular stress rate”)と, ある地震が起きた際にその断層運動により周辺に及ぼす応力変化(“Sudden Stress Increase/Decrease”)の 2つの要因により応力(“Coulomb Stress”)が時間変化し, それがある値(“FAILURE STRESS”)に達すると地震が発生する. この図ではある 1つの地震の発生のみを考えているため, 瞬間的な応力増加あるいは減少によりその地震の発生が早まったり遅くなったりする(“Time Advance/Delay”). これを多数の地震に対して考えることで, 強度関数の増加あるいは減少が導かれる (Toda et al., 1998 より引用).

Schematic diagram showing the simplified temporal evolution of shear stress (“Coulomb Stress”). Two factors are considered: the one is stress change of which rate is constant in time (“secular stress rate”), and the other is static stress change caused by co-seismic dislocations (“Sudden Stress Increase/Decrease”). In this figure, only the occurrence of a particular earthquake is considered and it is advanced or delayed by “Sudden Stress Increase/Decrease.” The increase or decrease of an intensity function is derived from the application of this concept to a set of many earthquakes. This figure is taken from Toda et al. (1998) and is produced with the permission of American Geophysical Union. Copyright 1998 American Geophysical Union.

即ち $d\sigma/dt = 0$ を合わせて仮定すると, 式(2.1)は

$$(2.2) \quad d\gamma = \frac{1}{A\sigma} [1 - \gamma\dot{\tau}] dt$$

となる. これより

$$(2.3) \quad \gamma(t) = \left(\gamma_{t_0} - \frac{1}{\dot{\gamma}} \right) \exp \left[-\frac{\dot{\gamma}}{A\sigma} (t - t_0) \right] + \frac{1}{\dot{\gamma}}$$

を得る。ここで、 γ_{t_0} は $t = t_0$ における γ の値 (即ち $\gamma(t_0)$) である。

次に(ii)についてである。ここでは、 $t = t_b$ に瞬間的な剪断応力の変化 $\Delta\tau$ があつたとする。「瞬間的」であるので $dt = 0$ であり、加えて(i)の場合と同様、この場合も法線応力 σ は変化しないと仮定する。すると式(2.1)は

$$(2.4) \quad d\gamma = -\frac{1}{A\sigma} \gamma d\tau$$

であり、これより

$$(2.5) \quad \gamma(t_b^+) = \gamma(t_b) \exp \left(-\frac{\Delta\tau}{A\sigma} \right)$$

となる。ここで $\gamma(t_b^+)$ は時刻 $t = t_b$ に起きた剪断応力変化の直後における γ の値である。

1節に記した ETAS モデルの場合と同様、地震の発生時刻 $t_n = \{t_1, t_2, \dots, t_n\}$ とし、マグニチュードに換えて各地震が引き起こす剪断応力の変化 $\Delta\tau_n = \{\Delta\tau_1, \Delta\tau_2, \dots, \Delta\tau_n\}$ をマークとするマーク付き点過程を考える。また、解析対象期間を $[S, T]$ とし、簡便化のため $S = t_0$, $T = t_{n+1}$ とする。

式(2.3)と式(2.5)をまとめることで $t_{i-1} < t \leq t_i$ ($i = 1, 2, \dots, n+1$) に対して

$$(2.6) \quad \gamma(t) = \left[\gamma(t_{i-1}) \exp \left(-\frac{\Delta\tau_{i-1}}{A\sigma} \right) - \frac{1}{\dot{\gamma}} \right] \exp \left[-\frac{\dot{\gamma}}{A\sigma} (t - t_{i-1}) \right] + \frac{1}{\dot{\gamma}}$$

として、解析対象期間全体に亘る $\gamma(t)$ を得ることが出来る。

この $\gamma(t)$ に対して、条件付き強度関数は

$$(2.7) \quad \lambda(t|H_t) = r/\gamma(t)$$

として与えられる。ここで r は定常状態の地震活動度 (長期に亘る地震活動の、単位時間あたりの平均的な地震数) である。

なお、上では「マークとして剪断応力変化を使う」旨を記した。しかし、現実の破壊現象を支配するものとして剪断応力と法線応力を組み合わせたクーロン破壊関数 (Coulomb failure stress; CFS) (例えば Jeager et al., 2007) がある。特に King et al. (1994) 以降、本震による CFS の変化量の空間分布と余震の空間分布との比較が盛んになされるようになったこともあって、Dieterich モデルを用いる際も剪断応力に換えて CFS を用いることが伝統的に行なわれている。

以上に示したように、Dieterich モデルにおけるパラメータは何らかの物理的な意味を持ったものであり、ETAS モデルの場合に比べ、得られたパラメータの値の解釈を行ない易い。また、マークとして用いられるものは剪断応力変化であり、このような直接的な物理量をモデルに取り込むことが可能である。こういった利点を生かして、応力変化量から期待される地震活動と実際のものとの定量的比較や、逆に地震活動から応力変化量を推定する試みが 1990 年代後半より盛んに行なわれている (Dieterich, 2015 のレビューに詳しい)。

さらに $\Delta\tau$ に負の値を与えることで「負の励起」(図 2(b) 参照) を生じさせることも容易であり、実際に大地震の発生後、地震活動が抑制 (静穏化) された事例への解析が試みられている (例えば Toda et al., 2012)。ETAS モデルにおいても負の励起を作り出すことは原理的には可能であるが、現状のものを拡張する必要がある (例えば式(1.3)のパラメータ K を正の励起と負の励起が生じた場合で別々の値とする)。また、強度関数の値が負にならないよう何らかの制約を与える必要もあり、現実的な解析においては簡単ではない。

2.2 Hawkes 過程としての Dieterich モデル

より一般化された Hawkes 過程は、強度関数が次のような式で表されるものである（例えば、Daley and Vere-Jones, 2003, Section 7.3）.

$$(2.8) \quad \begin{aligned} \lambda(t|H_t) &= \Phi \left(\mu + \int_S^t h(t-s)N(ds) \right) \\ &= \Phi \left(\mu + \sum_{t_i < t} h(t-t_i) \right) \end{aligned}$$

ここで $\Phi(\cdot)$ は非負の値を取る関数である。また、 $\Phi(\cdot)$ が非線形である時、これを（線形の場合と区別するために）非線形 Hawkes 過程と呼ぶことがある。

さて、式(2.6)では、再帰的に用いることにより Dieterich モデルの状態変数 $\gamma(t)$ を表した。これは $\Gamma(t) = r\gamma(t)$ として、以下のように書き換えることができる。

$$(2.9) \quad \Gamma(t) = \sum_{i=0}^j [\exp(-\Delta\tau_i) - 1] \exp \left(- \sum_{k=i+1}^j \Delta\tau_k \right) \exp \left(- \frac{t-t_i}{t_a} \right)$$

ここで j は $t < t_i$ を満たす最小の i の値である。

また式(2.7)から $\lambda(t|H_t) = r\dot{\Gamma}(t)$ である。以上を踏まえると、この強度関数は式(2.8)において

$$(2.10) \quad \begin{aligned} \phi(\Delta\tau_i) &= [\exp(-\Delta\tau_i) - 1] \exp \left(- \sum_{k=i+1}^j \Delta\tau_k \right) \\ h(t) &= \exp(-t/t_a) \\ \Phi(x) &= r\dot{\Gamma}/x \end{aligned}$$

とした場合の非線形 Hawkes 過程になっている。これに対し ETAS モデルは $\Phi(x) = x$ であり、線形 Hawkes 過程である。即ち、非線形／線形という点でも ETAS モデルと Dieterich モデルは対照的な関係にある。

2.3 Dieterich モデルの問題点

大森・宇津公式(式(1.3))に示した通り、余震活動の減衰は、時間経過に対するベキ乗則に従うことが経験的に知られている。この式におけるベキ指数 p は 1 前後の値、具体的には 0.9 から 1.5 程度と余震系列によって多様である（宇津, 1999, 7.3.2 節）。

一方、式(2.3)等に示した Dieterich モデルによる地震活動の減衰は、漸近的に大森・宇津公式における $p = 1$ の場合にのみ対応していることが分かっている（図 3）。即ち、Dieterich モデルは $p \neq 1$ の場合には対応しておらず、余震減衰の多様性を表現しきれないという問題がある。

この問題は Dieterich (1994) 自身が既に指摘しており、同論文では 1 つの解決として複数の step 的な応力変化によるトリガリング効果により、 p の値を見かけ上 1 以外のもの（特に $p > 1$ の場合）とし得ることを指摘している（図 4）。他に Dieterich (1994) は式(2.3)の導出時に仮定されている「時間一定の $\dot{\tau}$ 」に換えて「時間変化する $\dot{\tau}$ 」を仮定することで $p \neq 1$ となる地震活動の減衰を作り得ることも述べている（これについては 4 節で改めて触れる）。さらに地震発生時の応力変化(式(2.5))における $\Delta\tau$ の空間的な不均質性を考慮することも指摘しているが、この場合は $p < 1$ となる減衰は作り出せる一方、 $p > 1$ となる減衰には対応出来ない。Borovkov and Bebbington (2003) や Helmstetter and Shaw (2009) をはじめとする Dieterich モデル拡張の試み

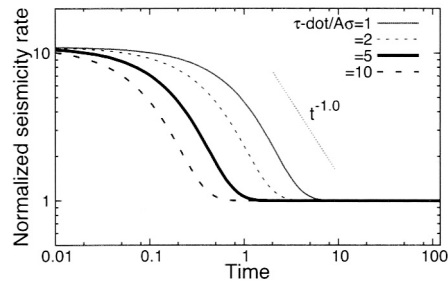


図 3. 式(2.3)から得られる Dieterich モデルにおける余震活動の時間減衰の様子。減衰の時間変動に影響する $\dot{\tau}/A\sigma$ の値を変えた例について示す。なお、縦軸は地震活動度(強度関数)を定常状態の地震活動度 r で割ったものである。

Decays of aftershock activity derived from eq. (2.3) of the Dieterich model. Decay patterns with various values of $\dot{\tau}/A\sigma$, which dominates the pattern, are shown. The vertical axis indicates the seismicity rate (intensity function) normalized by the steady (reference) seismicity rate r .

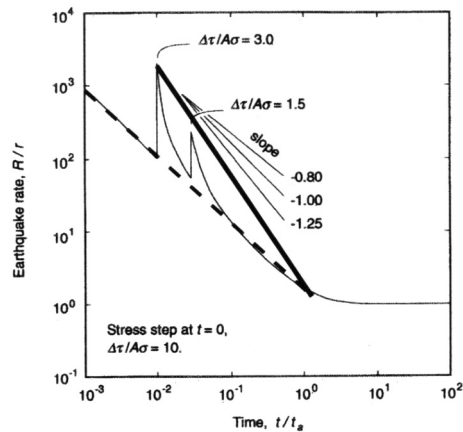


図 4. Dieterich モデルにおいて、step 的な応力変動によるトリガリング効果により、大森・宇津公式の p の値を変化させる様子を示す概念図。地震活動が減衰する途中で step 的な応力変動がなかった場合(破線、 $p = 1$ に相当)に対し、途中で step 的な応力変動があると見掛け上 p の値を大きく出来る(実線)。Dieterich (1994) に加筆。

A schematic diagram showing that the triggering effect caused by stepwise stress change makes the value of p of the Omori-Utsu formula variable. Without any stepwise stress change, the decay of the seismic activity (earthquake rate) approximately follows the Omori-Utsu formula with $p = 1$ (dashed line). Contrastively, several stepwise stress changes can produce the decay with $p > 1$ (solid line). This figure is modified from Dieterich (1994) and is produced with the permission of American Geophysical Union. Copyright 1994 American Geophysical Union.

も同様の問題を抱えている。

また、ここまでに示した通り、ETAS モデルと同じように Dieterich モデルにおいても「全ての地震が自己励起(誘発)能力を持つ」と仮定されている。そして、2.1 節に記したように、各々

の地震の自己励起能力，即ち余震を引き起こす能力の多寡を定量化する際に必要となるマークに，ETAS モデルはマグニチュードを用いるのに対し，Dieterich モデルは各地震が周囲に与える瞬時的な剪断応力変化量を用いている．この点は物理量を直接取り込めるという利点となる一方で，実データに適用する際には問題となる．これは以下に述べる通り，この応力変化量の計算が地震断層同士の位置関係などに依存し複雑であるため，容易ではないからである．

地震学で通常用いられる仮定の範囲内で，断層運動などに伴う応力変化量を計算する公開プログラムは以前から存在し (Okada, 1992)，計算そのものは可能である．但し応力は 2 階のテンソルであるため，その成分を適切に座標変換することで剪断応力変化量という特定の応力成分を求めることが出来る．この座標変換の際には，余震を引き起こす側 (応力を与える側)・引き起こされる側 (応力を与えられる側) 双方の地震断層面の相対的な位置と向き，そして地震時に生じるすべりの向きが必要となる．即ち，これらが不明であれば剪断応力変化量の値を求めることが出来ない．

こういった情報は地震波から求められる「メカニズム解」より得ることが出来る．但し，地震観測点が密に設置されている好条件下であっても，特に小地震に対しては，精度良くメカニズム解を求めることは必ずしも容易ではない (例えば Yukutake et al., 2020)．こういった理由により，Dieterich モデルを実際の地震活動に適用する際には，本震・余震系列であれば本震に相当する最大の m を持つ地震のみ，あるいは本震および本震と同程度の大きな m である限られた個数の地震による応力変化の影響だけを考慮してモデリングする (例えば Toda and Stein, 2003) ことが長年行なわれてきた．即ち，全ての地震による誘発性を考慮できず，現実的なモデリングの面で ETAS モデルに劣るものとなっていた．

3. Dieterich モデルの実データへの適用例：Iwata (2016)

ここでは 2.3 節で示した Dieterich モデルの問題点に対する改善を試み，実際の地震活動へ適用した一例として，Iwata (2016) を紹介する．

問題の 1 つは限られた地震 (本震・余震系列であれば余震) のトリガリング効果しか取り入れられていないという点にあった．これに対して，Iwata (2016) では，ある地震による応力変化とその地震の m との関係が $\Delta\tau_i = a \exp(dm_i)$ として表されるという仮定を置き，ETAS モデルのように全ての地震によるトリガリング効果の影響を取り入れる工夫を施した．

Iwata (2016) で扱ったデータは 2004 年新潟県中越地震と 1995 年兵庫県南部地震の，本震発生後 0.5 日から 4 年までの余震系列である．本震発生直後のデータを除いてあるのは，一般的に本震発生直後の地震検知能力が低く，データの質に問題があるためである (例えば Nanjo et al., 2007; Iwata, 2008)．これらのデータに対し，全ての地震のトリガリング効果の影響を入れたモデル (モデル A) と本震のみのトリガリング効果の影響を入れたモデル (モデル B) の 2 つを適用した．モデルパラメータは最尤法により求め，赤池情報量規準 (AIC) (Akaike, 1974) によるモデル比較を行なった．表 1 に示す通り，モデル A の AIC の値はモデル B のものに比べて数百あるいは数十小さく，本震だけでなく全ての地震のトリガリング効果を取り入れることでモデルが大きく改善されたことが分かる．

また最尤モデルから得られた強度関数を図 5 に示す．同図には余震活動の大局的な時間変動を示すため大森・宇津公式 (本震のみのトリガリング効果を考慮した場合に相当する) による強度関数も合わせて示してある．大森・宇津公式のベキ指数 p の最尤推定値は，2004 年新潟県中越地震と 1995 年兵庫県南部地震それぞれに対して 1.35 と 1.22 である．

これに対し，モデル B の強度関数は傾きが緩やかであり t^{-1} とほぼ平行である．これは 2.3 節に示した通り，Dieterich モデルによる地震活動の減衰が大森・宇津公式における $p = 1$ の場

表 1. 複数のタイプの Dieterich モデル(モデル A-C)および ETAS モデルを 2 つの余震系列に当てはめて得られた赤池情報量規準 (AIC) の値.

Akaike's Information Criterion (AIC) values of the several types of the Dieterich model and ETAS model applied to the two aftershock sequences.

データ	モデル A	モデル B	モデル C	ETAS
2004 年新潟県中越地震	-375.5	-193.9	-260.3	-446.7
1995 年兵庫県南部地震	-50.9	-20.7	-59.2	-80.0

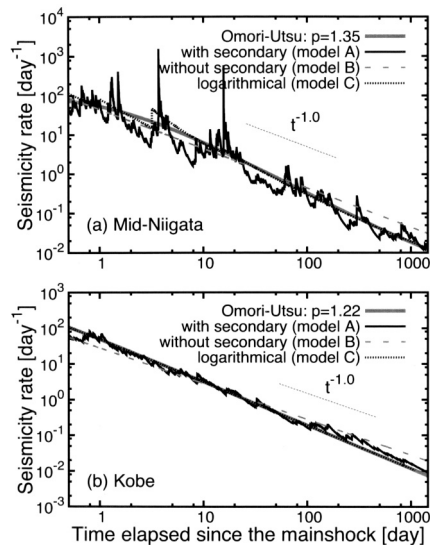


図 5. 複数のタイプの Dieterich モデルと大森・宇津公式に関して推定された強度関数. (a) 2004 年新潟県中越地震および (b) 1995 年兵庫県南部地震に対するもの. Iwata (2016) を改変.

Estimated intensity functions of the several types of the Dieterich model and Omori-Utsu formula for (a) the 2004 Mid-Niigata (Chuetsu) earthquake and (b) the 1995 Kobe earthquake. This figure is modified from Iwata (2016).

合にのみ対応していることに依るものであり、実際の余震活動の時間減衰に対応し切れていない様子を示している。

一方、モデル A では Dieterich (1994) が示唆していた通り (図 4)、全ての余震によるトリガリング効果を取り入れることで、(見かけ上) p の値を変化させることが出来るようになった。このことも AIC の値を改善させた一因となっている。但し、新潟県中越地震については、モデル A の強度関数は大森・宇津公式のものに追随している一方、兵庫県南部地震についてはよく見ると 10~100 日目以前は、モデル A の強度関数は大森・宇津公式のものより全般的に値が小さく、それ以後は値が大きくなっている。即ち、図 5 のような両対数グラフで言えば全体的な傾きが緩やかになっており、 p の値が 1 よりは大きいものの大森・宇津公式による $p = 1.22$ ほどまでには大きく出来なかったことを示唆している。

新潟県中越地震の余震系列においては、解析期間中、本震の m との差が 1 以下の地震が 3 つ起きている (本震の $m = 6.8$ に対し、発生した順に 5.8, 6.1, 5.9)。言い換えると、余震系列全体の中で本震以外の地震によって誘発された地震が占める割合が比較的高い。これに対し、兵

兵庫県南部地震においては、本震の $m = 7.3$ に対し、解析期間中での最大余震 $m = 5.1$ と、 m の差は 2 以上である。このため、本震による誘発の影響が大きい。この違いが、図 4 に示したような状況の実現し易さに現れ、新潟県中越地震では十分に p を大きくすることが出来た一方、兵庫県南部地震ではいくらかは p を大きく出来たものの十分と言えるほどには至らなかったと考えられる。

また、こうした改善を行なってもやはり表 1 に示されている通り、Dieterich モデルの適合性は、ETAS モデルのものに比べてまだ劣っている。このことは、前段落に述べた通り大森・宇津公式から得られた p の値に対応し切れていない兵庫県南部地震に対しては当然の結果と言える。しかし、対応している（ように見える）新潟県中越地震に対しても同様であり、これには別の要因を考える必要がある。この要因の 1 つとしては、Dieterich モデルと ETAS モデルにおける各々の地震によるトリガリングの効果の現れ方の違いが挙げられる。

式(1.1)に示した通り、ETAS モデルにおいては各々の地震によるトリガリング効果が「和」、即ち加法的に現れる。これに対して、Dieterich モデルにおいては式(2.5)あるいは(2.9)が示すように各々の地震トリガリング効果は「積」、即ち乗法的に現れる。この違いは 2.2 節で触れた両モデルの非線形／線形モデルの違いでもある。

さて、地震が短期間に続発し、そのうちの最初の 1 つ目为本震に相当するような大きな m を持つ場合を考えてみる。ETAS モデルにおいては一番最初の地震により強度関数を十分に大きくしても問題がない。一方、Dieterich モデルにおいては、一番最初の地震で強度関数を大きくしてしまうと、乗法的であるがためにその後続く地震のトリガリング効果でさらに強度関数が雪だるま式に上がっていき、強度関数の値が非現実にも高くなり過ぎてしまうことになる。これを避けるため、実際の解析においては、最初の地震直後の強度関数を抑制し、その後の地震のトリガリング効果で強度関数を高くすることになる。言い換えると、Dieterich モデルは最初の地震発生から、いくらか遅れて強度関数が最大値を取るようになる。一方、ETAS モデルにおいては最初の地震の直後に、強度関数の値が最大になることが可能である。現実の地震活動に見られる典型的な本震・余震系列においては、最初の地震が本震であり、それが最大の m を取ることが殆んどである。そして、その本震発生直後に最も地震活動が激しくなる。線形 Hawkes 過程である ETAS モデルの加法性はこれに合致した強度関数を生み出せる一方、非線形 Hawkes モデルである Dieterich モデルの持つ乗法性は矛盾した強度関数となってしまう。このことが新潟県中越地震に対しても Dieterich モデルの適合性が ETAS モデルのそれに劣った大きな要因である。

4. Dieterich モデルに関する今後の展開

2.3 節に記した通り、大森・宇津公式におけるベキ指数 $p \neq 1$ の場合に対応し切れていない点を改善することは、Dieterich モデルにおける大きな課題である。これについては、Dieterich (1994) が示唆し、また 3 節で実データ解析の結果が示したようにトリガリング効果を重ね合わせることで、ある程度は解決された。但し、兵庫県南部地震の余震系列に対する解析結果が示すように十分とは言えない場合もあり、さらなる工夫が必要である。

2.3 節で簡単に触れたが、Dieterich (1994) は時間変化する応力変化を導入することで $p \neq 1$ とし得ることを指摘している。具体的には、

$$(4.1) \quad \tau = \tau_0 + u \ln(wt + 1)$$

というものを考え、これにより特に $p > 1$ となる地震活動の減衰を作り出すことが出来ることを示した。大地震の余震域では「余効変動」と呼ばれる、本震発生の後、長期間に亘ってゆっく

りとしたすべり(スロースリップ)が続く現象が観測されている(例えば Heki et al., 1997). 時定数が異なるなど, 様々な種類のスロースリップが見つかっており(Obara and Kato, 2016 のレビューが詳しい), こういった現象によって非定常的な応力変化が起きている可能性はある.

実際に上記の τ の式を, 「剪断応力変化 $\dot{\tau}$ が一定」という仮定に換えて式(2.1)に代入して解き, 式(2.5)とまとめると, $t_{i-1} < t \leq t_i$ ($i = 1, 2, \dots, n+1$) に対して

$$(4.2) \quad \gamma(t) = \left[\gamma(t_{i-1}) \exp\left(-\frac{\Delta\tau_{i-1}}{A\sigma}\right) - \frac{1}{A\sigma w(m+1)} \right] [w(t-t_{i-1})+1]^{-m} \\ + \frac{1}{A\sigma w(m+1)} [w(t-t_{i-1})+1] \quad (\text{但し } m = u/A\sigma)$$

となる(Dieterich, 1994 の式(B21)を参照). 即ち, これを式(2.6)に換えて用いることで, この場合の強度関数を得ることが出来る.

式(4.2)の示すところは, $-m > 1$ 即ち $m < -1$ の時, 第 1 項が支配的となり, 近似的に $\gamma(t) \propto (t-t_{i-1})^{-m}$ であることである. 強度関数は式(2.7)に示した通り $\gamma(t)$ の逆数であるゆえ, これは $(t-t_{i-1})^m$ で減衰することになる. こうして, 大森・宇津公式の $p \neq 1$ の場合を, u と $A\sigma$ の比を調整することで, Dieterich モデルからも作り出すことが出来る.

では, 式(4.2)に基づく強度関数を用いれば, 更にモデルが改善されるだろうか. Iwata (2010) に基づき, 試みとして 3 節で扱った 2 つの余震系列に, このモデル(以下, モデル C)を適用した結果を示す. すると, 兵庫県南部地震に対しては AIC の値が小さくなる一方, 新潟県中越地震に対しては大きくなった(表 1).

合わせて強度関数がどのようになったかを見てみると, 図 5 にある通り, 新潟県中越地震に対しては殆んど凸凹が消滅し, ごく限られたものによるトリガリングの影響が見られるだけである. またその影響もごくわずかである. 兵庫県南部地震に至っては, (強度関数の全体的な減衰を生み出した本震によるものを除いて)全くトリガリングの影響が現れていない.

このようになった理由は, 応力変化が時間一定であった場合と式(4.1)のようなものであった場合の強度関数の特徴の違いにある. 図 6 に両者の応力変化に 2 回の step 的な応力変化を加えた場合の地震活動度(強度関数)の時間変化の例を示す. 図には合わせて step 的な応力変化を与えなかった場合や, 2 回のうちの 1 回だけを与えた場合のものも示してある. 「時間一定」の場合は step 的な応力変化の有無に関わらず最終的には同じ状態へと戻っていく. 一方, 式

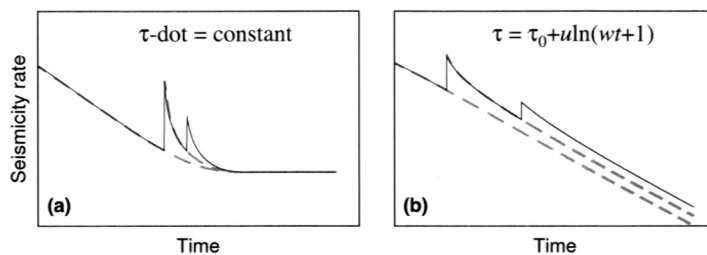


図 6. 複数の step 的な応力変化があった場合(黒実線)となかった場合(灰色点線)とで強度関数の時間変化がどのように異なるかを示す概念図. (a) 応力変化一定の場合および (b) 式(4.1)に従う応力変化の場合.

A schematic diagram showing the temporal evolution of the intensity function (seismicity rate) with multiple stepwise stress changes (solid black curves) and with none of one stepwise stress change (dotted gray curves) for (a) constant stress rate and (b) stress change as shown in eq. (4.1).

(4.1)のような応力変化の場合は、step 的な応力変化で地震活動度が跳ね上がってしまうとその影響が永劫的に残り、step 的な応力変化がなかった状態には戻らない。これは「各々の余震活動はいつしか定常的な活動に飲み込まれ(少なくとも見かけ上は)消滅する」というこれまでの観測事実(例えば Ogata and Shimazaki, 1984)と矛盾している。そのため、本震以外の地震によるトリガリングの効果を極力抑えようとし、殆んどあるいは全く凸凹のない強度関数が選ばれることとなった。つまりトリガリング効果が殆んど抑えられた結果、新潟県中越地震に対しては AIC の値が悪くなった。他方、元々トリガリング効果がさほど大きくなく大森・宇津公式の $p = 1.22$ に対応できていなかった兵庫県南部地震については、式(4.1)の応力変化を導入することで、この p の値には対応できるようになった(実際、強度関数は大森・宇津公式によるものと殆んど一致しており図の上では見分けが付かない)。これによるモデル改善が大きく、AIC の値はよくなったと考えられる。

以上の結果が示すことは、応力変化が時間変化するようにして地震活動の減衰の多様性と、全ての地震のトリガリング効果の影響を Dieterich モデルで両立させることは簡単ではなく、適切な定式化が必要であるという点である。また、ここでは Dieterich (1994)の提案に基づき式(4.1)の応力変化を扱ったが、この微分は $t \rightarrow \infty$ で漸的に 0 に近付くため、地震活動度も 0 に近付く(図 6(b)参照)。これについては式(4.1)に換えて、例えば $\tau = \tau_0 + u \ln(ut + 1) + ct$ (c は定数)のようなものを考えればよいが、トリガリング効果の影響はより複雑となり、やはり定式化における何らかの工夫が必要となるであろう。

また 3 節の最後にある通り、特に本震・余震系列に Dieterich モデルを適用した場合、最も地震活動が盛んである筈の本震発生直後に強度関数が最大になることが出来ないという問題もある。これは Dieterich モデルが非線形 Hawkes 過程であるという本質的な点に起因するものであるが、ともあれ現実の地震活動とどう整合させるかが、今後の展開に向けて重要である。

この他、2.1 節に記した通り、元々の摩擦構成則で考えられていたものは剪断応力であったのに、実際のモデリングにおいては長年に亘って CFS を用いており、モデルの精密化においてはこの点についての再考の必要があろう。さらに、式(2.3)や(2.5)の導出の際には「法線応力 σ が変化しない」という仮定が置かれているが、実際のところは非現実的なものである。そもそも剪断応力(あるいは CFS)が現実の余震活動を最もよく説明する応力成分かという問題もある(DeVries et al., 2018)。即ち、摩擦構成則の取り扱い方や、摩擦構成則で入力とされる物理量をそのまま現実の地震活動に適用していいのかという点について、まだまだ考察する必要があると言える。

冒頭に述べた通り、現時点では ETAS モデルは現実の地震活動に最もよく適合するモデルである。とはいえ、ETAS モデルとてあらゆる地震活動に完璧に合うものということではなく、ETAS モデルにも様々な改善の余地があろう。ここまで見てきたように Dieterich モデルは様々な問題を抱えたままであるが、ETAS モデルと対照的な特徴を持つものである。こういった対照的なモデルを扱うことは、データ生成の背景構造(ここでは地震発生のメカニズム)への理解を深めるのに役立つし、今後、ETAS モデルや Dieterich モデルを超える地震活動モデルの誕生につながるであろう。

なお、本稿では触れなかったが ETAS モデルが時空間へと拡張されたように(Ogata, 1998)、Dieterich モデルの時空間版への拡張も行なわれつつある(Cattania et al., 2015, 2018; Mancini et al., 2019)。但し、応力変動の与え方に空間的な差異を考慮する必要が生じるため、当然ながらより複雑なモデリングとなる。これをどう与えるかに関してはあまり踏み込んだ解析が行なわれていないため、この方面についても今後の発展が期待される。

謝 辞

統計数理研究所の庄建倉氏には、本稿を書く機会を提供して下さると共に、非線形 Hawkes 過程に関する議論をして頂きました。同研究所の尾形良彦氏には、出版前の解説に関する情報を提供して頂きました。東北大学の遠田晋次氏、Temblor 社の Ross S. Stein 氏からは図の原画を提供して頂きました。匿名の査読者からは数々の適切なご指摘を頂き、それにより本稿は大きく改善されました。本稿の作成にあたっては、公益財団法人サタケ技術振興財団・大学研究助成金および日本学術振興会・科学研究費補助金(基盤研究(B), 課題番号 21H01191)を使用しました。ここに記して謝意を表します。

参 考 文 献

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, **19**(6), 716–723.
- Borovkov, K. and Bebbington, M. S. (2003). A stochastic two-node stress transfer model reproducing Omori's Law, *Pure and Applied Geophysics*, **168**(8), 1429–1445.
- Cattania, C., Hainzl, S., Wang, L., Enescu, B. and Roth, F. (2015). Aftershock triggering by postseismic stresses: A study based on Coulomb rate-and-state models, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **120**(4), 2388–2407.
- Cattania, C., Werner, M. J., Marzocchi, W., Hainzl, S., Rhoades, D., Gerstenberger, M., Liukis, M., Savran, W., Christophersen, A., Helmstetter, A., Jimenez, A., Steacy, S. and Jordan, T. H. (2018). The forecasting skill of physics-based seismicity models during the 2010–2012 Canterbury, New Zealand, earthquake sequence, *Seismological Research Letters*, **89**(4), 1238–1250.
- Daley, D. and Vere-Jones, D. (2003). *An Introduction to the Theory of Point Processes, I*, 2nd ed., Springer-Verlag, New York.
- DeVries, P. M. R., Viégas, F., Wattenberg, M. and Meade, B. J. (2018). Deep learning of aftershock patterns following large earthquakes, *Nature*, **560**, 632–634.
- Dieterich, J. (1994). A constitutive law for rate of earthquake production and its application to earthquake clustering, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **99**(B2), 2601–2618.
- Dieterich, J. H. (1979). Modeling of rock friction: 1. Experimental results and constitutive equations, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **84**(B5), 2161–2168.
- Dieterich, J. H. (1986). A Model for the Nucleation of Earthquake Slip, *Earthquake Source Mechanics* (eds. S. Das, J. Boatwright and C. H. Scholz), 37–47, American Geophysical Union, Washington D.C.
- Dieterich, J. H. (1987). Nucleation and triggering of earthquake slip: Effect of periodic stresses, *Tectonophysics*, **144**(1), 127–139.
- Dieterich, J. H. (1992). Earthquake nucleation on faults with rate-and state-dependent strength, *Tectonophysics*, **211**(1), 115–134.
- Dieterich, J. H. (2015). Applications of rate- and state-dependent friction to models of fault-slip and earthquake occurrence, *Treatise on Geophysics* (ed. G. Schubert), 2nd ed., 93–110, Elsevier, Oxford.
- Hawkes, A. G. (1971). Spectra of some self-exciting and mutually exciting point processes, *Biometrika*, **58**(1), 83–90.
- Heki, K., Miyazaki, S. and Tsuji, H. (1997). Silent fault slip following an interplate thrust earthquake at the Japan Trench, *Nature*, **386**, 595–598.
- Helmstetter, A. and Shaw, B. E. (2009). Afterslip and aftershocks in the rate-and-state friction law, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **114**(B1), B01308.
- Iwata, T. (2008). Low detection capability of global earthquakes after the occurrence of large earth-

- quakes: Investigation of the Harvard CMT catalogue, *Geophysical Journal International*, **174**(3), 849–856.
- 岩田貴樹 (2009). 地震活動の時空間分布を表すための定量的モデルの展開, 地震 第2輯, **61**(特集号), 133–141.
- Iwata, T. (2010). An application of rate- and state-friction model to observed aftershock sequences with logarithmical stress evolution in time, *EOS Transactions, American Geophysical Union*, **91**, Fall Meeting Supplement, Abstract S33B–2095.
- Iwata, T. (2016). A variety of aftershock decays in the rate- and state-friction model due to the effect of secondary aftershocks: Implications derived from an analysis of real aftershock sequences, *Pure and Applied Geophysics*, **173**(1), 21–33.
- Jeager, J., Cock, N. and Zimmerman, R. (2007). *Fundamentals of Rock Mechanics*, 4th ed., Blackwell, Oxford.
- King, G. C. P., Stein, R. S. and Lin, J. (1994). Static stress changes and the triggering of earthquakes, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **84**(3), 935–953.
- Mancini, S., Segou, M., Werner, M. J. and Cattania, C. (2019). Improving physics-based aftershock forecasts during the 2016–2017 Central Italy Earthquake Cascade, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **124**(8), 8626–8643.
- Nanjo, K. Z., Enescu, B., Shcherbakov, R., Turcotte, D. L., Iwata, T. and Ogata, Y. (2007). Decay of aftershock activity for Japanese earthquakes, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **112**(B8), B08309.
- Obara, K. and Kato, A. (2016). Connecting slow earthquakes to huge earthquakes, *Science*, **353**(6296), 253–257.
- Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *Journal of the American Statistical Association*, **83**(401), 9–27.
- Ogata, Y. (1998). Space-time point-process models for earthquake occurrences, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **50**(2), 379–402.
- Ogata, Y. and Shimazaki, K. (1984). Transition from aftershock to normal activity: The 1965 Rat Islands earthquake aftershock sequence, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **74**(5), 1757–1765.
- Okada, Y. (1992). Internal deformation due to shear and tensile faults in a half-space, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **82**(2), 1018–1040.
- 近江崇宏, 野村俊一 (2019). 『点過程の時系列解析』, 共立出版, 東京.
- Toda, S. and Stein, R. (2003). Toggling of seismicity by the 1997 Kagoshima earthquake couplet: A demonstration of time-dependent stress transfer, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **108**(B12), 2567.
- Toda, S., Stein, R. S., Reasenber, P. A., Dieterich, J. H. and Yoshida, A. (1998). Stress transferred by the 1995 $M_w = 6.9$ Kobe, Japan, shock: Effect on aftershocks and future earthquake probabilities, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **103**(B10), 24543–24565.
- Toda, S., Stein, R. S., Beroza, G. C. and Marsan, D. (2012). Aftershocks halted by static stress shadows, *Nature Geoscience*, **5**(6), 410–413.
- Utsu, T. (1961). A statistical study on the occurrence of aftershocks, *Geophysical Magazine*, **30**(4), 521–605.
- 宇津徳治 (1999). 『地震活動総説』, 東京大学出版会, 東京.
- 宇津徳治 (2001). 『地震学』, 第3版, 共立出版, 東京.
- 八木勇治 (2012). 2011年東北地方太平洋沖地震の震源過程, 地震 第2輯, **64**(3), 143–153.
- Yukutake, Y., Iwata, T. and Iio, Y. (2020). Estimation of the heterogeneity of stress fields using misfit angles in focal mechanisms, *Tectonophysics*, **790**, 228553.
- 庄建倉, 尾形良彦 (2021). 統計地震学における ETAS モデル—その進展とホークス型モデル, 統計数理, **69**(2), 145–163.

A Nonlinear Hawkes Process in Seismology: A Seismicity Model Based on Rate- and State-dependent Friction Law

Takaki Iwata^{1,2}

¹Comprehensive Education Center, Prefectural University of Hiroshima

²The Institute of Statistical Mathematics

This review introduces the Dieterich model, which is a seismicity model based on rate- and state-dependent friction law. Herein the Dieterich model is compared to the epidemic-type aftershock sequence (ETAS) model, which is the best-known model for seismicity analysis. The Dieterich model is a nonlinear Hawkes process, while ETAS is a linear Hawkes process. This review also presents other contrastive characteristics between the two models. Additionally, the advantages and disadvantages of the Dieterich model along with future directions are discussed.

時空間 ETAS モデルの拡張バージョンとその応用

郭 一村¹・庄 建倉^{2,3}

(受付 2021 年 2 月 15 日; 改訂 9 月 14 日; 採択 9 月 16 日)

要 旨

この論文は、統計地震学で広く使用されている時空間 Epidemic-Type Aftershock Sequence (ETAS) モデルのいくつかの拡張バージョンをまとめたものである。ETAS モデルの拡張バージョンには、2 次元有限震源モデル、3 次元点震源モデル、および 3 次元有限震源モデルが含まれる。有限震源モデルは大地震の断層形状を、3 次元震源モデルは地震の深さを考慮に入れている。この論文は、モデル推定、確率的デクラスタリング、および地震シミュレーションに関連するアルゴリズムを示し、これまでに日本、イタリア、南カリフォルニアで実施されてきた各 ETAS モデルの適用結果をまとめている。フィッティングの結果は、2 次元有限震源および 3 次元有限震源モデルが、点震源モデルよりも大きな α 値をもたらすことにより、本震の余震生成密度を増大させることを示している。余震の生産性と地震性すべりを比較すると、大きなすべり領域で余震が少なく、断層面上の余震生成率密度の空間パターンは、明らかにすべりの補償を示していることがわかる。

キーワード：確率密度分布、残差解析、地震誘発、余震、確率的再構成。

1. 前書き

過去数十年で、Epidemic-Type Aftershock Sequences (ETAS) モデルは、地震誘発の定量化 (Ogata, 1988, 1998; Console and Murru, 2001)、常時地震活動の推定 (Zhuang et al., 2002; Console et al., 2003; Zhuang et al., 2005)、地震活動異常の抽出 (Reverso et al., 2015; Nishikawa and Ide, 2017)、および短期余震の予測 (Zhuang, 2011; Tsuruoka et al., 2012)などに有効なツールであることが証明された。時空間 ETAS モデルでは、余震の分布は経験的なべき乗法則(時間に関する大森・宇津法則 (Utsu, 1969; Omori, 1894)と空間に関する逆べき乗則)に従うと想定されている。さらに、このモデルは地震のマグニチュード・頻度分布を決定するためのグーテンベルグ・リヒターの法則 (GR 則) (Gutenberg and Richter, 1956)を ETAS モデルと組み合わせ合わせたシミュレーションを行っている。ETAS モデルは数学的にはホークス過程 (Hawkes, 1971a, 1971b)の地震系列への具体化の一例である。ETAS モデルは既に数十年の歴史があり、他分野でのホークス過程の統計的推論の理論や手法の発展にどのような影響を与えた (庄・尾形, 2021)。

ETAS モデルでは、地震活動は 2 つの要素に分けられている：背景の地震活動と誘発された地震活動である。起源が不明な、第 0 世代地震とも呼ばれる背景地震活動の地震は、時間的に

¹ 中国科学院大学 地球動力学実験室：100049 中国北京市石景山区玉泉路 19 甲

² 統計数理研究所：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

³ 総合研究大学院大学 複合科学研究科統計科学専攻：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

定常的であるが空間的に不均一なポアソン過程によるものである。各イベントが発生すると、それは背景地震または誘発されたイベントに関係なく、確率ルールに従っていくつかの子イベントを誘発する。ETAS モデルは、直接の子孫とその親の間のタイムラグが大森・宇津法則に従って分布し、各イベントの大きさがその発生時間と場所、および親イベントの大きさに依存しないことを前提としている。背景地震(第 0 世代)によって直接誘発されたイベントを第 1 世代、第 1 世代の直接の子孫を第 2 世代などと順番に命名する。イベントによって間接的に誘発されたイベントは、2 次子孫と呼ばれる。

時空間 ETAS モデルの条件付き強度関数は、次の式で記述できる。

$$(1.1) \quad \lambda(t, x, y | \mathcal{H}_t) = \mu(x, y) + \sum_{i: t_i < t} \kappa(m_i) g(t - t_i) f(x - x_i, y - y_i; m_i).$$

ここで、 \mathcal{H}_t はフィッティング期間以前の期間に記録されているイベントであり、解析地域外のイベントも含む。上式において $\mu(x, y)$ は位置 (x, y) で推定された常時地震発生率であり、 $\kappa(m)$ はマグニチュード m の余震生産性を示す。

$$\kappa(m) = A e^{\alpha(m - m_c)}.$$

ここで、 M_c はカットオフマグニチュードである。時刻 t における確率密度関数(Probability Density Function, PDF) $g(t)$ は、余震が次のように減衰する経験的な大森・宇津の法則に従うと仮定する。

$$g(t) = \frac{p-1}{c} \left(1 + \frac{t}{c}\right)^{-p}, \quad t > 0.$$

空間位置 PDF は

$$f(x, y; m) = \frac{q-1}{\pi D e^{\gamma(m - m_c)}} \left(1 + \frac{x^2 + y^2}{D e^{\gamma(m - m_c)}}\right)^{-q}$$

である。

ETAS モデルが連続型ホークス過程の特殊な形式であることは明らかである。この別の説明として、位置 (x, y) と時間 t での地震リスクが、背景の地震活動と前の各イベントによって引き起こされた地震活動からなるということが挙げられる。イベントが大きく、空間と時間が近いほど、トリガー効果は大きくなっている。

時空間 ETAS モデルによる大地震のモデル化を改善することは、常に重要な目標となっている。これまでの研究によると、断層の幾何形状を無視して等方的な余震応答を仮定すると、パラメータ推定に大きな偏りが生じる可能性があり (Hainzl et al., 2008)、余震分布の異方性に向けた改良が行われてきた (Ogata, 1998; Marsan and Lengliné, 2010; Bach and Hainzl, 2012)。この問題を解決するには、断層形状が重要であり、このことは余震のほとんどが本震の破壊断層に沿って発生することからわかる。

大規模地震の直接余震の偏った推定を改善するために、Guo et al. (2015a) は、本震の断層形状を組み込んだ 2 次元有限震源 ETAS モデルを提案した。このモデルは、本震の生産性を向上させ、本震破断部における余震の異方性を再現することに成功している (Zhuang et al., 2018)。さらに、Guo et al. (2015b) は 3 次元震源 ETAS モデルを提案しており、このモデルでは、ベータ分布に従って震源の深さが組み込まれている。さらに、Guo et al. (2019) は、有限震源 ETAS モデルの 3 次元バージョンを提案し、熊本地震について検証した。それに応じて、本来の時空間 ETAS モデルは 2 次元点震源 ETAS モデルと呼ばれる。

この論文は、時空間 ETAS モデルの拡張バージョンをまとめ、これまでのさまざまな地域への適用事例を示すことにより、余震の生成における大地震の断層形状の重要性を説明すること

を目的としている。

2. 方法論

2.1 モデルの定式化

3次元点震源と2次元有限震源 ETAS モデルの条件付き強度関数は、それぞれ

$$(2.1) \quad \lambda(t, x, y, z | \mathcal{H}_t) = \mu(x, y, z) + \sum_{i:t_i < t} \kappa(m_i) g(t - t_i) f(x - x_i, y - y_i; m_i) h(z; z_i)$$

と

$$(2.2) \quad \lambda(t, x, y | \mathcal{H}_t) = \mu(x, y) + \sum_{i:t_i < t} \kappa(m_i) g(t - t_i) f_{2D}(x - x_i, y - y_i; S_i, m_i)$$

で記述する。ここで、 z は深さを示し、 \mathcal{H}_t と μ と κ と g および f は式(1.1)と同様に定義される。3次元点震源モデルにおける誘発された地震の震源深さがベータ分布に従うと仮定し、

$$(2.3) \quad h(z, z_i) = \frac{\left(\frac{z}{Z}\right)^{\eta \frac{z}{Z}} \left(1 - \frac{z}{Z}\right)^{\eta \left(1 - \frac{z}{Z}\right)}}{ZB\left(\eta \frac{z_i}{Z} + 1, \eta \left(1 - \frac{z_i}{Z}\right) + 1\right)}$$

が示す PDF がある。式(2.3)で最大の深さ Z を与えることにより、地震が限られた地震発生層に分布しているという仮定を簡単に満たすことができる。2次元有限震源 ETAS モデルにおける誘発された地震の空間位置 PDF は

$$f_{2D}(x, y; S_i, m_i) = \begin{cases} \frac{q-1}{\pi D e^{\gamma(m_i - m_c)}} \left(1 + \frac{x^2 + y^2}{D e^{\gamma(m_i - m_c)}}\right)^{-q}, & \text{地震 } i \text{ は点震源である場合,} \\ \frac{\iint_{S_i} f^*(x-u, y-v) \tau_i(u, v) \, dudv}{\iint_{S_i} \tau_i(u, v) \, dudv}, & \text{地震 } i \text{ は有限震源である場合,} \end{cases}$$

$$f^*(x, y) = \frac{q-1}{\pi D'} \left(1 + \frac{x^2 + y^2}{D'}\right)^{-q}$$

である。ここで、 $\tau_i(u, v)$ はイベント i の地震断層の位置 (u, v) について子地震の生成率密度である。

式(2.1)と(2.2)を組み込んで、Guo et al. (2019)は3次元有限震源 ETAS モデルを提案した。このモデルの条件付き強度関数は次の式で記述する。

$$(2.4) \quad \lambda(t, x, y, z | \mathcal{H}_t) = \mu(x, y, z) + \sum_{i:t_i < t} \kappa(m_i) g(t - t_i) f_{3D}(x - x_i, y - y_i, z; z_i, S_i, m_i).$$

ここで、地震 i は点震源 ($S_i = \{(x_i, y_i, z_i)\}$) の場合、

$$f_{3D}(x, y, z; S_i, m_i) = \frac{q-1}{\pi D e^{\gamma(m_i - m_c)}} \left(1 + \frac{x^2 + y^2}{D e^{\gamma(m_i - m_c)}}\right)^{-q} h(z, z_i).$$

断層が数十 km 以上の大地震では、断層形状をモデルに組み込む必要がある。地震 i は有限震源の場合、

$$(2.5) \quad f_{3D}(x, y, z; z_i, S_i, m_i) = \frac{\iiint_{S_i} f^*(x-u, y-v) h(z, w) \tau_i(u, v, w) \, dudvdw}{\iiint_{S_i} \tau_i(u, v, w) \, dudvdw}.$$

ここで、 $\tau_i(u, v, w)$ は震源 S_i 上の任意の3次元位置 (u, v, w) の子地震生成率密度である。

したがって、2次元点震源、2次元有限震源、3次元点震源、3次元有限震源 ETAS モデルで推定されるパラメータはそれぞれ合計 7 個 ($\theta = (A, \alpha, c, p, D, q, \gamma)$), 8 個 ($\theta = (A, \alpha, c, p, D, D', q, \gamma)$), 8 個 ($\theta = (A, \alpha, c, p, D, q, \gamma, \eta)$), 9 個 ($\theta = (A, \alpha, c, p, D, D', q, \gamma, \eta)$) となる。

2.2 地震誘発の確率論的な説明

ETAS モデルでは、カタログから常時地震を抽出するために、以下のような定義を用いて、本震と余震の誘発関係を確率的に記述している。3次元有限震源 ETAS モデルを例として、イベント j が常時地震である確率 φ_j と、イベント j がそれ以前のイベント i によって引き起こされる確率 ρ_{ij} を以下のように定義する。

$$(2.6) \quad \varphi_j = \frac{\mu(x_j, y_j, z_j)}{\lambda(t_j, x_j, y_j | \mathcal{H}_{t_j})}.$$

$$(2.7) \quad \rho_{ij} = \frac{\kappa(m_i)g(t_j - t_i)f_{3D}(x_j - x_i, y_j - y_i, z_j; S_i, m_i)}{\lambda(t_j, x_j, y_j | \mathcal{H}_{t_j})}.$$

有限震源 S_i が多くのパッチ、 $S_{i\ell}$, $\ell = 1, 2, \dots, n_i$ に分割されていると仮定する。同様に、 S_i 上のパッチ ℓ によって引き起こされるイベント j の確率、つまり $\rho_{i\ell j}$ は、次のように定義することができる。

$$(2.8) \quad \rho_{i\ell j} = \frac{\iint\int_{S_{i\ell}} f^*(x-u, y-v)h(z, w)\tau_i(u, v, w) dudvdw}{\lambda(t_j, x_j, y_j | \mathcal{H}_{t_j}) \iint\int_{S_i} \tau_i(u, v, w) dudvdw}.$$

なお、イベント j が誘発されたイベント $\rho_j = \sum_{i=1}^{j-1} \rho_{ij}$ となる確率は、 $\varphi_j + \rho_j = 1$ である。 $j = 1$ の場合には、 $\rho_j = 0$, $\varphi_j = 1$ である。

式(2.6)と式(2.7)は、直接余震と二次余震を区別するための基準を与える。本震 i に対する、イベント j , $j = i+1, \dots, N$, が直接余震である確率 ρ_{ij} とすることで、その派生の過程を表すことができる。Zhuang et al. (2002)によって提案された確率的デクラスタリング手法は、このような考え方に基づいており、カタログ内のイベントをそれぞれ樹形図に分類することができる。

2.3 $\mu(x, y, z)$ と $\tau(u, v, w)$ の推定

3次元 ETAS モデルでは、総地震発生率 $M(x, y, z)$ をカーネル法で推定している。

$$(2.9) \quad \hat{M}(x, y, z) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^N K_{d_j}(x - x_j, y - y_j) \frac{\left(\frac{z}{Z}\right)^{d_z \frac{z_j}{Z}} \left(1 - \frac{z}{Z}\right)^{d_z(1 - \frac{z_j}{Z})}}{ZB\left(d_z \frac{z_j}{Z} + 1, d_z \left(1 - \frac{z_j}{Z}\right) + 1\right)}.$$

ここで、 d_z は深さ成分のベータカーネルのバンド幅であり、 d_j は経度・緯度成分のガウシアンカーネルのバンド幅である。

$$K_{d_j}(x, y) = \frac{1}{2\pi d_j^2} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2d_j^2}\right).$$

なお、 d_j は、イベント j とその n 番目に近いイベントとの距離で表される異なるイベントに対して、最小のカットオフ値(一般的に 0.02~0.05 度)を用いてそれぞれ異なる値を取るが、これは、震源決定誤差に相当すると考えられる。式(2.6)と式(2.9)を組み合わせることで、以下のようにして常時地震発生率を推定することができる。

$$(2.10) \quad \hat{\mu}(x, y, z) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^N \varphi_j K_{d_j}(x - x_j, y - y_j) \frac{\left(\frac{z}{Z}\right)^{d_z \frac{z_j}{Z}} \left(1 - \frac{z}{Z}\right)^{d_z(1 - \frac{z_j}{Z})}}{ZB\left(d_z \frac{z_j}{Z} + 1, d_z \left(1 - \frac{z_j}{Z}\right) + 1\right)}.$$

$\tau(u, v, w)$ を計算するには、式(2.5)を離散化したものを使用する。

$$(2.11) \quad f_{3D}(x, y, z; S_i, m_i) = \sum_{l=1}^{n_i} \frac{\tau_{il}}{P_i} f^*(x - u_{il}, y - v_{il}) h(z; w_{il}).$$

なお、 τ_{il} は (u_{il}, v_{il}, w_{il}) を中心とする S_i 上のパッチ l の生産率であり、 $P_i = \sum_{l=1}^{n_i} \tau_{il}$ はイベント i の総生産性、 n_i はパッチ数である。式(2.8)を用いれば、 $\tau_{il} = \sum_{j:j>i} \rho_{ilj}$ により τ_{il} を容易に算出することができる。しかし、我々の経験によれば、このような単純な処理は余震が高度にクラスター化されているパッチに大きな重みを与え、最終的にはパラメーター推定の数値を不安定にする可能性がある。これを避けるために、 τ_{il} の計算に平滑化係数を導入する。

$$(2.12) \quad \hat{\tau}_{il} = \frac{1}{H_{d_1, d_2}(l)} \sum_{j=1}^{n_i} K_{d_1, d_2}^*(u_j - u_l, v_j - v_l, w_j | w_l) \sum_{k:k>i} \rho_{ilk}.$$

ここで、平滑カーネル z_d は次の形をとる。

$$(2.13) \quad K_{d_1, d_2}^*(u, v, w | w') = K_{d_1}(u, v) \frac{\left(\frac{w}{Z}\right)^{d_2 \frac{w'}{Z}} \left(1 - \frac{w}{Z}\right)^{d_2} \left(1 - \frac{w'}{Z}\right)}{ZB\left(d_2 \frac{w'}{Z} + 1, d_2 \left(1 - \frac{w'}{Z}\right) + 1\right)}.$$

ここで、 d_1 および d_2 は、それぞれ水平成分のガウスカーネルおよび深さ成分のベータカーネルの帯域幅の値である。式(2.12)では、 j は S_i 上のすべてのパッチに適用され、次の式で正規化されていることに注意する。

$$H_{d_1, d_2}(l) = \sum_{j=1}^{n_i} K_{d_1, d_2}^*(u_j - u_l, v_j - v_l, w_j | w_l).$$

3. アルゴリズム

3.1 モデルの最尤推定

常時地震活動 $\mu(x, y, z)$ と本震の生産性 $\tau(u, v, w)$ が与えられると、最尤法を用いてモデルパラメータを推定することができる。対数尤度関数は次のように書くことができる (Daley and Vere-Jones, 2003)。

$$\log L(\theta) = \sum_j \log \lambda(t_j, x_j, y_j, z_j) - \int_0^Z \iint_R \int_{T_1}^{T_2} \lambda(t, x, y, z) dt dx dy dz.$$

なお、ここで $\theta = (A, \alpha, c, p, D, q, \gamma, \eta, D')$ において 3次元有限震源 ETAS モデルの場合、 j は、時間窓 $[T_1, T_2]$ 、解析領域 R 、および深度範囲 $[0, Z]$ 内のカタログ内のすべてのイベントを対象としている。Guo et al. (2017) は、2次元有限震源 ETAS モデルでモデルパラメータ、常時地震活動 $\mu(x, y)$ 、および本震の余震生成率密度 $\tau(u, v)$ を同時に推定するための反復アルゴリズムを提供している。3次元有限震源の場合、以下のような同様のアルゴリズムを使用してモデル推定を行う。

S1. イベント $j = 1, 2, \dots, N$ ごとに異なる変数ガウス帯域幅 d_j と全ての j に共通な深さ成分のためのベータバンド幅 d_z を設定する。

S2. $\ell = 0$ 、 $\mu^{(\ell)}(x, y, z) = \tau^{(\ell)}(u, v, w) = 1$ 、初期パラメータ $\theta = (A, \alpha, c, p, D, q, \gamma, \eta, D')$ 、および式(2.13)の平滑カーネルのバンド幅 d_1, d_2 を設定する。

S3. 式(2.11)および(2.12)によって $\tau^{(\ell)}(u, v, w)$ を数回更新して、安定した $\tau^{(\ell)}(u, v, w)$ を取得する。

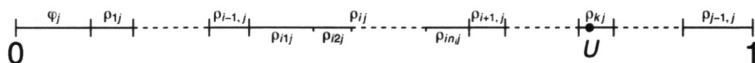


図 1. 確率的除群法の図. 各セグメントの長さは, 対応する確率の値を表す. i 目目のイベントには, n_i バッチを含む有限震源がある. U は, $[0, 1]$ に一様分布する乱数である. この図では, U はセグメント ρ_{kj} に分類され, イベント k が j の親として指定されていることを示している (Zhuang et al., 2019).

S4. 最尤推定 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 手順を使用して $\lambda(t, x, y, z \mid \mathcal{H}_t)$ をフィットさせ, モデルパラメータ $\hat{\theta}$ を更新し, $\hat{\theta}^{(\ell+1)}$ として記録する.

S5. 式 (2.6) の φ_j と式 (2.8) の ρ_{ij} を, $j = 1, 2, \dots, N$, $i = 1, 2, \dots, n_j$ および $i = 1, 2, \dots, N_{\text{sub}}$ について計算する. ここで, N_{sub} は有限震源の総数を表す.

S6. 式 (2.10) により $\hat{\mu}(x, y, z)$ を再計算し, $\mu^{(\ell+1)}(x, y, z)$ として記録し, 式 (2.12) により, $i = 1, 2, \dots, N_{\text{sub}}$, に対する $\hat{\tau}_i(u, v, w)$ を再計算し, $\hat{\tau}_i^{(\ell+1)}(u, v, w)$ として記録する.

S7. もし $\max |\mu^{(\ell+1)}(x, y, z) - \mu^{(\ell)}(x, y, z)| > \epsilon$ であると, その ϵ が収束を保証するのに十分に小さい正の数で, ℓ を $\ell + 1$ と更新し, ステップ S3 に進む. それ以外の場合は, $\hat{\mu}^{(\ell+1)}(x, y, z)$ と $\hat{\tau}_i^{(\ell+1)}(u, v, w)$ を出力し, 停止する.

3.2 確率的デクラスターリング

2.2 節の式 (2.6) と式 (2.7) で示されているように, 地震が常時イベントおよびトリガイイベントになる確率は, ETAS モデルによって計算できる. トリガイイベントは, それぞれのサブプロセスに分類され, それぞれのサブプロセスは特定のマザーイベントによってトリガされる.

これらの確率に基づいて, Zhuang et al. (2002) は地震カタログから常時地震活動を客観的に与えるための確率的デクラスターリング法を提案している. この節では, ETAS モデルの有限震源バージョンのデクラスターリングアルゴリズムをまとめる. カタログから系図を確率的に与えるアルゴリズムは以下の通りである.

S1. $j = 1$ を設定する.

S2. 区間 $[0, 1]$ の一様乱数 U_j を生成する.

S3. $U_j < \varphi_j$ ならば, イベント j を常時イベントとみなす.

S4. それ以外の場合は, $U_j < \varphi_j + \sum_{i=1}^I \rho_{ij}$ を満たす最小の I を選択し, イベント j をイベント I によってトリガされたものと見なす.

S5. イベント I の震源が有限である場合, $U_j < \varphi_j + \sum_{i=1}^{I-1} \rho_{ij} + \sum_{i=1}^J \rho_{iij}$ を満たす最小の J を見つける. そして, イベント j は震源 S_i 上のバッチ i によってトリガされたものとみなす. それ以外の場合, ステップ 6 に進む.

S6. $j = N$ の場合, 停止する. そうでなければ, $j = j + 1$ に設定し, 手順 S2 に進む.

このような, 手順に固有の不確実性は, 選択に使用される乱数のシードによって説明され, 選択を何度も繰り返すことによって定量化される.

この手順は図 1 に説明された.

3.3 シミュレーションアルゴリズム

$[0, t]$ の観測カタログがあれば, Zhuang (2011) の 2 次元 ETAS モデルのアルゴリズムに基づいて, $[t, t + \Delta t]$ の地震活動をシミュレーションすることができる. マグニチュード度数分布 (GR 則) で b 値を 1.0 と仮定することにより, 我々のアルゴリズムを 3 次元の場合に一般化する.

S1. 常時地震カタログを生成する. カタログ内の各イベント i について, $[0, 1]$ に一様分布するランダム変数 U_i を生成し, $U_i < \nu\varphi_i\Delta t/(t - t_0)$ の場合受け入れる. ここで, ν はデータのフィッティングの収束を速めるために $\mu(x, y, z) = \nu\mu_0(x, y, z)$ として導入され, t_0 はフィッティングの開始時間である. 選択されたイベントについて, その発生時刻を $[t, t + \Delta t]$ の一様分布, 震源を帯域幅 d_i の 2次元ガウス分布, 深さをデータフィッティングから得た η のベータ分布でそれぞれ与える. これらの新しいイベントを Generate 0, すなわち $G^{(0)}$ として記録する.

S2. $G^{(0)}$ を $G^{(\ell)}$ の集合とし, カタログ中のすべてのイベントを t 以前のものとする.

S3. $\ell \leftarrow 0$ を設定する.

S4. カタログ $G^{(\ell)}$ の各イベント $(t_i, x_i, y_i, z_i, m_i)$ について,

$$O_i^{(\ell)} \leftarrow \{(t_k^{(i)}, x_k^{(i)}, y_k^{(i)}, z_k^{(i)}, m_k^{(i)}) : k = 1, 2, \dots, N^{(i)}\}$$

として記録された $N^{(i)}$ 派生地震のシミュレーションを行う. $N^{(i)}$ は, 平均値が $\kappa(m_i)$ であるポアソン分布に従う乱数である. $t_k^{(i)}, x_k^{(i)}, y_k^{(i)}$ および $z_k^{(i)}$ はそれぞれ, 確率密度 $g(\cdot - t_i)$, $f(\cdot - x_i, \cdot - y_i)$ および $h(\cdot | z_i)$ から生成される. $t_k^{(i)} \in [t, t + \Delta t]$ で $O_i^{(\ell)}$ のイベントを選択し, $O_i^{(\ell)}$ として記録する.

S5. $G^{(\ell+1)} \leftarrow \bigcup_{i \in G^{(\ell)}} O_i^{(\ell)}$ を設定する.

S6. $G^{(\ell+1)}$ が空でない場合は $\ell \leftarrow \ell + 1$ と設定して, ステップ S4 に戻り, そうでなければ $G^{(0)} \cup \bigcup_{j=1}^{\ell} G^{(j)}$ を返す.

4. データ

このセクションと次のセクションでは, 新しい形式の ETAS モデルを日本, イタリア, 南カリフォルニアのデータに適用した例を示す (Guo et al., 2017, 2021; Zhuang et al., 2018).

2次元点震源と2次元有限震源の ETAS モデルを日本地域に適用し, 気象庁のカタログ(1964年1月1日から2014年7月31日まで)を用いて, 北緯 32~46 度, 東経 130~148 度を調査地域とした. 1983 年以降に発生した M7.5 よりも大きな 6 つの主要な地震を, 有限震源とし, マグニチュードの閾値は 4.0 に設定した(表 1). データとモデル設定の詳細については, Guo et al. (2017) を参照されたい.

イタリア地域については, INGV が編集した 2005 年から 2017 年までの ISIDE 地震カタログ

表 1. 日本, イタリア, 南カリフォルニアの主要な地震の一覧. SC は南カリフォルニアの略号.

Index		Year	Lon.(°E)	Lat. °N	Mag.	Depth (km)	Region
1	Akita-Oki	1983	139.07	40.36	7.7	14.0	Japan
2	Hokkaido-Nansei-Oki	1993	139.18	42.78	7.8	35.1	Japan
3	Sanriku-Haruka-Oki	1994	143.75	40.43	7.6	0.0	Japan
4	Tokachi-oki	2003	144.08	41.78	8.0	45.1	Japan
5	Tohoku	2011	142.86	38.10	9.0	23.7	Japan
6	Tohoku aftershock	2011	141.25	36.12	7.6	42.7	Japan
7	L'Aquila	2009	13.38	42.34	5.9	8.3	Italy
8	Finale Emilia	2012	11.20	44.90	5.9	9.5	Italy
9	Mirandola	2012	11.07	44.84	5.8	8.1	Italy
10	Amatrice	2016	13.23	42.70	6.0	8.1	Italy
11	Visso	2016	13.13	42.91	5.9	7.5	Italy
12	Norcia	2016	13.11	42.83	6.1	9.2	Italy
13	Landers	1992	-116.44	34.20	7.3	2.0	SC
14	Northridge	1994	-118.54	34.21	6.7	20.3	SC
15	Hector Mine	1999	-116.27	34.60	7.1	15.8	SC
16	Ridgecrest	2019	-117.60	35.77	7.1	10.1	SC

が使用されている。調査領域は北緯 35~48 度，東経 6~19 度とした。マグニチュード閾値は 2.9 に設定されている。有限震源として調査地域における 6 つの M5.5 以上の本震断層を地表に投影したものをを用いた(表 1)。データと研究地域の詳細は Zhuang et al. (2018)に記載されている。

南カリフォルニアへの適用には，1980 年から 2019 年までの南カリフォルニア地震データセンターのカタログデータを用いた。調査地域は，北緯 33~37 度，西経 122~114 度である。1990 年以降に発生した M6.5 以上のマグニチュードを持つ 4 つの主要な地震の破断形状が，有限震源 ETAS モデルに組み込まれている(表 1)。この研究のより詳細な設定については，Guo et al. (2021)を参照されたい。

5. 結果

5.1 モデルフィッティング

(1)点震源モデルと有限震源モデルの比較.

表 2 の 1 行目と 2 行目は，JMA データへの 2 次元点震源および 2 次元有限震源の ETAS モデルのフィッティング結果を示している。イタリア地域へのフィッティング結果は，3 行目と 5 行目に示されている。表 2 の 6~7 行目には南カリフォルニア地域の 3 次元点震源と 3 次元有限震源の ETAS モデルのフィッティング結果を示す。ここで，最後の列の尤度を比較すると，有限震源モデルが対応の点震源モデルより優れていることがわかる。また，余震生産性パラメータ α は，点震源モデルにおいて有限震源モデルよりも小さい。これは α 値が高いほど，小さなイベントと大きなイベントの余震生産性の差が大きくなるためである。表 2 の最後の 2 行については，マグニチュード 7.0 の場合，3 次元有限震源 ETAS モデルでは想定される余震の生産性が 34.3 から 224.5 に増加しており ($M_c=3.0$)，破断形状を取り入れることで大規模地震の生産性が飛躍的に向上することを示唆している。ここで α 値が大きいことは，余震がカタログ内の最大のイベントらによって直接発生する可能性が高いことを意味する。 α 値の違いは等方性空間応答カーネルを使用して，非等方性地震破壊源に対する余震発生率の異方性応答をモデル化することによって引き起こされる。これも Hainzl et al. (2008)，Guo et al. (2015b) および Zhuang et al. (2019)によって結論付けられた。また， A と α は反相関関係にあり， α が増加するとトレードオフとして各モデルのフィッティングで A が減少する。

(2)2次元モデルと3次元モデルの比較.

2次元 ETAS モデルと 3次元 ETAS モデルの唯一の比較は，3 行目と 5 行目である。尤度を比較すると，3次元モデルは 2次元モデルよりもイタリアのデータにはるかによく適合し，尤

表 2. 日本，イタリア，南カリフォルニアにおける ETAS モデルの各バージョンのフィッティング結果。*イベントの深さが一様分布(PDF: $h(z) = 1/Z, 0 \leq z \leq Z$) に従う 2次元モデルの対数尤度値。**イベントの深さがヒストグラム分布(PDF: $h(z) \propto \sum_i I(\text{int}(z) < z_i < \text{int}(z) + 1)$)に従う 2D モデルの対数尤度値。

Model Unit	A	α	c (10^{-2} day)	p	D^3 (10^{-4} deg 2)	q	γ	$D^{1/2}$ (10^{-4} deg 2)	η	log L
JMA										
2D-PS	0.34	1.33	1.16	1.12	1.91	1.56	1.33	-	-	-15526.4
2D-FS	0.18	1.80	1.85	1.10	1.62	1.74	1.45	2.14	-	-14628.7
Italy										
2D-PS	0.32	1.54	1.84	1.21	1.08	2.46	1.16	-	-	-5637.0*/-2426.9**
2D-FS	0.18	2.03	2.61	1.21	1.25	2.89	1.10	1.06	-	-4930.1*/-1719.9**
3D-PS	0.49	1.04	1.51	1.22	1.04	2.17	1.02	-	77.5	7445.4
S California										
3D-PS	0.58	1.02	0.46	1.10	0.15	1.57	1.07	-	53.8	2063.3
3D-FS	0.25	1.70	0.72	1.11	0.095	1.69	1.38	0.17	65.2	2916.8

度の増分が2次元点震源モデルと2次元有限点震源モデルの尤度差よりもはるかに大きいことがわかる。これは、深さの相関関係が地震活動の誘発に重要な役割を果たしていることを意味する。しかし、驚くべきことに、余震の生産性パラメータ α は、3次元点震源モデルにおいて、2次元点震源モデルよりも小さくなっている。同じ結果が Guo et al. (2015a) によって発見された。Zhuang et al. (2019) は、これは、余震イベントの場所が地表の2次元経度緯度空間に投影されると、3次元経度-緯度-深度空間のこのような異方性が減少するためであると説明した。このように α 値が低いため、Zhuang et al. (2019) は余震を分類する可能性が高い3次元点震源は第2世代以上の本震であると断定した。当時、3次元有限震源 ETAS モデルは実装されていなかったが、Zhuang et al. (2019) は3次元有限震源 ETAS モデルが地震活動のモデリングにおいて理想的であることを示した。上記の結果は、3次元有限震源 ETAS モデルがこれらすべてのモデルの中で最も適切であるという結論を裏付けている。

マグニチュード 7.0 の場合、3次元有限震源 ETAS モデルでは、想定される余震の生産性が 34.3 から 224.5 に増加しており ($m_c = 3.0$)、破断形状を取り入れることで大規模地震の生産性が飛躍的に向上することを示唆している。

5.2 モデルの検証

(1) と (2) と (3) と (5) のなかで使用した定式が確率的再構築法で評価できた (Zhuang et al., 2004)。たとえば、余震生成率と時間差分布の再構成に対応する方程式はそれぞれ、

$$\hat{\kappa}(m) = \frac{\sum_i \sum_j \rho_{ij} I(m_i \in [m - \Delta m, m + \Delta m])}{\sum_i \rho_{ij} I(m_i \in [m - \Delta m, m + \Delta m])},$$

$$\hat{g}(t) = \frac{\sum_i \sum_j \rho_{ij} I(t_i - t_j \in [t - \Delta t, t + \Delta t])}{2\Delta t \sum_{i,j} \rho_{ij}}$$

である。ここで、 ρ_{ij} は式(8)で定義され、 $I(X)$ は、 X が真であれば1、そうでなければ0の値を持つ指示関数である。

点震源の場合、次の式によって標準化された距離を定義し、

$$r_{ij} = \sqrt{\frac{(x_j - x_i)^2 + (y_j - y_i)^2}{De^{\gamma(m-m_c)}}},$$

さらに、空間応答の再構成では、式は、

$$\hat{f}_R(r) = \frac{\sum_i \sum_j \rho_{ij} I(r_{ij} \in [r - \Delta r, r + \Delta r])}{2\Delta r \sum_{i,j} \rho_{ij}}$$

で表され、有限震源の場合、余震は有限パッチの中心からの距離に応じて減衰し、再構成式は次のようになる。

$$(5.1) \quad \hat{f}'_R(r) = \frac{\sum_{i,l,j} \rho_{ilj} I(r_{ilj} \in [r - \Delta r, r + \Delta r])}{2\Delta r \sum_{i,l,j} \rho_{ilj}}.$$

r_{ilj} は、トリガとなったイベント j からパッチ l までの標準化された距離であり、以下の式で定義される。

$$(5.2) \quad r_{ilj} = \sqrt{\frac{(x_j - u_{il})^2 + (y_j - v_{il})^2}{D'}}.$$

図 2(a) の ETAS の 2次元点震源モデルと2次元有限震源モデルは日本地域の生産性分布、時間差分布、空間分布の再構築結果を示している。したがって、再構成された生産性分布は、理

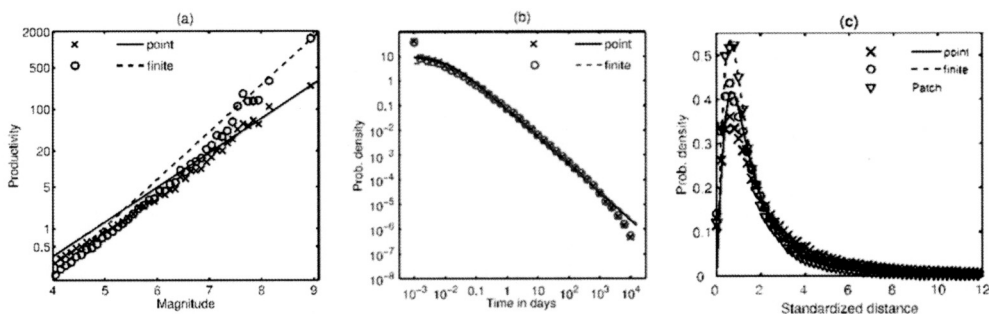


図 2. (a)生産性分布, (b)タイムラグ(本震後の経過時間)分布, (c)震源間距離分布の再構成結果. $\kappa(M)$ の時間分布と空間分布の確率密度関数の理論曲線を点線と破線でそれぞれプロットしたものである. (c)の丸は, 有限震源上のパッチまでの距離から再構成した結果である. この図は Guo et al. (2017) の図 3 を修正したものである.

論直線よりも低い A 値と大きい α 値を持つ傾向がある. 有限震源モデルでは, この偏差は有限震源を持つ大きな地震に対して補正されている. 図 2(b)では, 時間差分布は 2 つのモデルでほぼ同じであり, また確率密度は理論曲線と非常によく一致している. 図 2(c)から, 空間的な余震の集中性は有限震源モデルの方が大きく, また余震の空間的な減衰が速くなるのがわかる. 特に, 断層形状を取り入れることにより, 有限震源モデルの式 (3.1) の結果は理論曲線と完全に一致していることが示唆される.

5.3 断層面で生産性密度分布

有限震源 ETAS モデルによって明らかにされたもう 1 つの重要な結果は, 余震の生産率密度パターンと本震によって引き起こされた地震時のすべりとの相関関係である. 図 3 は, 3 つのデータセットからの 3 つの主要な地震の結果を示している. その 3 つの地震は東日本大地震 (Guo et al., 2017 を参照), ノルチャ地震 (Zhuang et al., 2018), リッジレスト地震 (Guo et al., 2021) である. その中で, 最初の 2 つのパターンは 2 次元バージョンの有限震源 ETAS モデルに基づいており, 3 番目のパターンは 3 次元バージョンの有限震源 FS モデルに基づいている.

図 3(a) は東北地方太平洋沖地震の結果は, すべりパターンの詳細は大きく異なるが, 大きなすべり領域の張り出しや全モーメントの解放などの主要な特徴は類似している. それらを我々の結果と比較すると, 断層の浅い部分では生産性が非常に低く, すべりが非常に大きいことがわかった. これは, プレート界面に蓄積された弾性ひずみが既に地震時に解放されているためと考えられる (Yagi and Fukahata 2011). したがって, 子地震生成率密度の高い場所は, 主にすべり量の大きい領域から小さい領域への移行部や, 2 つのアスペリティの間に位置すると考えられる. 結果を図 2 に示す本震のすべり分布は, Dregger (1994) から引用した. 図 3(c) のリッジレスト地震では生産性の高い値が断層面右上に存在している. 高い余震生産性を示す領域は主に 5km から 15km の間に分布しており, 中央部では 20km の深さまですべりが広がっている.

図 3 では, 生産性の高いパッチが, 全体的に高スリップ領域と相補的なパターンを形成している. 例えば, 図 3(c) に示したリッジレスト地震のすべりと余震生産性のパターンは, 全体的にやや相補的なものとなっている. 生産性が最も高い領域は断層の北端であり, ここでは地震時のすべりが比較的低い.

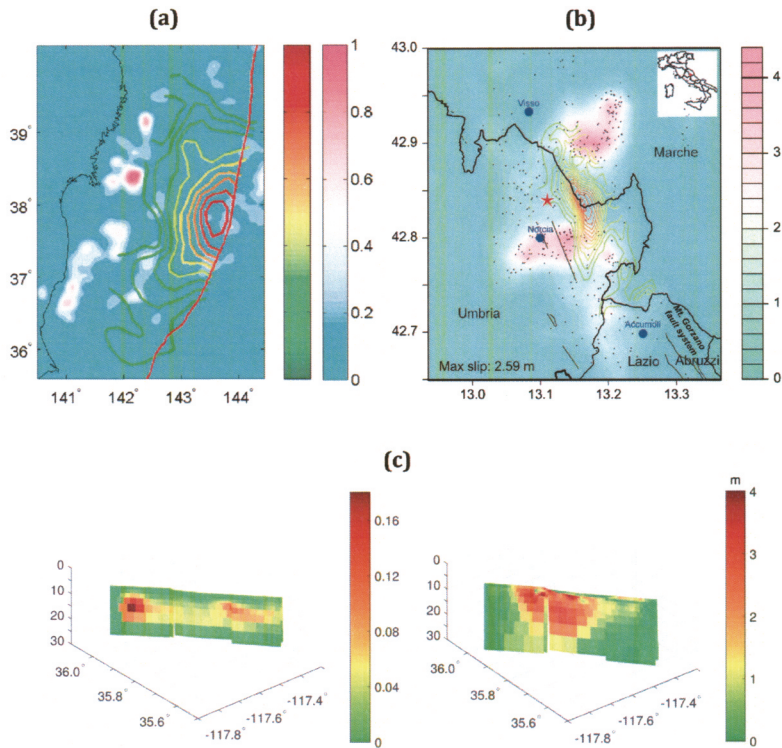


図 3. 有限震源 ETAS モデルによる推測 1 次余震生産率密度と破裂領域の地震すべりのパターンの比較. (a)2011 年東北地方太平洋沖地震の相対的な生産性分布. 等値線は, Yagi and Fukahata (2011) のすべり分布であり, 左のカラーバーはすべり量, 右側では, 生産性を示す. この図は Guo et al. (2017) の図 5 を修正したものである. (b) ノルチャ地震. ゼロから最大までの地震時すべりの値は, 虹色の緑から赤までの等高線で示されている. 赤い星は本地震の震央位置を表し, 青い点はその地域の町や都市の場所を表している. 黒い点は, 本震の直後に発生した小地震の位置を示している. また, 活断層の痕跡もプロットされている. この図は Zhuang et al. (2018) の図 10 から選択された. (c) リッジクレスト地震性すべり(左パネル)と余震生産率密度分布(右パネル). すべりモデルは, Jin と Fialko (2020) を参考にしている. この図は Guo et al. (2021) の図 S1 を修正したものである.

6. まとめ

いずれの地震に対しても, 有限震源モデルでは, 震源域の生産性のスケーリングパラメータ α が大きくなり, より大きなマグニチュードの地震の誘発能力が向上している. すなわち, FS モデルでは, 本震の破壊域での余震は直接余震として捉えられ, PS モデルでは二次余震として認識される可能性が高い.

日本, イタリア, 南カリフォルニアのデータに ETAS モデルを適用し, 余震生産性の再構築されたパターンにより, 本震の断層面上に生産性の値を補間することが可能となった. 全体として, すべりと余震の生産性は相補的なパターンを形成する. このことは, 余震が地震後の応力緩和の役割を果たし, 応力の変化に対応していることを示す. また, 大規模なすべり領

域の内部では余震はほとんど観測されておらず、本震の発生時には、このような大規模なすべり領域は破壊されていることから、本震発生後に発生する余震が限られていることが示唆される。その結果、その後に発生する余震は、大規模なアスペリティの周辺付近で発生する傾向がある。この結果は、これまでの余震分布に関する研究 (Das and Henry, 2003; Ebel and Chambers, 2016; Wetzler et al., 2018; Woessner et al., 2006) と一致している。

新しいモデルの地震活動を予測する際のパフォーマンスについて簡単に説明する。1-day の地震予測に 3 次元点震源 ETAS モデルを適用することは簡単であり、2 次元点震源 ETAS モデルに対して確実に優れたパフォーマンスを提供する。ただし、有限震源 ETAS モデルを適用することは容易ではない。これは、生産率密度の推定に地震系列全体の情報が必要であり、本震の発生直後には利用できないためである。Guo et al. (2021) は、初期余震の位置の情報を使用することにより、生産率密度の空間的変動の大まかな推定が初期余震の場所の予測を改善できることを示した。

謝 辞

著者は有益なコメントを寄せてくれた査読者に感謝する。この研究は科研費 19H04073 によってサポートされたものである。

参 考 文 献

- Bach, C. and Hainzl, S. (2012). Improving empirical aftershock modeling based on additional source information, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth* (1978–2012), 117(B4).
- Console, R. and Murru, M. (2001). A simple and testable model for earthquake clustering, *Journal of Geophysical Research*, **106**(B5), 8699–8711.
- Console, R., Murru, M. and Lombardi, A. M. (2003). Refining earthquake clustering models, *Journal of Geophysical Research*, **108**(B10), 2468.
- Daley, D. D. and Vere-Jones, D. (2003). *An Introduction to Theory of Point Processes—Volume 1: Elementary Theory and Methods*, 2nd ed., Springer, New York.
- Das, S. and Henry, C. (2003). Spatial relation between main earthquake slip and its aftershock distribution, *Reviews of Geophysics*, **41**(3), 1013.
- Dreger, D. (1994). Empirical Green's function study of the January 17, 1994 Northridge, California earthquake, *Geophysical Research Letters*, **21**(24), 2633–2636.
- Ebel, J. E. and Chambers, D. W. (2016). Using the locations of $M \geq 4$ earthquakes to delineate the extents of the ruptures of past major earthquakes, *Geophysical Journal International*, **207**, 862–875.
- Guo, Y., Zhuang, J. and Zhou, S. (2015a). A hypocentral version of the space–time ETAS model, *Geophysical Journal International*, **203**(1), 366–372.
- Guo, Y., Zhuang, J. and Zhou, S. (2015b). An improved space-time ETAS model for inverting the rupture geometry from seismicity triggering, *Journal of Geophysical Research*, **120**, 3309–3323.
- Guo, Y., Zhuang, J., Hirata, N. and Zhou, S. (2017). Heterogeneity of direct aftershock productivity of the main shock rupture, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **122**(7), 5288–5305.
- Guo, Y., Zhuang, J. and Ogata, Y. (2019). Modeling and forecasting aftershocks can be improved by incorporating rupture geometry in the ETAS model, *Geophysical Research Letters*, **46**(22), 12881–12889.

- Guo, Y., Zhuang, J. and Zhang, H. (2021). Heterogeneity of aftershock productivity along the mainshock ruptures and its advantage in improving short-term aftershock forecast, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **126**, e2020JB020494.
- Gutenberg, B. and Richter, C. F. (1956). Magnitude and energy of earthquakes, *Annals of Geophysics*, **9**(1), 1–15.
- Hainzl, S., Christophersen, A. and Enescu, B. (2008). Impact of earthquake rupture extensions on parameter estimations of point-process models, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **98**(4), 2066–2072.
- Hawkes, A. G. (1971a). Point spectra of some mutually exciting point processes, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, **33**(3), 438–443.
- Hawkes, A. G. (1971b). Spectra of some self-exciting and mutually exciting point processes, *Biometrika*, **58**(1), 83–90.
- Jin, Z. and Fialko, Y. (2020). Finite slip models of the 2019 Ridgecrest earthquake sequence constrained by space geodetic data and aftershock locations, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **110**(4), 1660–1679.
- Marsan, D. and Lengliné, O. (2010). A new estimation of the decay of aftershock density with distance to the mainshock, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth* (1978–2012), **115**(B9).
- Nishikawa, T. and Ide, S. (2017). Detection of earthquake swarms at subduction zones globally: Insights into tectonic controls on swarm activity, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **122**(7), 5325–5343.
- Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *Journal of the American Statistical Association*, **83**, 9–27.
- Ogata, Y. (1998). Space-time point-process models for earthquake occurrences, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **50**, 379–402.
- Omori, F. (1894). On the aftershocks of earthquakes, *Journal of the College of Science, Imperial University of Tokyo*, **7**, 111–200.
- Reverso, T., Marsan, D. and Helmstetter, A. (2015). Detection and characterization of transient forcing episodes affecting earthquake activity in the Aleutian Arc system, *Earth and Planetary Science Letters*, **412**, 25–34.
- Tsuruoka, H., Hirata, N., Schorlemmer, D., Euchner, F., Nanjo, K. Z. and Jordan, T. H. (2012). CSEP testing center and the first results of the earthquake forecast testing experiment in Japan, *Earth, Planets and Space*, **64**(8), 661–671.
- Utsu, T. (1969). Aftershock and earthquake statistics (I), Some parameters which characterize an aftershock sequence and their interrelations, *Journal of the Faculty of Science, Hokkaido University, Japan, Series*, **3**(3), 129–195.
- Wetzler, N., Lay, T., Brodsky, E. E. and Kanamori, H. (2018). Systematic deficiency of aftershocks in areas of high coseismic slip for large subduction zone earthquakes, *Science Advances*, **4**(2), eaao3225.
- Woessner, J., Schorlemmer, D., Wiemer, S. and Mai, P. (2006). Spatial correlation of after-shock locations and on-fault main shock properties, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **111**(B8), B08301.
- Yagi, Y. and Fukahata, Y. (2011). Rupture process of the 2011 Tohoku-oki earthquake and absolute elastic strain release, *Geophysical Research Letters*, **38**(19), L19307.
- Zhuang, J. (2011). Next-day earthquake forecasts by using the ETAS model, *Earth, Planet, and Space*, **63**, 207–216.
- 庄 建倉, 尾形 良彦 (2021). 統計地震学における ETAS モデル-その進展とホークス型モデル, *統計数理*, **69**(2), 145–163.

- Zhuang, J., Ogata, Y. and Vere-Jones, D. (2002). Stochastic declustering of space-time earthquake occurrences, *Journal of the American Statistical Association*, **97**(3), 369–380.
- Zhuang, J., Ogata, Y. and Vere-Jones, D. (2004). Analyzing earthquake clustering features by using stochastic reconstruction, *Journal of Geophysical Research*, **109**(3), B05301.
- Zhuang, J., Chang, C.-P., Ogata, Y. and Chen, Y.-I. (2005). A study on the background and clustering seismicity in the Taiwan region by using point process models, *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, **110**(B5), 1978–2012.
- Zhuang, J., Murru, M., Falcone, G. and Guo, Y. (2018). An extensive study of clustering features of seismicity in Italy from 2005 to 2016, *Geophysical Journal International*, **216**(1), 302–318.
- Zhuang, J., Murru, M., Falcone, G. and Guo, Y. (2019). An extensive study of clustering features of seismicity in Italy from 2005 to 2016, *Geophysical Journal International*, **216**, 302–318.

Extended Versions of the Space-time ETAS Model and Their Applications

Yicun Guo¹ and Jiancang Zhuang^{2,3}

¹Key Laboratory of Computational Geodynamics, University of Chinese Academy of Sciences

²The Institute of Statistical Mathematics

³Department of Statistical Science, School of Multidisciplinary Sciences,
The Graduate University for Advanced Studies (SOKENDAI)

This paper summarizes several extended versions of the space-time Epidemic-type Aftershock Sequence (ETAS) model. The ETAS model is commonly accepted as a standard model in statistical seismology, and its extended versions include the 2D finite source (FS) model, the 3D hypocentral model, and the 3D-FS model. The finite source model incorporates the rupture geometries of large earthquakes, while the 3D hypocentral model considers focal depths of earthquakes. The relevant algorithms for model estimation, stochastic declustering, and earthquake simulations are given. Additionally, the results from previous applications of the finite source and 3D ETAS models to Japan, Italy, and Southern California are summarized. The 2D-FS and 3D-FS models enhance the productivity of mainshocks by yielding a larger α value than the point source model. Comparing the aftershock productivity with the coseismic slip suggests that large slip areas are depleted of aftershocks, and the trajectory of the productivity pattern on the fault plane demonstrates the apparent compensation to the slip.

余震誘発効果を考慮した繰り返し地震の予測

野村 俊一¹・田中 昌之²

(受付 2021 年 2 月 4 日；改訂 5 月 24 日；採択 5 月 25 日)

要 旨

地震活動の予測に用いられる点過程モデルは、最も単純なポアソン過程を除けば、活断層などの同一震源上で周期的に繰り返される地震に対する更新過程と、各地震の余震誘発効果を取り入れた ETAS (Epidemic-type aftershock sequence) モデルとに大別される。しかし、数年周期で繰り返される比較的小さい繰り返し地震は、普段は周期的に発生しながらも、周辺で起こる大地震の影響を受けて発生間隔が急激に狭まることがあり、更新過程と ETAS モデルの両方の特徴を併せ持っている。本稿では、このような繰り返し地震に対して、大地震による余震誘発効果を相対的な時間進行率の変化として取り入れた非定常更新過程モデルを提案する。提案モデルを東北地方太平洋沖に分布する繰り返し地震系列群へと適用し、2011 年東北地方太平洋沖地震の影響を踏まえた将来の地震発生確率を評価する。

キーワード：繰り返し地震、確率予測、Brownian Passage Time 分布、更新過程、ETAS モデル。

1. はじめに

地震は岩石破壊によって引き起こされる断層の急激なずれ滑りがもたらす自然現象である。同じ断層では、地震が起こるとそれまで断層面に蓄えられた応力がある程度解放されて、そこからプレート運動などによる応力の蓄積が再開するという一連のサイクルによって地震が繰り返されている。したがって、この 1 サイクルにかかる期間すなわち地震発生間隔を確率変数とみなして、それぞれが独立同一分布に従うと仮定された点過程モデルである更新過程がこうした繰り返し地震の解析と予測にしばしば用いられている (例えば、地震調査研究推進本部地震調査委員会の予測手法, <https://www.jishin.go.jp/main/choukihyoka/01b/chouki020326.pdf> など)。

国内の主要な活断層や海溝沿いのプレート境界で繰り返される大地震に対しては、政府機関の地震調査研究推進本部 (地震本部) が将来 10~300 年の地震発生確率を評価し一般公開している (https://www.jishin.go.jp/evaluation/long_term_evaluation/)。地震本部による将来地震発生確率の評価では、最後の活動時期が推定されている活断層に対して更新過程が適用され、そうでない活断層にはポアソン過程が適用されている。これらの大地震は繰り返される周期がそれぞれ数十年から数万年と非常に長いので、予測が適切であったかを将来の地震活動から検証するには少なくとも数十年の期間を要する。そこで、Okada et al. (2012) は日本海溝から東北日本太平洋沿岸にかけてのプレート沈み込み帯において同一震源で数年周期に繰り返されているより小規模な繰り返し地震に対して、岡田 他 (2007) および岡田 (2009) で提案された対数正

¹ 早稲田大学 商学学術院会計研究科：〒169-0051 東京都新宿区西早稲田 1 丁目 6

² 気象研究所 地震津波研究部：〒305-0052 茨城県つくば市長峰 1 丁目 1

規分布を用いた更新過程による予測実験を行い、2006年7月から2010年の期間において1年単位で予測性能を評価した結果を報告している。また、田中他(2018)は同カタログにて繰り返し回数や予測期間による予測性能の違いについて詳細に議論している。これらの予測実験では概ね良好な予測成績が得られてきたが、2011年東北地方太平洋沖地震(M9.0)が起こって以降、当該地震の周辺に位置する繰り返し地震の繰り返し間隔が非常に短くなり予測を難しくする状況が続いてきた(田中・岡田, 2015, 2016; 田中, 2017, 2018, 2019, 2020)。

小規模で発生間隔の短い繰り返し地震に対する予測では、応力蓄積率の短期的な変化に伴って繰り返し地震の発生間隔も変化するという課題がある。小規模な地震活動は、周辺の大地震による余震活動や、スロースリップと呼ばれる通常の地震よりはるかにゆっくりしたプレートの広範囲でのすべりなどの影響を受けてしばしば変化している。繰り返し地震の予測に従来用いられてきた更新過程は、プレート運動による応力の蓄積が一定の速度で進んでいくことを前提とした定常なモデルであったが、上記の現象によりプレート運動が加速すると応力の蓄積率も加速されてしまうため、小規模な繰り返し地震に対する定常なモデルの当てはまりはときに非常に悪くなる。そのような繰り返し間隔の変化に対して、Nomura et al. (2014)は定常な更新過程に対して時間変化する応力蓄積率に比例した時間変換を施すことで得られる非定常更新過程を提案し、プレート境界に分布する繰り返し地震活動に適用することで相対的な蓄積率(relative loading rate)の時空間変化を推定した。その際、相対的蓄積率の時空間変化は区分多項式であるB-スプライン関数により表現しており、そのため過去の蓄積率の推移をそのまま将来へと補外して予測することは難しい。

そこで本研究では、地震の余震誘発効果を取り入れた点過程であるETASモデル(Ogata, 1988)の考え方をこの非定常更新過程に取り入れたモデルを提案する。マーク付きHawkes過程の一種であるETASモデルでは、点過程の条件付き強度が定数のバックグラウンド強度と各地震の余震誘発強度の和で表現される。提案モデルでは、上に述べた非定常更新過程の相対的な蓄積率の推移を、定数と大地震後の余震誘発効果の和で表現する。それにより将来の蓄積率の推移の予測が可能となるため、大地震後の余震誘発効果を考慮した繰り返し地震の予測手法も同時に提案する。

提案手法を東北地方太平洋沖に存在する中規模の繰り返し地震群の2019年までの発生データへと適用し、2011年東北地方太平洋沖地震以降の余震発生頻度の時間推移を大森・宇津の法則に従って推定および予測した上で、2020年における繰り返し地震の発生確率の評価を与える。

2. 繰り返し地震のモデル

本節では、提案モデルとその予測手法を示す。地震調査研究推進本部(以下、「地震本部」という)が国内の主要活断層における繰り返し地震に適用している更新過程から出発し、それを非定常な更新過程へと拡張し、最後に大地震後の余震誘発効果を取り入れた提案モデルを導入していく。

2.1 定常更新過程

ランダムなイベント発生時刻の系列 $t_1 < t_2 < \dots < t_i < \dots$ を考え、その発生間隔を $X_i = t_{i+1} - t_i, i = 1, 2, \dots$ とおく。この発生間隔 $\{X_i\}$ が独立同一分布に従うとき、 $\{t_i\}$ は更新過程に従うという。更新過程は点過程モデルの一種であり、過去の発生履歴が与えられた下での次の条件付き強度関数 $h(t|\mathcal{H}_t)$ によって特徴付けられる：

$$(2.1) \quad h(t|\mathcal{H}_t) = \lim_{\Delta \downarrow 0} \frac{P(\text{イベントが } [t, t + \Delta) \text{ で起こる } | \mathcal{H}_t)}{\Delta}.$$

ここで、 \mathcal{H}_t は時刻 t 以前の過去の発生履歴 $\{t_i; t_i < t\}$ を表す。更新過程では各発生間隔が独立同一分布に従うために、時刻 t 以前の最後の発生時刻を t_L とおくと、条件付き強度は

$$(2.2) \quad h(t|\mathcal{H}_t) = \nu(t - t_L)$$

の形で表すことができる。この非負値関数 $\nu(\cdot)$ はハザード関数と呼ばれる。ハザード関数は、発生間隔 X が x をちょうど超えた時点での瞬間的な発生確率として次のように求められる：

$$(2.3) \quad \nu(x) = \lim_{\Delta \downarrow 0} \frac{P(x \leq X < x + \Delta | X > x)}{\Delta} = \frac{f(x)}{1 - F(x)}.$$

ただし、 $F(\cdot)$ は発生間隔の累積分布関数、 $f(\cdot)$ は発生間隔の確率密度関数である。未知のパラメータ θ に依存する条件付き強度 $h_\theta(t|\mathcal{H}_t)$ と、観測期間 $[S, T)$ 内の発生時刻 $S \leq t_1 < t_2 < \dots < t_n < T$ が与えられたとき、点過程の尤度は

$$(2.4) \quad L_{[S, T)}(\theta | t_1, \dots, t_n) = \exp \left\{ - \int_S^T h_\theta(t|\mathcal{H}_t) dt \right\} \prod_{i=1}^n h_\theta(t_i|\mathcal{H}_{t_i}),$$

と定義される (Daley and Vere-Jones, 1988)。点過程が定常な更新過程であるならば、時刻 t 以前の最後の発生時刻を t_L としたときの条件付き強度は $t_L \geq 0$ のとき

$$(2.5) \quad h_\theta(t|\mathcal{H}_t) = \frac{f(t - t_L|\theta)}{1 - F(t - t_L|\theta)},$$

と表される。特に、観測期間の初期時刻 S を繰り返し地震の最初の発生時刻 t_1 の直後としたとき、尤度は

$$(2.6) \quad L_{[S, T)}(\theta | t_1, \dots, t_n) = \{1 - F(T - t_n|\theta)\} \prod_{i=2}^n f(t_i - t_{i-1}|\theta),$$

となる。

観測期間の終了時刻 T から将来の期間 $[T, T + \Delta)$ における地震発生確率は、次式により求まる：

$$(2.7) \quad F_T(\Delta|\theta) = \frac{F(T + \Delta - t_n|\theta) - F(T - t_n|\theta)}{1 - F(T - t_n|\theta)}.$$

このときパラメータ θ の値が未知であれば、たとえば上の尤度から得られる最尤推定値 $\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} L_{[S, T)}(\theta | t_1, \dots, t_n)$ を代入した $F_T(\Delta|\hat{\theta})$ により将来の地震発生確率を評価できる。

2.2 Brownian Passage Time 分布

地震本部では国内の主要な活断層における繰り返し地震の予測にこの更新過程を適用している。更新過程における発生間隔の確率分布としては、いくつかの候補となる分布の中から Brownian Passage Time 分布 (以下「BPT 分布」という。) と呼ばれる確率分布が採用されている。BPT 分布は、統計学では逆ガウス分布やワルド分布の名で知られているが、地震学においては背景として仮定される物理モデル (ブラウン緩和振動過程) に因んでこの名前では呼ばれている。Matthews et al. (2002) により提案されたブラウン緩和振動過程は、断層で地震を起こそうとする応力状態 $S(t)$ の時間推移を次の確率微分方程式により定義している：

$$(2.8) \quad dS(t) = \lambda dt + \sigma dW(t).$$

この式の右辺は、プレート運動による定常的な応力蓄積に対応するドリフト項 λdt と、周辺地震活動による応力擾乱に対応する拡散項 $\sigma dW(t)$ ($W(t)$ は標準ブラウン運動) の和として定義

されている。応力が一定の破壊強度 S_f に達したときに地震が起こり、そのときの応力開放によって応力は一定の水準 S_0 まで降下するという一連の物理的プロセスを仮定している。さらに、応力状態 $S(t)$ が断層の破壊強度 S_f に達すると地震が発生し、一定水準 S_0 まで応力降下することを仮定することにより、応力降下から再び破壊強度に至るまでの地震発生間隔が理論的に BPT 分布に従うこととなる。

BPT 分布の累積分布関数は、標準正規分布の累積分布関数 Φ を用いて

$$(2.9) \quad F(x|\mu, \alpha) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\alpha\sqrt{\mu x}}\right) + \exp\left(\frac{2}{\alpha^2}\right) \Phi\left(-\frac{x+\mu}{\alpha\sqrt{\mu x}}\right) \quad (x > 0),$$

と表され、確率密度関数は

$$(2.10) \quad f(x|\mu, \alpha) = \sqrt{\frac{\mu}{2\pi\alpha^2 x^3}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\mu\alpha^2 x}\right\} \quad (x > 0),$$

と表される。ここで、 x は発生間隔であり、 μ と α はその平均および変動係数(標準偏差/平均)を表すパラメータとなっている。これらのパラメータは、上述したブラウン緩和振動過程におけるパラメータと以下のとおり対応している。

$$(2.11) \quad \mu = \frac{S_f - S_0}{\lambda},$$

$$(2.12) \quad \alpha = \frac{\sigma}{\sqrt{\lambda(S_f - S_0)}}.$$

上式から分かるように、地震活動間隔の平均 μ は応力の蓄積率 λ と反比例し、変動係数 α は拡散項の係数 σ に比例した関係となっている。

2.3 非定常更新過程

ここまで紹介した更新過程は、プレート運動による恒常的な一定の応力蓄積率を前提として発生間隔が独立同一分布に従う定常なモデルであった。ところが、実際のプレート運動は時空間的に不均質であり、大地震やスロースリップなどの影響を受けてしばしば変化する。短期的なプレート運動の加速などの影響で応力の蓄積速度が変化すると、その影響で小規模な繰り返し地震の発生間隔も変化するため、定常な更新過程では当てはまりが悪くなってしまう。

こうした繰り返し地震活動の変化に対応するため、Nomura et al. (2014)は BPT 分布の更新過程を時間的に非定常なモデルへと拡張して小繰り返し地震に適用している。繰り返し地震系列の震源断層における相対的蓄積率の変化を時間関数 $\nu(t)$ で表現すると、BPT 分布更新過程における (2.9) 式の応力推移は次式の形へと変わる：

$$(2.13) \quad dS(t) = \lambda \cdot \nu(t) dt + \sigma \cdot \sqrt{\nu(t)} dW(t).$$

この応力変分の式では、ドリフト係数が $\lambda \cdot \nu(t)$ 、拡散係数(拡散項の係数の二乗)が $\sigma^2 \cdot \nu(t)$ と、それぞれ相対的蓄積率 $\nu(t)$ に比例している。これは、拡散項は周辺地震活動による独立増分を表すため、周辺地震の発生数が相対的蓄積率 $\nu(t)$ に比例して変化すると、分散の加法性から拡散係数も同様に変化するという考えに基づいている。このようなモデルでは、繰り返し地震の発生間隔はそのまま BPT 分布には従わなくなるが、相対的蓄積率 $\nu(t)$ に比例して時間が進行するような時間変換 $\Lambda(t) = \int_S^t \nu(s) ds$ を施すことにより、変換後時間における応力推移式は (2.9) 式のようになり、変換後時間 $\Lambda(t)$ における発生間隔が BPT 分布に従うようになる。このように、時間変換によって通常の更新過程に帰着される非定常更新過程は Trend renewal process (Lindqvist et al., 2003) と呼ばれる。相対的蓄積率 $\nu(t) = \nu(t|\theta)$ もパラメータ θ の一部に依存

するものとして、発生時刻 t_1, \dots, t_n および観測終了時刻 T の $\Lambda(t) = \Lambda(t|\theta) = \int_S^t v(s|\theta)ds$ による変換後時間 $\Lambda(t_1), \dots, \Lambda(t_n), \Lambda(T)$ を用いると、観測期間の初期時刻 S を繰り返し地震の最初の発生時刻 t_1 の直後としたときの非定常更新過程の尤度は次の形となる (近江・野村, 2019) :

$$(2.14) \quad \tilde{L}_{[S,T]}(\theta|t_1, \dots, t_n) = (1 - F(\Lambda(T) - \Lambda(t_n)|\theta)) \prod_{i=2}^n f(\Lambda(t_i) - \Lambda(t_{i-1})|\theta) \prod_{i=2}^n \nu(t_i|\theta).$$

ここで、(2.6)式の定常な更新過程の尤度と区別するために非定常更新過程の尤度を \tilde{L} と表している。

2.4 大地震の余震誘発効果を考慮した繰り返し地震予測

大地震後の余震発生頻度の推移を記述する大森・宇津の法則 (宇津, 1957) を踏まえて、本震発生時刻を t_{main} において蓄積率の推移を次のようにモデル化する :

$$(2.15) \quad v_{OU}(t|K, c, p) = \begin{cases} 1, & t \leq t_{main}, \\ 1 + \frac{K}{(t-t_{main}+c)^p}, & t > t_{main}. \end{cases}$$

ここで、パラメータ θ には K, c, p が含まれることとなる。このとき

$$(2.16) \quad \Lambda_{OU}(t|K, c, p) = \int_S^t v_{OU}(s|K, c, p)ds = \begin{cases} t - S, & t \leq t_{main}, \\ t - S + \frac{K}{p-1} \left\{ \frac{1}{c^{p-1}} - \frac{1}{(t-t_{main}+c)^{p-1}} \right\}, & t > t_{main}, \end{cases}$$

による時間変換を施すことにより、時間変換後の発生間隔が BPT 分布に従うようになる。

将来の蓄積率 $\nu(t)$ に基づく時間変換を $\Lambda(t) = \int_S^t v(s)ds$ とおくと、観測期間の終了時刻 T から将来の期間 $[T, T + \Delta)$ における地震発生確率は、次式により求まる :

$$(2.17) \quad \tilde{F}_T(\Delta|\theta) = \frac{F(\Lambda(T + \Delta) - \Lambda(t_n)|\theta) - F(\Lambda(T) - \Lambda(t_n)|\theta)}{1 - F(\Lambda(T) - \Lambda(t_n)|\theta)}.$$

上式の分母は地震発生時刻 t_n から T までの間に地震が起こらない確率、分子は地震発生時刻 t_n から $T + \Delta$ までの間に地震が起こらない確率を表している。これらの確率の比を取ること、上式は地震発生時刻 t_n から T までの間に地震が起こらなかったとき、さらに時刻 $T + \Delta$ までの間に地震が起こらない条件付き確率となっている。このときパラメータ θ の値が未知であれば、たとえば上の尤度から得られる最尤推定値 $\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} \tilde{L}_{[S,T]}(\theta|t_1, \dots, t_n)$ を代入した $\tilde{F}_T(\Delta|\hat{\theta})$ により将来の地震発生確率を評価できる。

3. データ

本解析では、気象庁の震度計 (加速度計) で観測された震度 3 以上の地震波形記録から抽出された 2019 年末までの地震カタログから特定された東北地方太平洋沖の繰り返し地震データを用いた。繰り返し地震の特定にあたっては、3 軸 (上下方向と直行する水平 2 方向) それぞれにおいて波形の相関が、2012 年以前は設置数が少ない、東北地方太平洋沖地震により一部使えない地点などがあり 0.8 以上とし、2013 年以降は 0.9 以上であることを基準とした。そうして特定された繰り返し地震系列のうち、2011 年 3 月 11 日の東北地方太平洋沖地震を挟んで地震が繰り返されている 5 系列を選んで解析対象とする。図 1 には各系列の震央位置を番号付きの星印で示している。Group 1 の震源深さは約 36 km, Groups 2-5 は 50 km 前後であり、いずれも太平洋プレート沈み込み帯のプレート境界付近で繰り返されている地震系列となっている。

図 2 には、系列ごとの発生時期とマグニチュードを示している。同じ系列内でもマグニ

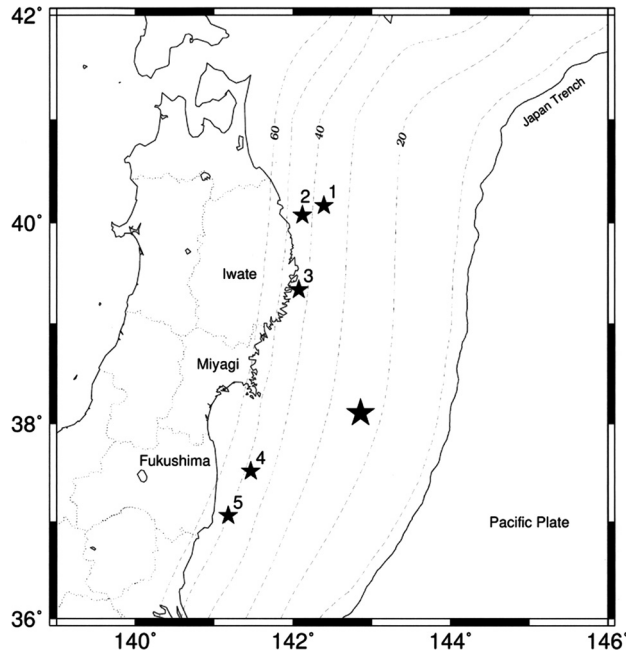


図 1. 繰り返し地震系列の震央位置 (番号付き星印) と 2011 年東北地方太平洋沖地震の震央位置 (番号無し星印). 破線は太平洋プレート境界の等深度線 (Kita et al., 2010; Nakajima and Hasegawa, 2006; 弘瀬 他, 2008; Nakajima et al., 2009) を表す.

Fig. 1. Epicenters of repeating earthquake sequences (stars with the group numbers) and the 2011 Tohoku earthquake (a large star without a number). The dashed contour lines represent the depth to the upper boundary of the Pacific Plate.

チュードには多少のばらつきがあり, Group 2 のマグニチュードは M4.4 前後, それ以外の系列のマグニチュードは M5 前後となっている. 各系列の繰り返し回数は, Group 1 が 4 回, Group 2 と 5 が 7 回ずつ, Group 3 が 16 回, Group 4 が 9 回となっている. いずれの系列も, 最初の地震の発生時期を各系列の観測開始時刻, 2019 年末を観測終了時刻として前節で提案した非定常更新過程を適用して解析を行い, 2020 年の 1 年間および 2020~2022 年の 3 年間における各系列の地震発生確率を評価する.

4. 解析結果

4.1 単独の系列に対する解析と予測

まず, 解析に用いる 5 系列のうち, 最も繰り返し回数の多い Group 3 に対して, 2011 年 3 月 11 日の東北地方太平洋沖地震の発生時刻を t_{main} とした (2.15) 式の相対的蓄積率の推移をもつ非定常更新過程を適用して, (2.14) 式の尤度を最大化することによりパラメータを最尤推定した. ただし, 更新過程の発生間隔が従う分布には, 平均 μ_3 , 変動係数 α の BPT 分布を適用している. 以上から, 推定すべきパラメータは $\theta = (K, c, p, \mu_3, \alpha)$ の 5 つであり, その最尤推定値を表 1 に示した. ここで, BPT 分布の平均パラメータである μ_3 は 2011 年東北地方太平洋沖地震前の期間における平均発生間隔と解釈することができ, 東北地方太平洋沖地震後には相対的蓄積率の上昇により発生間隔はそれよりも狭まることとなる.

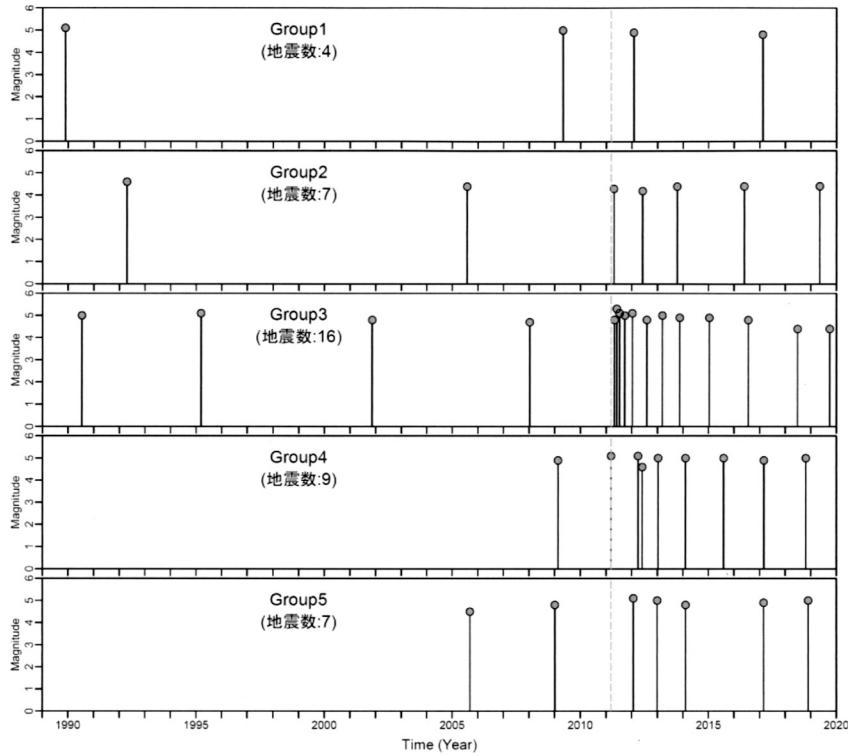


図 2. 繰り返し地震系列ごとの発生時刻とマグニチュード. 灰色の縦破線は 2011 年東北地方太平洋沖地震 (M9.0) の発生時刻を表す.

Fig. 2. Magnitude-time diagrams of repeating earthquake sequences. Gray dashed vertical line represents the occurrence time of the 2011 Tohoku earthquake (M9.0).

図 3(a) には, 灰色線で Group 3 の累積発生回数を階段状に示している. さらに, パラメータの最尤推定値を用いて, (2.16) 式で与えられる変換後時間 $\Lambda_{OU}(t|K, c, p)$ を平均発生間隔 μ_3 で割った値 $\Lambda_{OU}(t|K, c, p)/\mu_3$ の推移を黒破線により示している. 提案モデルでは, 変換後時間 $\Lambda_{OU}(t|K, c, p)$ 上での地震発生時刻は平均 μ_3 の発生間隔をもつ定常な更新過程に従うため, 観測期間の開始時刻 S を繰り返し地震の最初の発生時刻 t_1 としたとき, そこから j 個目の地震の発生時刻 t_{j+1} では $\Lambda_{OU}(t_{j+1}|K, c, p) \cong j\mu_3$ となるべきである. よって, モデルが上手く当てはまっていれば, 黒破線の平均発生間隔で割った変換後時間 $\Lambda_{OU}(t|K, c, p)/\mu_3$ と灰色線がおおよそぶつかる時点で次の地震が起こることになる. 図 3(a) の灰色線と黒破線の推移は概ね合致しており, 概ね良く当てはまっていると考えられる.

ここで, 比較のために以下の 2 つの蓄積率の関数 $v_{\text{linear}}(t|d), v_{\text{exp}}(t|a, b)$ を (2.15) 式の蓄積率 $v_{OU}(t|K, c, p)$ の代わりに当てはめることを考える:

$$(4.1) \quad v_{\text{linear}}(t|d) = \begin{cases} 1, & t \leq t_{\text{main}}, \\ d, & t > t_{\text{main}}, \end{cases}$$

$$(4.2) \quad v_{\text{exp}}(t|a, b) = \begin{cases} 1, & t \leq t_{\text{main}}, \\ 1 + a \exp\{-b(t - t_{\text{main}})\}, & t > t_{\text{main}}. \end{cases}$$

表 1. 各解析における非定常更新過程の最尤推定値と AIC.

Table 1. Maximum likelihood estimates and AIC of the nonstationary renewal process in each analysis.

解析する系列	Group 3 のみ	Groups 1-3	Groups 4-5	Groups 1-5
K	20.29	17.84	3.71	15.60
c	0.31	0.26	4.5×10^{-7}	0.48
p	1.08	1.00	0.52	1.04
μ_1	-	28.06	-	23.59
μ_2	-	14.82	-	11.79
μ_3	6.31	6.12	-	4.91
μ_4	-	-	3.90	6.62
μ_5	-	-	5.77	9.40
α	0.29	0.25	0.76	0.47
AIC	9.92	41.35	38.41	93.36

前者は東北地方太平洋沖地震前後で蓄積率が d 倍に増加するものであり、後者は東北地方太平洋沖地震後の蓄積率の増分が指数関数的に減衰するものとした。上式の蓄積率にそれぞれ従うとき

$$(4.3) \quad \Lambda_{\text{linear}}(t|d) = \int_S^t v_{\text{linear}}(s|d) ds = \begin{cases} t - S, & t \leq t_{\text{main}}, \\ t - S + d(t - t_{\text{main}}), & t > t_{\text{main}}, \end{cases}$$

$$(4.4) \quad \Lambda_{\text{exp}}(t|d) = \int_S^t v_{\text{exp}}(s|a, b) ds = \begin{cases} t - S, & t \leq t_{\text{main}}, \\ t - S + a(1 - \exp\{-b(t - t_{\text{main}})\}), & t > t_{\text{main}}, \end{cases}$$

により時間変換することで、それぞれ定常な更新過程に従うこととなる。これらの蓄積率を当てはめてパラメータを最尤推定して求めた変換後時間 $\Lambda_{\text{linear}}(t|d)/\mu_3$, $\Lambda_{\text{exp}}(t|a, b)/\mu_3$ を図 3 (b), (c) にそれぞれ黒破線で示している。図 3(b) の変換後時間は灰色実線の累積発生回数と大きく乖離しており、図 3(c) でも東北地方太平洋沖地震の直後と直近の 5 年間に変換後時間と累積発生回数との乖離が見られる。ここで、各モデルの当てはまりの良さを次式の赤池情報量規準 (AIC) により評価する：

$$(4.5) \quad AIC = -2 \max_{\theta} \tilde{L}_{[S, T]}(\theta|t_1, \dots, t_n) + 2 \dim \theta.$$

ただし、 θ は各モデルのパラメータセットを表し、 $\dim \theta$ はパラメータ θ の次元すなわちパラメータの個数を表す。図 3(a)~(c) の左上に各モデルの AIC を示しており、図 3(a) の大森・宇津の法則に基づく蓄積率 $v_{OU}(t|K, c, p)$ のモデルが最も AIC が良い結果となった。

そこで、大森・宇津の法則に基づく蓄積率 $v_{OU}(t|K, c, p)$ を用いたモデルと表 1 の 2 列目に示した最尤推定値に基づいて、将来の次の繰り返し地震の発生確率を評価する。図 4 には、変換後時間 $\Lambda(t) = \Lambda_{OU}(t|K, c, p)$ における最後の地震から将来の次の地震までの経過時間 $\Lambda(t) - \Lambda(t_n)$ の累積分布関数 $F(\Lambda(t) - \Lambda(t_n) | \hat{\mu}_3, \hat{\alpha})$ (最尤推定値 $\hat{\mu}_3 = 6.31$, $\hat{\alpha} = 0.29$ を代入している) を示し

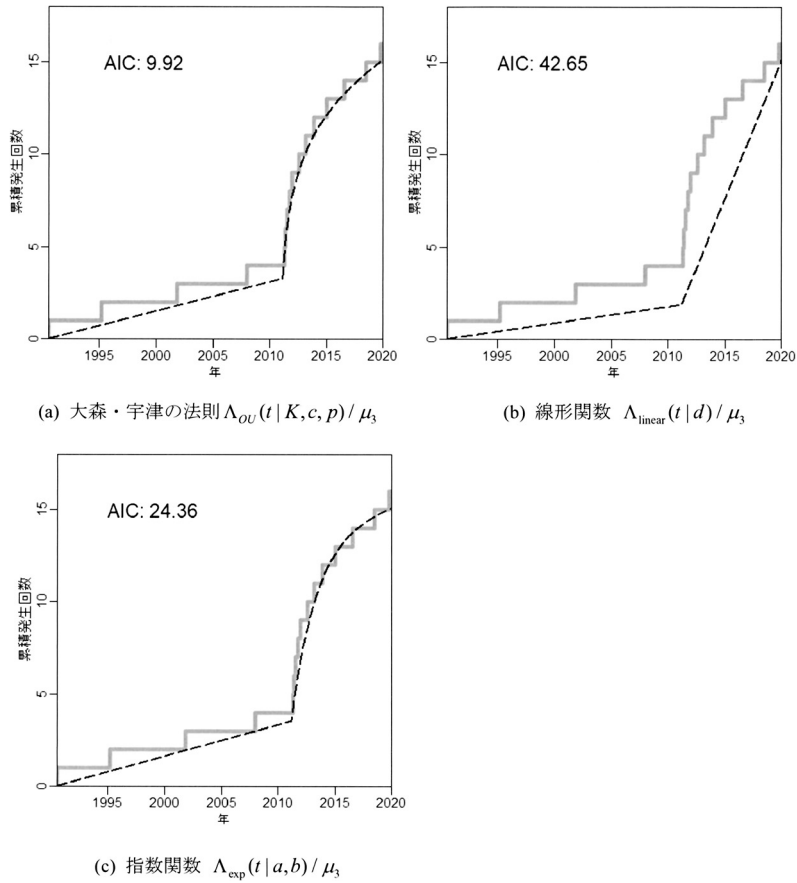


図 3. Group 3 の累積発生回数 (灰色実線) と平均発生間隔で標準化された変換後時間 $\Lambda(t) / \mu_3$ の推定値 (黒破線). 変換後時間には (a) $\Lambda(t) = \Lambda_{OU}(t|K, c, p)$ (大森・宇津の法則), (b) $\Lambda(t) = \Lambda_{\text{linear}}(t|d)$ (線形関数), (c) $\Lambda(t) = \Lambda_{\text{exp}}(t|a, b)$ (指数関数) を用いた. 各地震の発生直前における, 黒破線の変換後時間と灰色実線の累積発生回数の値の近さによって, モデルの当てはまりの良さを判断できる.

Fig. 3. Cumulative count of the events in Group 3 (gray solid line) and estimated transformed time $\Lambda(t) / \mu_3$ (black dashed line) normalized by mean recurrence time. The time is transformed along (a) $\Lambda(t) = \Lambda_{OU}(t|K, c, p)$ (Omori-Utsu law), (b) $\Lambda(t) = \Lambda_{\text{linear}}(t|d)$ (linear function), (c) $\Lambda(t) = \Lambda_{\text{exp}}(t|a, b)$ (exponential function) in each panel. Goodness-of-fit of the model can be judged by the difference between the gray and black lines just before each occurrence.

ている。東北地方太平洋沖地震後の蓄積率の高まりが未だ続いているために、図 4 上横軸の実時間上では最後の地震から 3 年も経過していない 2022 年の初めには変換後時間における平均発生間隔に達していることが分かる。ここで、観測終了時刻 (2019 年末) から 1 年以内 (2020 年末まで) に次の繰り返し地震が起こる確率を (2.17) 式により評価する。図 4 の 2019 年末時点 (2020 年の縦点線) での累積分布関数はほぼ 0 であるため (2.17) 式の分母はほぼ 1 となるが、(2.17) 式の分子にくる 2020 年末時点 (2021 年の縦点線) での累積分布関数は 2.8% (0.028) となる

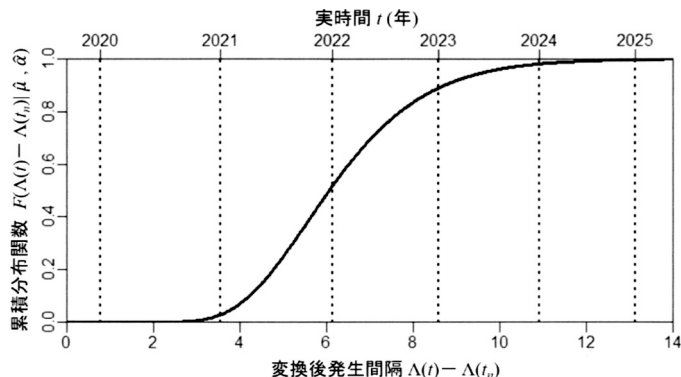


図 4. Group 3 の最後の地震(2019/9/25)から将来の次の地震までの変換後時間における発生間隔 $\Lambda(t) - \Lambda(t_n)$ に対する累積分布関数 $F(\Lambda(t) - \Lambda(t_n) | \hat{\mu}_3, \hat{\alpha})$ ($\hat{\mu}_3 = 6.31$, $\hat{\alpha} = 0.29$ は最尤推定値). 上横軸と縦点線は実時間(年)を示している.

Fig. 4. Cumulative distribution function $F(\Lambda(t) - \Lambda(t_n) | \hat{\mu}_3, \hat{\alpha})$ ($\hat{\mu}_3 = 6.31$, $\hat{\alpha} = 0.29$ are the maximum likelihood estimates) of lapse time from the latest event on 2019/9/25 to the next event. Upper horizontal axis and vertical dotted lines show the real time (year) of the next event.

ため, (2.17)式に基づく 1 年以内の地震発生確率は 2.8% となる. 同様に, 図 4 の 2022 年末時点(2023 年の縦点線)での累積分布関数は 89.1%(0.891)となるため, (2.17)式に基づく 3 年以内(2022 年末まで)に次の繰り返し地震が起こる確率は 89.1% となる. これらの確率の評価結果は表 2 の 2 列目にも示している.

4.2 複数の系列に対する解析と予測

以上のように Group 3 については単独の繰り返し系列で解析ができたものの, 他の系列については繰り返し回数が多いため, 単独の系列で 5 つものパラメータを推定するのは現実的でない. そこで, 震源が近い位置にある複数の系列に対して, 一部のパラメータを共有して推定することを考える.

繰り返し地震系列が J 系列あり, j 番目の系列の繰り返し地震数を n_j , それぞれの地震発生時刻を $t_{j,1}, \dots, t_{j,n_j}$ とおく. この J 系列に対して, (2.15)式で表される共通の相対的蓄積率 $\nu(t|K, c, p)$ の推移を仮定して非定常更新過程を適用する. さらに, 変換後時間 $\Lambda(t|K, c, p)$ 上の発生間隔が従う BPT 分布のパラメータについて, 発生間隔の変動係数 α は系列間で共通の値をもつものと仮定し, 一方で発生間隔の平均は系列間で異なるパラメータ μ_1, \dots, μ_J を用意する.

このとき, J 系列を合算した尤度が次式のように得られる:

$$(4.6) \quad \tilde{L}(K, c, p, \mu_1, \dots, \mu_J, \alpha) = \prod_{j=1}^J \tilde{L}_{[S_j, T]}(K, c, p, \mu_j, \alpha | t_{j,1}, \dots, t_{j,n_j})$$

ただし, $S_j = t_{j,1}$ とおいた. このとき, 推定すべきパラメータは $\theta = (K, c, p, \mu_1, \dots, \mu_J, \alpha)$ の $J + 4$ 個となる.

まず, Groups 1-3 の 3 系列に対して以上のように共通のパラメータを置いて推定した結果を表 1 の 3 列目に示す. BPT 分布の平均パラメータ(東北地方太平洋沖地震前の平均発生間隔)

表 2. 各解析における次の繰り返し地震の発生確率の評価結果.

Table 2. Probabilistic forecasts of the next repeating earthquakes in each analysis.

系列	将来予測期間	解析する系列		
		Group 3 のみ	Groups 1-3	Groups 4-5
Group 1	1 年	-	6.3%	-
	3 年	-	24.1%	-
Group 2	1 年	-	0.2%	-
	3 年	-	20.3%	-
Group 3	1 年	2.8%	2.4%	-
	3 年	89.1%	94.8%	-
Group 4	1 年	-	-	60.1%
	3 年	-	-	93.8%
Group 5	1 年	-	-	40.0%
	3 年	-	-	78.9%

は系列ごとの大きく異なるため別々の値として推定しているが、それ以外のパラメータについては系列間で共通のものとして推定している。

図 5 には、Groups 1-3 の系列ごとに、累積発生回数を灰色線で、推定された変換後時間を平均発生間隔で割ったものの推移を黒破線で示しており、いずれの系列も両者はおおまかに合致している。さらに、表 2 の 3 列目には系列ごとの観測終了時刻の 2019 年末から 1 年以内 (2020 年末まで) および 3 年以内 (2022 年末まで) の次の繰り返し地震の発生確率の評価結果を示している。Group 1 は最後の地震からおよそ 3 年が経過しており、1 年以内の発生確率は 6.3% で、3 年以内の発生確率は 24.1% となった。Group 2 は最後の地震から 1 年も経過していないため、1 年以内の発生確率は 0.2% と低いが、3 年以内の発生確率を評価すると 20.3% となった。Group 3 の地震発生確率の評価値は前節の Group 3 単独で解析した結果と大きくは変わらないが、1 年以内の発生確率は若干下がって 2.4%、3 年以内の発生確率はさらに上がって 94.8% となった。

次に、Groups 4-5 の 2 系列に対して平均パラメータ以外は共通のパラメータを仮定して最尤推定した結果を表 1 の 4 列目に示す。BPT 分布の変動係数パラメータ α の推定値は 0.76 となり、表 2 に示した Groups 1-3 に対する α の推定値 0.25 よりも遥かに大きい値となった。

図 6 には、Groups 4-5 の系列ごとに、累積発生回数を灰色線で、推定された変換後時間を平均発生間隔で割ったものの推移を黒破線で示している。2011 年東北地方太平洋沖地震後の黒破線の勾配は図 5 と比べると緩やかであり、Groups 4-5 における東北地方太平洋沖地震による相対的蓄積率の変化は Groups 1-3 よりも小さかったと考えられる。表 2 の 4 列目には系列ごとの 2019 年末から 1 年以内 (2020 年末まで) および 3 年以内 (2022 年末まで) の次の繰り返し地震の発生確率の評価結果を示している。いずれの系列も最後の地震からある程度の時間が経過しているため、Group 4 の 1 年以内の発生確率は 60.1%、3 年以内の発生確率は 93.8% となった。Group 5 の 1 年以内の発生確率は 40.0%、3 年以内の発生確率は 78.9% となった。

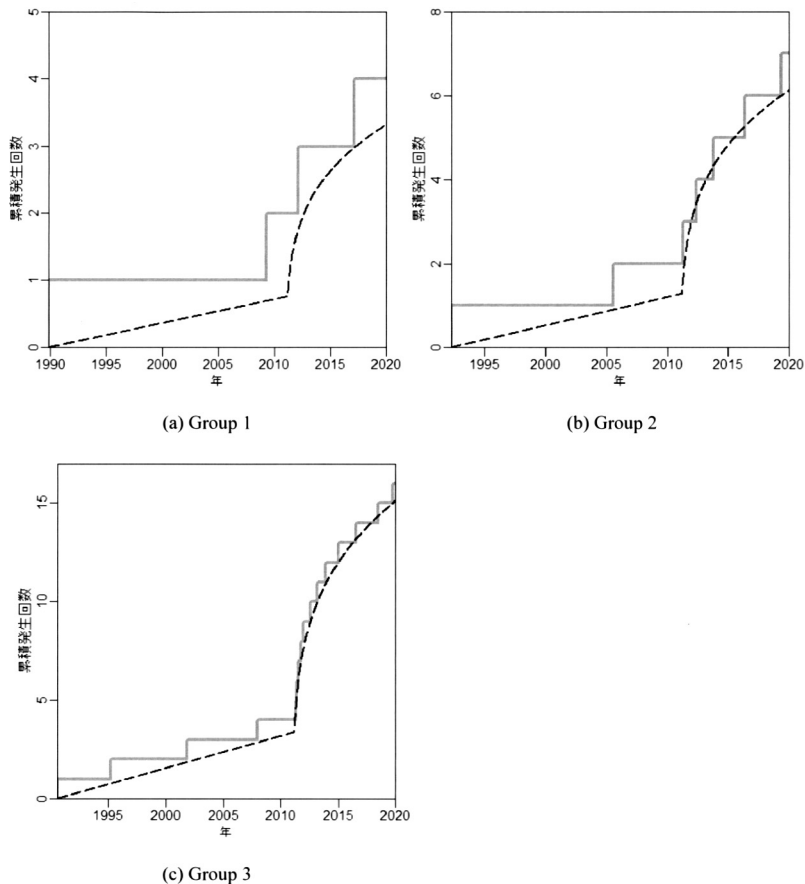


図 5. Groups 1-3 の累積発生回数 (灰色実線) と平均発生間隔で標準化された変換後時間の推定値 (黒破線). 各地震の発生直前における, 黒破線の変換後時間と灰色実線の累積発生回数の値の近さによって, モデルの当てはまりの良さを判断できる.

Fig. 5. Cumulative count of the events in Groups 1-3 (gray solid line) and estimated transformed time (black dashed line) normalized by mean recurrence time. Goodness-of-fit of the model can be judged by the difference between the gray and black lines just before each occurrence.

最後に, Groups 1-5 の全ての系列に対して平均発生間隔以外は共通のパラメータを仮定して最尤推定した結果を表 1 の 5 列目に示す. このとき AIC は 93.36 となる. 一方, 表 1 の 3, 4 列目に示した Groups 1-3, Groups 4-5 の解析結果における AIC はそれぞれ 41.35, 38.41 とあり, それらを合計すると 79.76 となる. したがって, 前者の全ての系列の同時解析よりも, 後者の Groups 1-3 と Groups 4-5 を別々に解析した場合の方が良い AIC が得られる結果となった.

5. 終わりに

本研究では, 数年周期で繰り返される中規模の繰り返し地震について, 周辺域の大地震による余震誘発効果を考慮した非定常更新過程モデルによる予測手法を提案した. 定常な更新過程

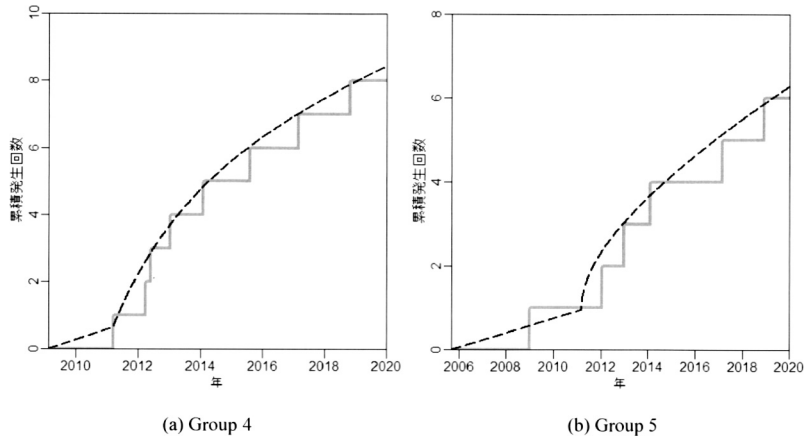


図 6. Groups 4-5 の累積発生回数 (灰色実線) と平均発生間隔で標準化された変換後時間の推定値 (黒破線). 各地震の発生直前における, 黒破線の変換後時間と灰色実線の累積発生回数の値の近さによって, モデルの当てはまりの良さを判断できる.

Fig. 6. Cumulative count of the events in Groups 4-5 (gray solid line) and estimated transformed time (black dashed line) normalized by mean recurrence time. Goodness-of-fit of the model can be judged by the difference between the gray and black lines just before each occurrence.

を時間変換することで得られる非定常更新過程をベースとし, その時間変化率 (相対的蓄積率) の推移を, 定数項と大地震による余震誘発効果の和として表現することにより, 将来にわたる時間変化率を予測して地震発生確率を評価した. 東北地方太平洋沖のプレート境界付近に分布する 5 つの繰り返し地震系列を扱い, 系列ごとの発生間隔分布 (BPT 分布) のパラメータと, 2011 年東北地方太平洋沖地震の影響による相対的蓄積率の変化をそれぞれ推定した. ETAS モデルの考え方では全ての地震の影響を取り入れるべきであるが, そのいくつかは発生間隔のばらつきを表すパラメータ α に吸収されるものとして簡便的なモデルを立てた. しかし, より精密な予測を行うには, Nomura et al. (2017) が繰り返し地震の発生間隔からプレート間準静的滑りの時空間変化を推定したように, 相対的蓄積率も東北地方太平洋沖地震のような巨大地震だけではなく近隣の大地震やスロースリップの影響を考慮すべきである. スロースリップによる相対的蓄積率の変化を将来的に予測することはより難しい課題となるため, 今後の取り組みとしたい.

謝 辞

本研究の一部は, JSPS 科研費 JP20K11722 の助成を受けたものである. また, 本論文の執筆にあたり, 有益な助言を下された査読者の方々を中心に感謝する.

参 考 文 献

- Daley, D. and Vere-Jones, D. (1988). *An Introduction to the Theory of Point Processes*, Springer-Verlag, New York.
- 弘瀬冬樹, 中島淳一, 長谷川昭 (2008). Double-Difference Tomography 法による関東地方の3次元地震波速度構造およびフィリピン海プレートの形状の推定, 地震第2輯, **60**, 123–138.
- Kita, S., Okada, T., Hasegawa, A., Nakajima, J. and Matsuzawa, T. (2010). Anomalous deepening of a seismic belt in the upper-plane of the double seismic zone in the Pacific slab beneath the Hokkaido corner: Possible evidence for thermal shielding caused by subducted forearc crust materials, *Earth and Planetary Science Letters*, **290**, 415–426.
- Lindqvist, B. H., Elvebakk, G. and Heggland, K. (2003). The trend-renewal process for statistical analysis of repairable systems, *Technometrics*, **45**, 31–44.
- Matthews, M. V., Ellsworth, W. L. and Reasenber, P. A. (2002). A Brownian model for recurrent earthquakes, *Bulletin of the Seismological Society of America*, **92**, 2233–2250.
- Nakajima, J. and Hasegawa, A. (2006). Anomalous low-velocity zone and linear alignment of seismicity along it in the subducted Pacific slab beneath Kanto, Japan: Reactivation of subducted fracture zone?, *Geophysical Research Letters*, **33**, L16309, doi: 10.1029/2006GL026773.
- Nakajima, J., Hirose, F. and Hasegawa, A. (2009). Seismotectonics beneath the Tokyo metropolitan area, Japan: Effect of slab-slab contact and overlap on seismicity, *Journal of Geophysical Research*, **114**, B08309, doi:10.1029/2008JB006101.
- Nomura, S., Ogata, Y. and Nadeau, R. M. (2014). Space-time model for repeating earthquakes and analysis of recurrence intervals on the San Andreas Fault near Parkfield, California, *Journal of Geophysical Research*, **119**, 7092–7122.
- Nomura, S., Ogata, Y., Uchida, N. and Matsu'ura, M. (2017). Spatiotemporal variations of interplate slip rates in northeast Japan inverted from recurrence intervals of repeating earthquakes, *Geophysical Journal International*, **208**, 468–481.
- Ogata, Y. (1988). Statistical models for earthquake occurrences and residual analysis for point processes, *Journal of American Statistical Association*, **83**, 9–27.
- 近江崇宏, 野村俊一 (2019). 『点過程の時系列解析』, 共立出版, 東京.
- 岡田正実 (2009). 繰り返し地震および余震の確率予測, 地震第2輯, **61**, S143-S153.
- 岡田正実, 高山博之, 弘瀬冬樹, 内田直希 (2007). 地震長期確率予測に使用する更新過程対数正規分布モデルのパラメータ事前分布, 地震第2輯, **60**, 85–100.
- Okada, M., Uchida, N. and Aoki, S. (2012). Statistical forecasts and tests for small interplate repeating earthquakes along the Japan Trench, *Earth, Planets, and Space*, **64**, 703–715.
- 田中昌之 (2017). 中規模繰り返し相似地震の発生状況と発生確率(2017) Probability of moderate repeating earthquakes within one and three years from 1 February 2017, 地震予知連絡会会報, **98**, 437–442.
- 田中昌之 (2018). 中規模繰り返し相似地震の発生状況と発生確率(2018) Probability of moderate repeating earthquakes within one and three years from 1 February 2018, 地震予知連絡会会報, **100**, 356–359.
- 田中昌之 (2019). 中規模繰り返し相似地震の発生状況と発生確率(2019) Probability of moderate repeating earthquakes within one and three years from 1 February 2019, 地震予知連絡会会報, **102**, 380–384.
- 田中昌之 (2020). 中規模繰り返し相似地震の発生状況と発生確率(2020) Probability of moderate repeating earthquakes within one and three years from 1 January 2020, 地震予知連絡会会報, **104**, 448–452.
- 田中昌之, 岡田正実 (2015). 中規模繰り返し相似地震の発生状況と発生確率(2015) Probability of moderate repeating earthquakes within one and three years from 1 April 2015, 地震予知連絡会会報, **96**, 437–442.

報, **94**, 372–376.

田中昌之, 岡田正実 (2016). 中規模繰り返し相似地震の発生状況と発生確率 (2016) Probability of moderate repeating earthquakes within one and three years from 1 February 2016, 地震予知連絡会会報, **96**, 456–461.

田中昌之, 岡田正実, 内田直希 (2018). 繰り返し回数の少ない繰り返し地震系列に対する長期的地震発生確率予測の成績と検証, 地震第2輯, **70**, 195–213.

宇津徳治 (1957). 地震のマグニチュードと余震の起こりかた, 地震第2輯, **10**, 35–45.

Forecasting Repeating Earthquakes Considering Aftershock-triggering Effects

Shunichi Nomura¹ and Masayuki Tanaka²

¹Faculty of Commerce, Graduate School of Accountancy, Waseda University

²Department of Seismology and Tsunami Research, Meteorological Research Institute

Point process models to predict earthquake occurrences (other than the simplest Poisson processes) can be roughly classified into two types: the renewal process for earthquakes repeating periodically on the same hypocenter, such as active faults; and the ETAS (epidemic-type aftershock sequence) model, which takes the aftershock-triggering effect of every earthquake into account. However, relatively small repeating earthquakes have the characteristics of both models: they usually recur periodically, but have very short recurrence intervals after large earthquakes nearby. In this paper, we propose a non-stationary renewal process model for such repeating earthquakes that incorporates the aftershock-triggering effect of nearby large earthquakes as a relative change in the loading rate. We apply the proposed model to the repeating earthquake catalog on the Pacific Plate subduction zone in the northeastern Japan and evaluate probabilistic forecasts of the next repeating events, considering the aftershock-triggering effect of the 2011 Tohoku earthquake.

「特集 日本人の国民性の統計的研究—平成期 30 年のまとめと将来の展望」について

前田 忠彦[†] (オーガナイザー)

統計数理研究所の調査グループは、1953 年以来 5 年に一度「日本人の国民性調査」(以下単に「国民性調査」と書くことがある)を実施してきており、2018 年秋にはその第 14 次全国調査を実施した。この調査は、基本的に同じ方法と項目で調査を繰り返す「継続社会調査」として実施されてきたが、このプロジェクトの目的は、(1) 調査結果をとおして、日本人のものの見方や考え方とその変化を明らかにすること、(2) 実際の調査を行いながら、これからの社会変化にも対応できる新たな統計調査手法を研究していくこと、(3) 調査データを解析するためのより優れた統計的方法を研究していくこと、の 3 点にある。長期にわたる継続調査という性格から、戦後から 20 世紀後半以降の日本社会を特に価値観や意識の変化の面で捉えるための資料として、研究や教育の場面を含めて広く活用されてきたが、その歴史の長さ故の一種の疲弊とも目される問題も抱えている。例えば、近年の調査環境の悪化に伴う調査回収率の低下、長期にわたる利用によって意見の変化が乏しくなってきた項目が見られる(例えば中村・前田, 2015)、などのことである。

第 14 次全国調査は、「平成時代」が終わりを告げようとする中、現在の日本人の意識を正確に記述し今後の動向を予測するためにこの調査をいかに活用すべきか、どうしたらより発展的な調査に結びつけることができるのか、といったことを視野に入れながら実施計画が立てられ、2018 年の秋に実査が行われた。調査設計は基本的に層化 2 段無作為抽出、調査実施は訪問面接法によるという従来調査と同様のものとし、調査地点数 400、標本サイズ 6400 と、規模面では 2008 年第 12 次、2013 年第 13 次の調査と同等、回収率は 50%であった(前田 他, 2020)。実施成果としては、ここ 30 年ほどの間に日本人の意識の変化がどのようにまとめられるか、これからの日本社会の価値観の変化はどのように進むのか、という観点から総括し、今後を展望することが必要となっている。

そこで本特集では、冒頭に述べた三つの目的のうちの(1)に即した分析・論考を中心とするが、(2)の調査方法面や(3)の調査データ解析面での研究にも目配りしながら、これまでの日本人の国民性の統計的研究を総括するような内容の特集とすることを意図している。本号に掲載する 5 本の論文は以下のようなものである。

冒頭の吉野論文は、1953 年開始の国民性調査に加えて、このプロジェクトから発展した国際比較調査のプロジェクトに関し、さまざまなエピソードを交えて歴史的意義を述べた研究資料である。随想的内容を含むが、(国際的)社会調査のプロジェクトを維持・発展させる上での重要な経験知を提供するものと読むことができよう。

二番目の伏木論文は、上にも述べた、近年の回収率低下問題への対応として、直近 2 回の調査を用いて調査不能バイアスの調整(敢えて調整の語を使おう)の可能性について論じたものである。調査不能バイアスを減らす努力については、実施時点での回収率を上げることが最も重

[†] 統計数理研究所：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

要な対応策なのであるが、一般にそのために割けるリソースには限界があり、バイアス調整のような事後の対応の方法上の問題を十分に検討しておくことは重要である。バイアス調整のためには有用な補助情報が必要となり、こうした研究の成果を生かした補助情報の取得を調査設計内に取り込んでおくことが今後は必要となる。この調査では計画された標本の約半数からしか協力が得られない現実、そしてそのような状況は国民性調査に限ったことではない点を考えると、本論文のような方法論研究は今後更に重要度を増す。

続く3本の論文が前述の(1)の調査結果をとおして、日本人のものの見方や考え方とその変化を明らかにするための研究の見本となる。

第三の加藤論文は、長期にわたる継続項目であるものを含めたいくつかの環境に関わる意識の項目についての平成期6回分の変化について言及し、そして最新調査については政治意識等、その説明要因との連関について論じたものである。こうした継続社会調査では、変化の原因を時勢の要因、(対象者の)年齢要因、世代の要因に分解するコホート分析による考察も重要となる。一方でそのような考察とは別に、属性のみならず様々な意識の要因との連関が知られる/予想される項目については、幅広い説明要因(の候補)を探索的に検討する本論文のようなアプローチも、調査データの生かし方として典型的であろう。

第四の朴論文は、日本人の国民性調査がプロジェクトとして抱える問題点に対応するための新機軸とも言える試みである。既に述べたように長期にわたるプロジェクトであることから、開始当初より用いられてきた項目は数値の変化が乏しくなり、いわば質問項目として「社会の価値観の変化を測る物差し」としての役割が薄れてしまう面が否定できない。この点はプロジェクトを維持してきた諸先達も意識してきたことであり、既に1973年の第5次全国調査からは、従来から使用されてきた項目を中心とする調査票—過去型の頭文字をとってK型調査票—に加えて、新規の項目を中心に構成する(未来型の頭文字をとった)M型調査票、の2種類の調査票を用いる工夫を導入している。その後、第三の調査票と呼べるものは導入されていないが、新たな意識を捉えるために各調査回で新規の項目が導入されてきた経緯はある。新規項目は続けて利用されるものにならない場合も多く、国民性調査は継続社会調査を謳いながら、真に初期からの継続使用されている項目が意外なほど少なく、項目の出入りが多数ある設計となっている。同じ項目を使い続ける継続調査としての側面を維持しなければ人々の意見・価値観が変化したのか否かを捉えることはできないが、それだけだと社会の変化に伴う人々の意識の変化に光を当てることができず、新しい視点に基づく新規項目もどうしても必要になる。国民性調査プロジェクトはこうしたくびきを抱えながら維持していかざるを得ない。第14次全国調査でも、いくつかの新規項目を導入し、一部の項目は同時期に実施される韓国での別調査との国際比較も念頭においた項目選定となった。朴論文はこの新規項目と、いかにも「国民性調査らしい」伝統的な調査項目との連関を検討した、「伝統の中の革新」を目指した論文とも言えるだろう。

第五の真鍋論文は、宗教社会学を専門とし国際比較調査を含む社会調査データの解析経験が非常に豊富な著者が、国民性調査に含まれる「宗教性/宗教に関する質問諸項目」を、理論・データ解析の両面から詳細に検討したものである。統計的にはよく知られた手法による分析であるが、社会調査、特に継続調査において特定の主題を持つ項目を採用し利用し続けることに必要な諸々の検討過程を丁寧に展開した好個の例示となるだろう。「日本人の国民性調査」はその初期に主に統計学者によって調査の骨格が形成されたので、この種の個別科学的な理論に根差した検討が不十分だった面が残ることは否めない。そうした検討の重要性を再認識させられる内容とも言える。

これらの論文特に後半3論文は、近年の日本人の意見・意識に関する点描とも言える内容であるが、平成期の日本人の意識動向を総括したものとは言いがたい。こうしたテーマに取り組

んだ論文については別の機会に譲ることとする。

付言しておくが、継続調査としての国民性調査が得てきた内容をより大きな果実とするためには、プロジェクト内のメンバーだけの努力では限界がある。今後は二次利用のための素データの公開を進め、より広い研究者にこの調査のデータを利用していただく必要があると考えており、プロジェクトメンバーでその準備を進めているところである。

参 考 文 献

- 前田忠彦, 朴堯星 他 (2020). 国民性の研究(第 14 次全国調査)—2018 年全国調査—, 統計数理研究所調査研究レポート(準備中).
- 中村隆, 前田忠彦 (2015). 日本人の国民性第 13 次全国調査, よろん(日本世論調査協会報), 115 号, 62-71.

「日本人の国民性」調査と「意識の国際比較」

—「統計数理」から「データの科学」へ—

吉野 諒三^{1,2}

(受付 2020 年 1 月 10 日；改訂 12 月 28 日；採択 2021 年 1 月 18 日)

要 旨

本稿は、戦後、統計数理研究所の調査研究が開始された前後の社会的背景や世界情勢を俯瞰し、その後、「日本人の国民性調査」と「意識の国際比較」が展開されていった意義と展望について随筆する。「文化多様体解析」という国際比較のパラダイムを展開する中で、解析の成果のみならず、調査の過程で得られた情報、特に各国・地域の調査環境のインフラストラクチャー自体の理解が、そこに住む人々の社会、政治、経済、歴史や文化の基底を如実に語っていることを認識してきたことを強調しよう。他方で、国内外の共同研究者たちとの邂逅と交流もこの調査研究の貴重な資産として蓄積されてきたことも伝えたい。

キーワード：日本人の国民性、意識の国際比較、連鎖的比較方法論、文化多様体解析、アジア・太平洋価値観国際比較。

1. 「千人目の愚か者」とならないために

統計数理研究所を中心とする調査グループは、故・林知己夫(元所長)を通じて、しばしば、統計学や社会学などの世界の権威との深い交流があった。

Erwin K. Scheuch は、社会学、特に国際比較調査研究の世界的権威であり、林知己夫と長年の交流があり、1990 年頃からは統計数理研究所に入所初期の頃の筆者を含め、林グループと国際比較の方法論や日本でのデータ・アーカイヴ創設構想に関係して、かなり頻繁な行き来があった。生涯に千数百の論文や著書を著し、多くの弟子たちが国内外の各分野で活躍し、学者としては珍しく外交官などの官僚たちも動かしていたようだ。筆者にとっては、「ドイツの林知己夫」というイメージであった。

1990 年前後、日本世論調査協会を中心に、日本におけるデータ・アーカイヴ創設のための委員会やワーキンググループが組織されていて、彼がドイツ・ケルン大学の応用社会学部長と ZA (Zentralarchiv) 所長を兼任している時期に、筆者は視察と研修のために、ケルンに 4 ヶ月ほど(1991 年 10 月から翌年 2 月初め)滞在していたことがある。その少し前、1991 年 5 月には日本学術振興会支援の日独交流事業の一環として、Scheuch を中心とするグループと林知己夫グループとの国際研究会議があった。日本側からは、林知己夫、鈴木達三、三隅二不二、三宅一郎、中西尚道、杉山明子、林文の各氏と筆者、学振の事務官の方々が参加した。

記憶が朧気になってしまっているが、その会議での Scheuch の講演であったろうか(国際社

¹ 同志社大学 文化情報学部：〒 610-0394 京都府京田辺市多々羅都谷 1-3

² 統計数理研究所 名誉教授：〒 190-8562 東京都立川市緑町 10-3

会学会での講演内容 (Scheuch, 1993)とも重なる), 印象に残った問題提起があった。その主旨はこうである。かなり以前から各国で「国際比較調査研究」についての理論や方法論が著されていた。そして、異文化圏の国々を比較する際に、単なる表面上の回答分布の比較や、同一文化圏内の地域差を見るのと同じように比較すること等が愚かであることは既知のはずであった。しかし、その知見の蓄積は国々では共有されず、実際には既に知られているはずの知見の「再発見」の繰り返しが見られた。また、同じ国ですら世代間で継承されず、時代を経て、「再発見」となる事も多かった。これが、幾度となく繰り返されてきた。自分が、そのような繰り返しの千一人目の愚か者とならないためにはいかにすべきか？

その問題の解決には、実証的調査データに基づいた国際比較方法論を確立し、研究成果を著実に蓄積し世界で共有していくことであろう。新たな研究としては、それ以前の成果を考慮に入れるのは当然として、新たなデータや解析に基づいた発見が報告されるべきである。この主旨に沿って、20世紀後半、国際比較調査研究の方法論を確立してきたのは、ドイツのケルン大学や Zentralarchiv (現 GESIS-ZA) を拠点とする Scheuch のグループや、やはり我々との交流があったパリ大学・UCLA 兼任の政治学者 Mattei Dogan のグループ、そして統計数理研究所の林知己夫グループであった。これらは独立に発展してきたが、ある時点より交流を持って、さらにそれぞれの独自性を発揮してきた。

今日では、研究成果は、査読付き論文については研究者は刊行済みの論文や著作は周知していることを前提に、新たな著作は既に発表された成果を超えた内容がなければならない。しかしながら、残念なことに、WEB上で刊行物が容易に閲覧できる現在でも、既に発表されている成果に言及せずに、新たな内容の論文として発刊されているものも少なくない。

筆者は、「日本人の国民性調査」に平成時代の最初から最後まで係わり、特にその国際比較を展開して来た。データ解析などの主要な成果については、既に国内外の共同研究者とともに多数の報告書や論文で発表してきた。しかし、本当に重要な成果は、調査データの表面の数字や、論文や報告書ではなく、調査の過程の中で得られた各時代の各国の社会の情報であり、特に各国固有の調査環境のインフラストラクチャーや調査方法自体が、政治や経済、社会の歴史や文化を含み、その国の様相を如実に語っているという印象を強くしてきた。またもう1つには、国際共同研究で邂逅してきた国内外の研究者たちとの交流が、研究上でも、人生の上でも、お互いの貴重な財産として蓄積されてきたという認識を深めてきた。そして、表面上は現われ難い形で研究支援をしてきてくれた各方面の人々にも、深い感謝の念を禁じ得ない。

筆者は、元号が改まったばかりの令和元年9月末に統計数理研究所を卒業した。戦後からの主要な機関研究にもかかわらず、この20年ほどで調査研究者は極端に減少させられてしまった。世代交代で失われてしまう調査研究の歴史や知見、人々との交流について、ここに記しておくことは相応の意義があろう。

戦後からの厳格な科学的調査方法論に身を捧げてきた官民学の調査研究者たちの優れた仕事や戦後の国内政治の諸問題への世論の動向は、国内外の各分野の人々からモニターされてきた。西平重喜 (2017, 私信)によると、当時の駐日米国大使らも林や西平らの雑誌「自由」などへの寄稿を翻訳して分析していたようで、後に礼状まで受け取ったということである。アメリカは占領終了後も、日本の民主化に疑念を残し、またベトナム戦争遂行のための在日米軍基地問題、再軍備に関する核保有問題等もあり、「日本の世論」を詳細にモニターしていたようである (末浪, 2015; 「NHK スペシャル」取材班, 2012, p.78)。1950年代から70年代まで行われた「マス・コン調査 (マスコミの効果に関する調査, EF 調査)」や「東京定期調査」などを含め、調査担当者の認識とは別に、国内外から目が向け続けられていた。内閣情報室も、統計数理研究所員を含み社会的に活躍している学者の講演や研究を支援したり監視したりしていた (志垣・岸, 2019)。調査担当者が意図しようがしまいが、学者たちも国内外で注意深くモニターされ、

それぞれの立場での政策立案のための情報の一部とされていたのである（谷川・須藤, 2019）。「世論」を尊重する政策立案者たちによって、日本が過激な世界戦略に巻き込まれるのを防がれたことが幾度もあったろう（末浪, 2015）。

しかし、近年のマスコミの世論調査の実践方法の厳格性の低下、政府統計調査の不祥事などは、官民学で世代交代が円滑には行なわれてこなかった事を象徴している。そして、それらの人々をリードする使命を帯びていたはずの統計数理研究所も厳しく反省しなければならない。

本稿では、詳細な調査データ解析ではなく、筆者が1990年代に林知己夫・元所長が毎月1回開催していた「木曜会」（事務局・村上征勝教授、現名誉教授）で学んだこと、水野坦や西平重喜や高倉節子、林文らの研究所OBやOGからの私信を含め、調査研究の中で出会った人々、世界の調査の大家たちとの交流を描いておく。

本稿中、筆者も尊敬している多くの世界的権威や先輩諸氏について記すが、敬称略とさせていただきます。「木曜会」の記録については、当時、東大大学院生で木曜会のメンバーであった高橋正樹が録音テープを保持し、その内容の一部は高橋（2004, 2012）として刊行され、高橋（2008a, b, c）では西平重喜にも戦後の調査の歴史についてインタビューしている。森本（2005, 2012）も関連する内容である。

2. 歴史—「統計数理」の誕生

「統計数理」とは研究所の名前ではない。昭和10年代後半から統計学の世界で唱え始められた統計哲学のことである。それまでの「数理統計」が実践上は検証し難い確率分布論に基づく論理に依拠している姿への批判から、社会的課題に対して、実践的に統計を適用、開発して、解決を図ろうとするものであった。この考えは統計数理研究所の初期のメンバーであり、さらに後には総務庁の統計参事官となる水野坦が若き日に、当時の窪田忠彦所長を監修者として朝倉書店から刊行された統計数理講座の「栞」に記している（「行動計量学」30巻2号, 2003, 191-192に再録）。そこに書かれた思想が「数量化理論」、「多次元データ解析」、「行動計量学」、「調査の科学」、「データの科学」へと連綿として繋がっていくのである。

残念ながら、この新たな統計哲学は、時代の流れの中で、一度は戦争に組み込まれた。戦時下の昭和18年の学術研究会議における「統計数学を中心とする統計科学に関する研究所の設立について」の建議に基づき、19年の閣議決定を経て、統計数理研究所は、文部大臣の管理に属し「確率に関する数理及びその応用の研究を掌り並びにその研究の連絡、統一及び促進を図ること」として設立されたのであった。当時の東京帝国大学教授、掛谷宗一が兼任として所長に就任した。

戦時下の研究所の仕事は、終戦間際に、関係書類や証拠をほとんど消し去ってしまったであろうから、詳細には知り得ないであろうし、少なくとも戦後の数十年、関係者の口は重たかったろう。戦後生まれの筆者の世代では、当時を知る研究所OBたちから、茶飲み話として、ポツポツと何うことがあった程度である。

元・東京都知事であったジャーナリスト猪瀬直樹の若き日の著作に、「昭和16年夏の敗戦」（猪瀬, 1983）がある。戦争が開始されたのは12月であるから、16年夏は開戦前であり、実際の終戦は20年である。

近代では、いきなり戦争を始める国はない。戦争遂行の準備として彼我の国力や社会状況、国民性などを詳細に把握した上で、戦争遂行と終戦後の占領政策のシナリオができて初めて、開戦準備完了となる。アメリカは、OCI (Office of the Coordinator of Information 情報調査局) のもとで Ruth Benedict の「菊と刀」に日本と日本人についての研究をまとめさせ、戦争遂行と占領政策の源とした。当時の米国の人文社会学の大家たちを集合させ、「日本人の性格」や「日

本社会」の研究を推進し、予め戦争遂行の仕方、勝利後の占領政策などのシナリオを策定して、その後、戦争に突入していったのである。「真珠湾」以前から双方で戦争準備が進められていたのであり、これは OWI (United States Office of War Information 戦争情報局)、OSS (Office of Strategic Services 戦略情報局) そしてその後の CIA (Central Intelligence Agency 中央情報局) などの情報機関の分析システムのモデルとなる。

その研究にも深く関与したシカゴ大学の G.H. Mead の弟子でもあった故 Frank Shotaro Miyamoto (ワシントン大学名誉教授) とは、筆者らは林知己夫を通じて 1990 年代頃より交流を持ち、1998 年頃の米国西海岸日系人調査で共同研究を遂行することになった。Miyamoto は第 2 次世界大戦中、アメリカ政府のもとで日系人のアメリカへの忠誠心調査に従事した。彼とともに米国日系人の現地調査を実施したワシントン大学 Tetsuden Kashima (当時準教授、現名誉教授) とサンタクララ大学の Stephen Fugita 教授は本人や家族が幼少期に収容所で過ごさせられた経験がある。戦中のアメリカにおける日系人への差別、また日系人の 1 世と 2 世の間の複雑な感情の対立、2 世の米軍への志願と苦悩など、過去を乗り越えて今日がある。ドウス (1986) には、ドイツ軍に包囲されたテキサス兵 100 名ほどの救出のために、日系人部隊の数百名が命を落とし、アメリカへの忠誠心を示した事が書かれている。また、戦後長年秘匿されていたが、日系人の語学兵部隊が暗号解読に従事し、アメリカに恐れられていた山本五十六の航空機撃沈を成功に導き、その後の戦況を決定的にしたとされる。戦後数十年たち、日系人は「伝承プロジェクト」の中で、ロサンゼルスやサンタクララなどに博物館を造り、日系人の歴史を未来へ伝え続け、二度とあのような差別を繰り返さぬように活動している。

他方、日本側は、相手国の解析も含め、あまり準備をせずに感情的に戦争へ突入したかのように長年信じられてきた。しかし、猪瀬 (1983) も含め、近年になって掘り起こされた資料に基づいた著作は、日本側も政府の若手キャリア官僚の集団、秋丸機関のような経済学者の集団、参謀本部での机上演習など、官民学の各々のシンクタンクによる戦争突入後の経過予測のすべてが、「日本は南方からの石油輸入への敵国の妨害を阻止できず、敗ける」という結論を出していた。にもかかわらず、戦争を開始し、結局、それらのシンクタンクの正確な予測通りの事態となったのである (林, 2015; 牧野, 2018)。

猪瀬 (1983) には、戦中、軍務を担っていた東大の数学科の学生 100 名ほどが長野県に疎開し、暗号解読などの仕事に従事していたとある。その学生たちの中には、後のノーベル物理学賞や数学のフィールズ賞などの受賞者、東大教授なども含まれていた事は、各人の著作から分かる。皆、忘れたい経験のためか、文章では短く触れるだけで、著作が再版された時は当該部分が削除されていたこともある。

その当時、政府や軍の機関を含め、長野県に疎開した公の部署は少なくない。統計数理研究所も長野県飯田市へ疎開している。猪瀬 (1983) には、統計数理研究所の名前は出てこないが、当時、東大の数学科教授が研究所長を兼任していたことを考えれば、その連関を推定するのは難しくはなかろう (木村, 2002)。日本中の大学や研究所が総力戦という戦時体制に組み込まれていった時代であった。戦後 30 年以上たち、筆者が学生となった昭和 52 年前後でも、東大の文学部心理学科が戦時中に航空関連の研究所とされていた名残りが教室の名札や下水管の金属製の蓋などに見られた。

3. 統計数理研究所の新たな任務—「戦争の統計学」から「平和の統計学」へ

研究所は 1946 年 4 月に文部省の下におかれ、翌年 4 月には「附属統計技術員養成所」が世田谷区三軒茶屋の旧軍事施設に開設され、5 月には第一部 (基礎理論研究部)、第二部 (自然科学研究部)、第三部 (社会科学研究部) の体制となった。これらの改組は、1946 年 12 月の Rice 統計

使節団の勧告の流れと無関係ではない。

所員たちは、戦略研究のために創設された研究所は、戦後の占領下では当然廃止されると思っており、GHQ がやってきた際には、いよいよ廃止かと思ったと伝えられる（水野坦, 1991 [私信]）。しかし、実際には、米国は日本兵捕虜の尋問による情報を含め、日本の人材全般にわたり詳細に把握しており（中田, 2010）、統計数理研究所は日本の経済復興のために政府統計を整備し、戦後民主主義の発展の基盤としての科学的世論調査の方法を確立する主導的使命を担い、発展していくことになる。戦争のための統計学から、平和で豊かな国創りを支援する統計学へと使命が変わったのである。

今日の日本の官民学の統計調査や解析のシステムは、戦後、統計数理研究所の所員たちの指導のもとで、各分野の専門家たちの共同研究として確立したものが多く、基本的に、今日でもそのまま踏襲されているものも少なくはない。昭和 20 年代の統計学は、国の復興という大義の下で、優れた人材が集合し、今日振り返っても十分に機能する統計調査のシステムが創造されていった時代であった。

林知己夫は統計数理研究所に入所後、東大数学科の先輩であった水野坦とともに当時大蔵省東拓ビルにあった研究第三部の所員となり、膨大な各種のデータを扱うことになる。林は、学生時代、統計学へ疑念を抱いていた。しかし、この大蔵省での経験で、「データのサンプルサイズが大きいと正規分布となる」とは必ずしも言えないことなどを現実のデータで身を以て知り、その後、教育問題、世論調査、市場調査、人事管理、医療、刑法問題等々、現実社会の諸問題の解決を通じて、変数の確率分布を仮定しない「林の数量化理論」を水野とともに構築し始めるのであった（森本, 2005, 2012; 高橋, 2004）。

なお、林は戦後、米国軍の OR(戦略研究)の教科書「Methods of Operations Research」(Morse and Kimball, 1946)を入手するが、戦中、彼らも自分たちと同様のことを考え、同様の結論を得ていたことを知る（丸山, 2015）。

戦後、軍服を脱いだ調査研究者たちは、荒廃した国土復興のために政府統計を整備し、経済復興のための統計的市場調査を展開し、民主主義の発展のために科学的世論調査の方法を確立していくのである。

他方で、当事者たちの意識とは別に、1953年に占領終了する米国は、信頼できる厳格な統計調査システムの構築をもって、ワシントンから常時日本をモニターし、いざとなれば直ちに対応できる体制を確立したと考えた。近藤（1953）は、農林統計について、米国から指導に来たサール博士の報告書にこれを確認しているが、農林のみならず各分野で同様の推察が可能であろう。

因みに木曜会での林によると、日本の農業作報は戦後数年にわたり「不作」を報告したが、実は、これは米国からの経済援助を促すためであり、昭和 30 年前後からは統計を正確に戻すために、今度は「豊作」が続いたという。吉田茂首相(当時)は、マッカーサー GHQ 最高司令官から日本の統計に疑念を示され、「もし日本の統計が正確だったら、むちゃな戦争などいたしません。また統計通りだったら日本の勝ち戦だったはず」と嘯いたとされる（清水, 2019）。しかし、当時も日本の統計調査は正確であり、要はその活用の仕方であった。

4. 理論と実践—「日本人の読み書き能力調査」

戦後の調査で特筆すべきは、日本人は難解な漢字を用いているために十分な学力がなく、軍国主義的リーダーに盲目的に従ってしまったと考える米国政府の一部が強く主張する「日本語のローマ字化」に対し、昭和 23 年に統計的大規模調査による「日本人の読み書き能力調査」が遂行されたことがある。結果として、日本人は民主主義を発展させるのに十分な学力があること

が分かり、日本語は救われた(肥田野, 2018; 読み書き能力調査委員会, 1951)。

「ローマ字化」の問題は、GHQ 民間情報教育局(CIE)の Robert King Hall 少佐が政府との調整もなく主張した勇み足が大きい。彼は、戦時中、ブラジル日系人の秘密プロパガンダ教習所への手入れの経験やプリンストン大学・海軍軍政学校副学務長の時に自身が日本語学習に困難を感じた経験などから、1932年のトルコの国字改革を念頭に、検閲やプロパガンダとの関係で日本語のローマ字化を構想したようである。しかし、国務省代表の教育使節団顧問 Gordon T. Bowles は、言語改革は日本に任せるべきで、外部から強制すべきではないと考え、Hallはこの件から外されていく。日本側の教育委員会や、東京帝国大学の教育制度研究委員会から南原繁総長への答申も尊重されたとされる(茅島, 2000; アンガー, 1995, 79-81)。

実際には、占領下の検閲、米政府や軍部内部での考え方の対立など、複雑な背景があったろうが、少なくとも表面的には、「科学的な統計調査に基づく政策立案」の基礎が示されたことになる。また、本調査以前に、神奈川県小田原市などで全数調査を遂行し、そのデータからの統計的サンプリングにより、統計的無作為標本抽出法理論による誤差推定が実践的に十分に信頼できることを確認し、全国調査へ適用するという理論の実践性を検証しながら進めたことはその後のモデルとなった。詳細は、東大出版会刊行の「日本人の読み書き能力」(読み書き能力調査委員会, 1951)に詳しい。因みに、後に川喜田二郎考案とされる KJ 法は当時の所員高倉節子が、既にこの調査で調査項目のカードによる整理法を工夫し用いていたと言う(2013年2月13日東洋英和女学院大学 402号室にて講演)(当時のカードは、研究所が広尾にあった時まで倉庫に保管されていた)。

いずれにせよ、読み書き能力調査で確立された標本抽出法による科学的世論調査が戦後民主主義の発展の動力となっていく(吉野, 2005)。また、調査に参画した言語学者たちは、その後設立された国立国語研究所の主要メンバーとなった。

なお、そのうち、後に国立国語研究所の第3代所長となる林大は1946年に文部省教科書局嘱託となって以降、当用漢字音訓表や現代かなづかいの成立にたずさわることになるのだが、「東京裁判」に関連してGHQの「ハットリハウス」に数ヶ月ほど軟禁状態で、GHQの翻訳文の日本語整備にも従事したらしい(武田, 2008, p.41)。当該の翻訳作業や裁判での通訳は、連合軍翻訳通訳局 ATIS の中で、戦時中も活躍してきた日系2世の語学兵たちが従事していたのだが、膨大な仕事に対して人材が大きく不足していたことを考えると、「ローマ字化」の議論は、時代の風景として「東京裁判」との関連からも眺められないこともなからう。

その他、奄美大島や沖縄など各地における住民調査が遂行され、文化人類学などの専門家とともに、水野坦所員が従事していたこともあった(水野, 私信, 1991; 吉野 他, 2010)。アメリカは調査目的を知らせず、信頼できる統計学者と人類学者に調査を遂行させ、データ解析は自分たちが行うというスタイルを取った。報告書はオハイオ大学の Iwao Ishino へ送付された。結果は、奄美の住民は圧倒的に日本への帰属意識が高いが、沖縄ではそれほどでもなかった。(戦時中の日本軍の行動を考えると、もっともなことではないか。)実際には、住民運動や米ソを含む複雑な国際関係があったのだが、奄美大島は戦後数年で日本へ返還され、沖縄は1972年まで米国の管理のもとにおかれ基地も造られてしまったのは、それらの結果と無関係ではない(エルドリッジ, 2003, pp.106-107; 高橋, 2002)。これは、「情報収集者と情報解析者は独立に」というインテリジェンスの基本と「実証的調査データに基づく政策立案」の一つの典型である。この調査については、木曜会のメンバーであった高橋(2002)が、水野坦へのインタビューや1990年前後に機密解除され日本世論調査協会へ戻された米国占領時の文献調査で詳細に解明している。文献は、現在、早稲田大学が保管している。

米国は、冷戦時代に突入し、占領や防衛の観点から日本全国の諸島を文化人類学者らに調査させていた(民族学研究, 1952)。これに密接に関連し、当時、日本の社会学会や心理学会など

により「九学会連合」が編成され、数々のアカデミックな調査が遂行されていった（坂野, 2012）。アメリカは、戦後、速やかに日本の武装解除を進め、平和憲法を制定させたのだが、武装解除された日本を標的とするソ連と中共から守らねばならなくなり、朝鮮戦争を予測し日本の再軍備を強いるという矛盾を開始していく（江崎, 2019; 末浪, 2012; 谷川・須藤, 2019）。

5. 「日本人の国民性」調査

統計数理研究所では、「読み書き能力調査」で実践的に開発された統計的無作為標本抽出法に基づき、昭和 28 年より「日本人の国民性」調査が開始された（水野 他, 1992; 吉野, 2011a, 2011b）。これは、今日では内閣府の「社会意識に関する世論調査」及び NHK の「日本人の意識調査」とともに長期継続している日本の三大意識調査と呼ばれている。（「国民性」ではなく、「国民精神」という名称が考えられたこともあったが、戦前に徴兵のための壮丁調査との関連で「国民精神動向調査」というものがあり、誤解を恐れやめたそうである。しかし、この調査を KS と略称することがあるが Kokumin Seishin の頭文字からきているらしい。因みに、戦前創設の「国民精神文化研究所」は戦後廃止され、新たに「教育研修所」が設立され、度重なる改組を経て、現在の「国立教育政策研究所」となっている（国文学資料館, 2020 参照）。）

「国民性 (National Character)」という言葉は、今日では学術的にも政治的にも適切な用語ではないとして敬遠されている。我々の調査では、特定の政治的立場とは離れて、調査のニックネームとして用いている。1990 年代より頻繁な交流をもったスタンフォード大学フーバー研究所の故 Alex Inkeles は、例外的に「National Character」(Inkeles, 1996) を用いた著作や論文を著してきたが、「国民性」を調査回答データのモード(最頻値)に現われた各国民の特徴と捉えるという意味では、われわれの調査グループの思想と通じるものがある (Inkeles, 1996, 2003)。

当初は継続調査を想定していなかったようで、5 年後の昭和 33 年調査では新たな質問項目を増やしたが、前回と同じ質問項目で回答分布がかなり変化したものがあり、同じ質問で長期継続調査することの重要性を認識し、昭和 38 年の第 3 回調査以降は、基本的に全く同じ表現の質問項目を用いる方針とした。ただし、その後、時代の変化も考慮し、継続質問を主とする K 型(継続型)と時代によって新項目を取り入れた M 型(未来志向型)の 2 つの調査票を作成し、統計的無作為標本抽出された各地点で抽出した個人を名簿順で K 型・M 型に振り分けることになった。この K 型、M 型の並行調査は後の時系列データの「連鎖的比較」の考えに繋がる。ただし、近年、この点の配慮が忘れ去られ、アドホックな質問項目の入れ替えになっている懸念がある。

日本人の国民性調査の成果は多大なものがあるが、1 つだけあげるとすると、筆者はいつも次の「男女の生まれ変わり」の項目の男女別回答分布を例示するようにしている。

質問#6.2 「もういちど生まれかわるとしたら、あなたは男と女の、どちらに、生れてきたいと思いますか？」

男性の回答は 60 年以上安定して 9 割が「男に」、女性は 1958 年は「男に」が 62%、「女に」が 27% であったが、着実な変化を見せ、これらの比率が 1993 年にはこれらの数字が正反対に至り、その傾向が続いている。調査データの表面的な解析だけでは直ちには因果関係は断定できないが、この回答の変化は、「男女共同参画社会基本法制定」までの国内外の動向や政策取組みと並行している (内閣府, 2020)。しかし、筆者には、それを超えて、戦後日本全体の変化を象徴しているようにも思える (図 1 参照)。

後述の国際比較との関連で、もう 1 つ例をあげておく。それは、「一番大切なもの」というテーマで、次のような質問文に対する自由回答である。

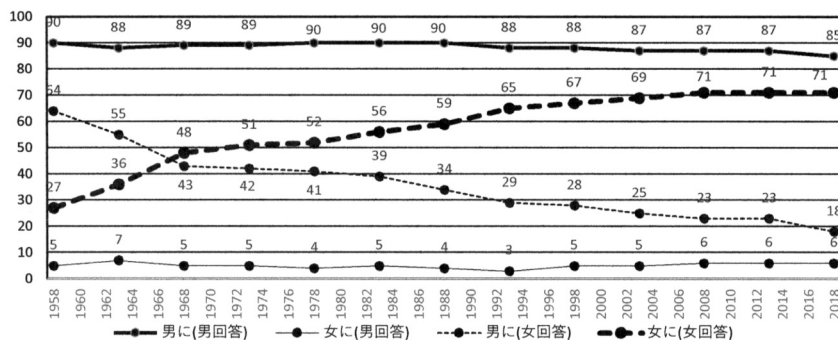


図 1. #6.2 男女の生まれ変わり. 男の回答は「また男に」でありあまり変わらないが, 女性の回答は大きく変化してきた. 「男女共同参画社会基本法制定の歩み」と並行し, 日本の戦後の変化を象徴しているように見える.

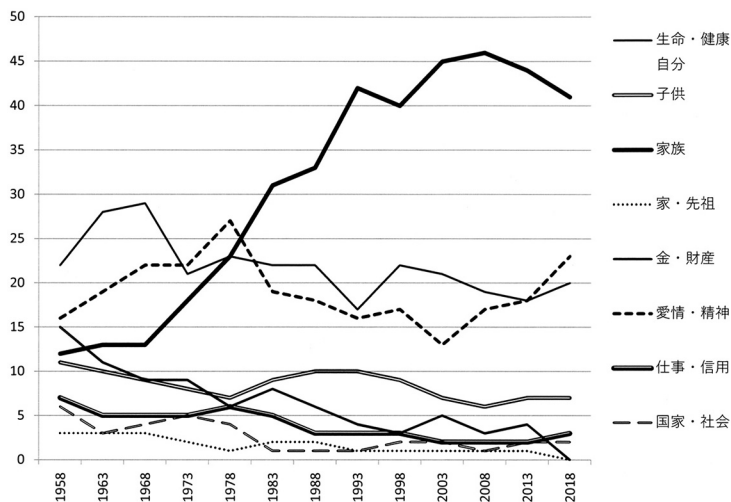


図 2. #2.7 「一番大切なもの」の時系列変化(自由回答をカテゴリー化).

#2.7 あなたにとって一番大切と思うものはなんですか。一つだけあげてください。(なんでもかまいません)

図 2 に示されたように, 1980 年代以降, 「家族」という回答の著しい伸張が見られるが, これについては様々な解釈が可能であろうが(角田・鈴木, 2006; Yoshino, 2015), 本稿では各国民の固有性と, 時代や国々を越えた普遍性と言う視点で後に触れる.

1980 年代までの調査結果を俯瞰して, 当時の時点で, 日本人の特徴は主として以下の 3 点にまとめられている(林, 1993; 吉野, 1994).

- 1) 「伝統」と「近代」との対照で物事を考える枠組みがあった.
- 2) 人間関係の深層に「義理人情」の想いがあった.
- 3) 寛容な宗教意識がある.

上記の 1, 2) については, その後の海外日系人との比較調査で研究が進んでいる(林・鈴木,

1997). 3)については、日本人は「宗教」や「信心」を持っていない者でも、多くの人が「宗教心」を大切と思っているという特徴がある。これが、一神教の原理主義とは異なり、異なる宗教にも寛容な宗教意識と繋がる。(ただし、日本人も含め多くの人々は、過去に宗教団体が起こした数々の事件を念頭に「宗教団体」には不信感をもつ者も少なくはない。)しかし、1980年頃から、若者の様相が従来とは異なる側面が見えてきたとされる¹⁾。もはや戦後ではないと言われた昭和30年頃に生まれた世代が、20代半ばになってきた時代であった。

また、次節で述べる国際比較の文脈の中では、日本人の中間回答選好傾向(選択肢の中央を選ぶというよりは、両極端を避けたり、DK[わからない]と回答したりする率が高い)が浮かび上がってくる(林, 1993; Yoshino, 2009b)。

その後、1990年代以降の日本人の態度や意識の混沌は坂元(2000, 2005, 2010)が報告している。冷戦終了後、グローバリズムの名の下で米国に社会制度の改革を求められ、Ezra Vogelが「Japan as Number One」(Vogel, 1979)で世界が見習うべきとして賞賛していた日本教育システムまで変革の標的とされた。彼は1993年から1995年まで、CIA国家情報会議(CIAの分析部門)の東アジア担当の国家情報官となる。冷戦終了後、ソ連に変わって日本を敵視し始めたアメリカで、Vogelの著作が日米経済摩擦時代の「菊と刀」となってしまったようである。アメリカは、その後、日本の経済があまりにも容易に崩壊してしまったことに驚き、その負の影響を恐れ、方針の軌道修正に慌てたようである。

しかし、この間、基本的な人間関係まで変更を迫られ、学校、職場、家庭での「信頼」の崩壊が指摘された。時代とともに政治・経済・社会の制度(表層構造)に変革されなければならない面はあろうが、長年の文化や歴史や「国民性」に根差した基本の人間関係や道徳意識や価値観(深層構造)の急激な変更は社会の混乱を招くだけである(吉野, 2003b)。

6. 「意識の国際比較調査」の展開

「国際比較は意識調査の宝庫である」とは、林知己夫が、長年の経験から到達した認識であった(林, 1984, 2001, 2011, p.158)。国際比較では、翻訳のみならず、サンプリング法など、各国固有の事情で日本とは異なる方法をとらざるを得ないことが多く比較可能性の追求が我々の主要課題となるが、その追求過程で、日本の調査で見過ごされていた問題点が発見されることも多く、国際比較のためだけではない知見を与えてくれるという主旨である。

統計数理研究所による国際比較調査研究は、海外調査が経済的に現実的ではなかった時代、1963年の西平(2000)の「青少年の常識」調査など、国内での外国人との比較や他国の既存の調査結果との比較のための日本調査などから始まり、その一部は統計数理研究所・研究レポートに報告されている(<http://www.ism.ac.jp/editsec/kenripo/index.html>)。

本格的な海外調査は、1971年のハワイ日系人調査が最初で、日本人をより深く考察する目的で日本以外に住む日本人・日系人を始め、他の国の人々との比較調査へと拡張されてきた(林 他, 1998; 吉野 編, 2007; 吉野 他, 2010)。「日本人の国民性調査」は研究所の機関研究として継続されてきたのだが、国際比較は各代表者が、その都度、大型研究費を獲得して遂行してきた個人研究の形であることが多い。しかし、実質は双方が相補的な発展を遂げてきている。2011-2016年には調査科学研究センターを開設しNOE(Network of Excellence)の柱とし、2016年からは情報・システム研究機構のデータサイエンス共同利用基盤施設・社会データ構造化センターを創設し、個人情報保護の法律や倫理の下でのソーシャル・ビッグデータ活用方法の研究とともに、調査データの一般公開事業を展開している。

統計数理研究所が国際比較調査として最初(1970年)に企画した「ブラジル日系人調査」では、文部省から資金を得て日本側では準備万端で臨んだのだが、当時、軍政下のブラジル政府から

はビザが発給されず、急遽、所員の西平重喜がハワイ大学の日本人教授黒田安昌とコンタクトを取り、「ハワイ日系人調査」へ変更したというエピソードがあった。その後、1991-92年には、林知己夫が笹川財団の支援を受け、民主化されたブラジルで現地の日系人やサンパウロ大学等と共同し、日系人調査を遂行した。サンプリングは、当時既に統計局長などをリタイアして年月を経ていた水野坦が JICA の日系人リストをもとに遂行した。同大学の助手であった日本人文化人類学者の森幸一は、幾つもの予防注射をしてから、面接調査員としてアマゾンの奥地まで入り込んだそうである。(森は、後にブラジル日本移民研究の第一人者として同大学教授となったが、2019年10月に急逝した。)

筆者は、林知己夫とともにサンパウロやリオデジャネイロの周辺を視察しただけであったが、共同研究者となった山本勝造、脇坂勝則、宮尾進、河合武夫らの現地日系人の経験談からだけでも、人生においていかに彼らが苦勞してきたか、またその調査自体がかなり困難であるかにかかわらず、現地調査員がいかに多大な尽力を見せたかが了解された。その時期、日本経済が好調で多数の日系ブラジル人が「特別枠」で出稼ぎに来ていたが、会社や日本人から彼らへの処遇や差別に対する不満を抱えながらも生活のために耐えて労働をしているのだという本音が地元の日系紙に綴られていたのも覚えている。

得られたデータは貴重なものであり、その後のブラジル移民80周年などとも絡み、刊行した調査研究レポート(山本 他編, 1993)はかなり増刷しなければならないほど需要があった。今では、WEB上でダウンロード可能にしてある。

表1は、統計数理研究所が遂行してきた主要な意識調査のリストであり、各調査に参画した人々も記載した。実際には、同リストに記載できないほどの多数の方々からの直接、間接の協力や支援があり、この世界でも希有な長期継続調査と国際比較調査が成立してきたのである。

国々の中には正確な国勢調査の統計がなかったり、全国レベルの戸籍簿や住民基本台帳などが一般の世論調査・社会調査には活用できなかったり、偏らず国民を代表する調査データを得るのは容易ではないところもある。また、ベトナムなど、「1人1票の民主主義」のもとでの世論調査を想定しない国では、「母集団の成人全体からの等確率抽出」を前提としない手続きが採用されていることが常態のようである。そもそも日本以外は、民間調査機関は市場調査で利益を上げるのが主であるためか、「1人1票の民主主義」の手続きに準じた統計的標本抽出が念頭にあるとは限らない。

戦後の日本のように、民主主義発展の基盤としての厳格な「科学的世論調査」の方法論の確立をしてきたのは、世界中で日本以外にはないのではないか。米国ですら、多くの場合、割り当て法など、統計的推論の観点からは好ましくない方法が用いられていて、戦後のトルーマン、2016年のトランプの時など、しばしば、大統領選挙結果の事前予測などで混乱を生んできた。米国では世論調査の結果が戦争への突入や回避に大きな影響を与えることを考えると、世論調査の方法自体に問題があっては、民主主義を守ることはできない。

他方で、日本では世論調査の結果が現実の政治にどこまで反映されているのかは心もとない。2002年のイラク戦争は、米国では世論を操作してまでも国民の大半が賛成する形をとってから戦争開始しその後も世論を欺き続けたと批判されている(Washington Post, 2019)。他方で、日本では国民の大半は反対であったが、米国に追従した。米国の指導の下で発展した戦後民主主義は、しばしば米国によって阻まれる構造が確立してしまっている(末浪, 2015)。本稿では、複雑な政治問題には立ち入ることはできないが、統計学者としては世論調査の厳格な方法論とその意義を守ることを常に念頭に置かなければならない。

国際比較のデータについて、前節の日本人の国民性調査のデータと対照させるために、「男女の生まれ変わり」の項目の回答分布を示しておこう(図3(a)(b))。

アジア太平洋各国の男女の回答は、特に女性の回答傾向は各国の社会制度等の地域差を示し

表 1. 統計数理研究所による主な意識の国際比較調査と調査チーム。注)各調査メンバーリスト及び集計データの詳細は、統計数理研究所発刊の調査研究レポート (<https://www.ism.ac.jp/editsec/kenripo/contents.html>)、属性別詳細集計については、<https://www.ism.ac.jp/~yoshino/index.html> を参照ください。

-
- **1953 - present Japanese National Character Survey 「日本人の国民性」**
 - **Surveys on Japanese Americans of Hawaii & of the West Coast, and Japanese Brazilian**
 - 1971 **Honolulu Residents with Japanese ancestry** ハワイ日系人調査
(林知己夫, 青山博次郎, 西平重喜, 鈴木達三, 野元菊雄[国語研], 黒田安昌[ハワイ大])
 - 1978 **Honolulu Residents, Americans in the Mainland**
 - 1983 **Honolulu Residents**
 - 1988 **Honolulu Residents**
 - 1991 **Japanese Brazilians (JB) in Brazil** ブラジル日系人調査
(林知己夫, 水野垣, 鈴木達三, 林文, 吉野諒三 [サンパウロ人文科学研究所]山本勝造, 河合武夫, 脇坂勝則, 宮尾進, 森幸一)
 - 1998 **Americans with Japanese ancestry on the West coast of U.S.A.** 米国西海岸日系人調査
(吉野諒三, 林知己夫, 鈴木達三, 林文, 前田忠彦, 山岡和枝, 河原弘子, 村上征勝 [米] Frank Shotaro Miyamoto, Tetsuden Kashima, Tsukasa Namekata, Stephen Fugita)
 - 1999 **Honolulu Residents with Japanese ancestry** (吉野諒三, 林知己夫, 鈴木達三, 林文, 鄭躍軍, 前田忠彦, 佐々木正道, 山岡和枝, 河原弘子, [米] 黒田安昌, Frank Shotaro Miyamoto, Tetsuden Kashima, Stephen Fugita)
 - **1987-1993 Seven Country Survey (Japan, USA, & 5 European Nations) 日米欧 7ヶ国比較**
(林知己夫, 鈴木達三, 三宅一郎, 佐々木正道, 林文, 吉野諒三)
 - 1987 UK, Germany & France
 - 1988 Americans in the mainland of U.S.A, the Japanese in Japan
 - 1992 Italy
 - 1993 The Netherlands
 - **2002-2005 East Asia Values Survey (EAVS) 東アジア価値観国際比較**
Japan, China [Beijing, Shanghai], Hong Kong, Taiwan, South Korea & Singapore
(吉野諒三, 林文, 山岡和枝, 鄭躍軍, 鈴木達三, 佐々木正道, 村上征勝, 馬場康維, 中尾啓子, 土屋隆裕, 前田忠彦, 星野崇弘, 松本渉, 趙彦云, 周国模, 蘆興普, 謝邦昌, 王琪延, 袁衛, 朴承根, Hing Po Lo, Agnes Law)
 - **2004-2009 Pacific-Rim Values Survey (PRVS) 環太平洋価値観国際比較**
Japan, China [Beijing, Shanghai], Hong Kong, Taiwan, South Korea, USA, Singapore, Australia & India
(吉野諒三, 林文, 山岡和枝, 鈴木達三, 星野崇弘, 松本渉, 鄭躍軍, 三好美浩, 馬場康維, 謝邦昌, 王琪延, 趙彦云, Hing Po Lo, Agnes Law)
 - **2010-2014 Asia-Pacific Values Survey (APVS) アジア・太平洋価値観国際比較** Japan, China [Beijing, Shanghai], Hong Kong, Taiwan, South Korea, USA, Singapore, Australia, India & Vietnam
(吉野諒三, 土屋隆裕, 山岡和枝, 佐々木正道, 鄭躍軍, 林文, 松本渉, 朴堯星, 前田忠彦, 角田弘子, 二階堂晃佑, 巖岩晃, 芝井清久, 服部浩昌, 大崎弘子, 藤田泰昌, 謝邦昌, 王琪延, 趙彦云, Agnes Law)
-

ているように見える。

もう1つ、今度は、国際比較の枠組みではじめて、日本人固有の特徴を超えた 普遍的な価値観が見えるという例をあげておこう。日本人の国民性調査にデータは前掲の図2のように、1980年代末頃より、自分にとって一番大切なものとして、「家族」という回答が急伸してきた。これに関して、我々の国際比較調査では、次のような項目がある。

Q18 次あげる生活領域のそれぞれについて、あなたが重要だと思う程度に従って 1~7 の評価をつけてください。

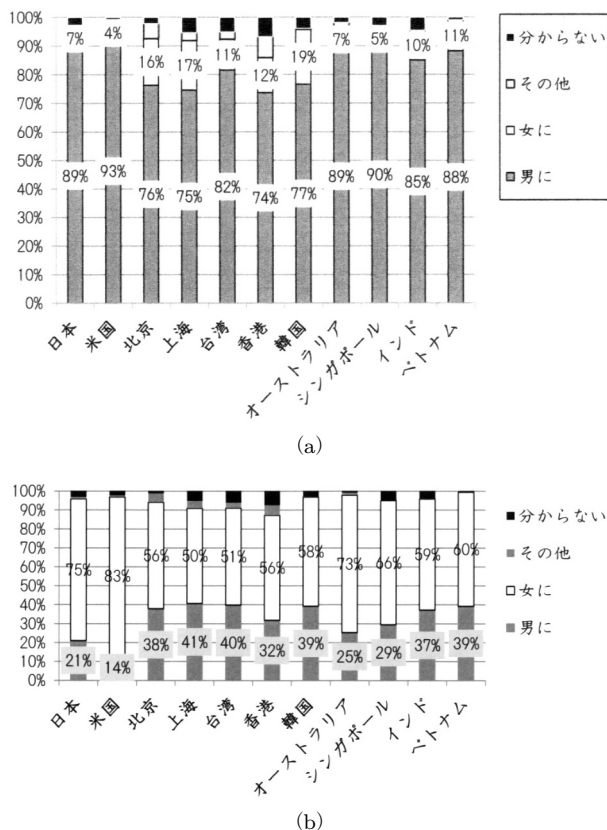


図 3. アジア・太平洋価値観国際比較 (2010-2014) より、「生まれ変わり」の質問に対する (a) 男性の回答。どこの国も男性の大半は「男に」と回答する。(b) 女性の回答。どの国の女性も過半数は「女に」と回答するものの、各国や地域での差が見られる。各国・地域の社会制度の差が女性の地位や社会的役割にも大きくかかわっているであろう。

a) まず、「あなた自身の家族や子供」についてはどうですか。

表 2 は、一例としてアジア太平洋価値観国際比較のデータを示す。

前節末で日本人の中間回答選好傾向について触れたが、「家族」や「友人」の重要性については、日本人を含め、どこの国民も圧倒的な人々が最高得点(7点尺度)をあげることが分かってきた(吉野 他, 2015)。表 2 のアジア太平洋国際比較調査のみならず、我々の過去のすべての国内外の調査で、「家族の大切さ」は洋の東西や時代を超えて普遍的であることが確認される(Yoshino, 2015)。ただし、「家族の形態」は国や時代によって異なる部分もあるのは確かであり、それが「国家体制」の違いに反映されていると説く研究者もいる(Todd, 1999)。

総じて、日本人の国民性調査という長期継続調査と、意識の国際比較研究で浮かんできたことは、例えば以下のようなことがある(吉野 他, 2010)。

1) 一般的回答傾向の差違...例えば、日本人の中間回答選好傾向(極端な回答を避け、「分からない」という回答も多い)、フランス人の批判的(消極的)回答傾向、ブラジル人やインド人の楽観的(楽観的)回答傾向。

表 2. 「身近な家族」の重要度(アジア太平洋価値観国際比較調査 Q.18 より). 7ポイントスケールの回答比率(%) (「その他」「分からない」は除くので, 1点「重要でない」から7点「重要」に対応する比率の合計は 100% ではない). いずれの国・地域でも最高点(7点)の回答が圧倒的である. 出典: 吉野 他 (2015).

スケール尺度	日本	米国	北京	上海	台湾	香港	韓国	オーストラリア	シンガポール	インド	ヴェトナム
1	0.7	1.3	0.4	1.3	0.3	1.1	0.2	0.5	0.1	0.4	-
2	0.7	-	0.4	0.4	0.2	0.4	0.3	0.1	-	0.2	0.2
3	0.8	0.3	0.9	0.9	0.7	1.2	0.5	0.1	0.1	0.4	0.3
4	5.0	1.2	2.9	2.0	2.2	4.2	1.7	0.5	0.7	1.0	0.5
5	6.0	1.0	3.1	2.5	5.3	7.4	4.3	3.2	3.2	10.1	4.2
6	10.1	3.4	4.1	6.4	12.8	18.7	22.1	8.4	13.7	23.0	18.3
7	75.9	88.3	87.7	85.5	77.7	65.8	70.5	85	77.3	63.5	75.7

(出典) 吉野・芝井・二階堂編(2015)

2) 男女の自己開示性の差違... 例えば「満足感」を尋ねれば女性の方が高く出るが, 「不満感」を尋ねても女性の方が高く出るなど, 一見矛盾するが, 「自己開示性」の性差と推定される. 他にも「病気の症状の訴え」の率は女性の方は高いが, 実際には多くの国で女性の方が幼児死亡率が低かったり寿命が長かったりする. また, 自殺未遂率は女性の方が高いが, 自殺率は男性の方が高い. これらには, 自己開示性とストレス解消と心身の関係が示唆される.

3) 楽観的・悲観的などの人格的特性... 「満足感」や「幸福感」は, 中長期的には各国民のレベル, 各個人のレベルで固有の安定した傾向を見せる. 例えば, 1980年代の日本経済は世界のトップクラスであったが, 意識調査で「満足感」は高く出なかった. また1990年前後, ブラジルは債務が突出していたが, 裕福な西欧並みの満足感や幸福感を示していた. 満足感や幸福感は, 勿論, 客観的社会状況と無関係ではないであろうが, 中長期的には各国民や各個人のパーソナリティの要因が強く安定した傾向を示すようだ. 他方で, 一日の中でも, 各個人の「幸福感」や「満足感」は大きく変動することが Kahneman (2011)らの実験心理学で確認されている.

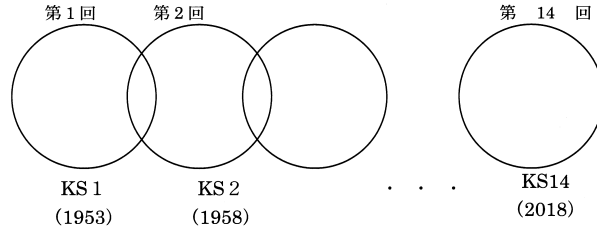
7. 国際比較可能性の追求のためのパラダイム—連鎖的比較方法 CLA から文化多様体解析 CULMAN へ

様々な国を比較する時は, 翻訳の問題, 各国固有の調査方法の違いに関わる諸問題など, 国際比較可能性が大問題となる. われわれはこの「国際比較可能性」を追求するための方法を研究し, 「データの科学」(Yoshino and Hayashi, 2002)と称する統計哲学の下で計量的文明論を展開していると言える.

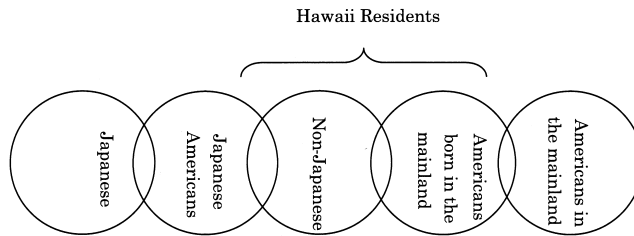
初めからいきなり全く異なる国々を比較しても, 意識調査では計量的に意味のある比較は難しい. 何らかの重要な共通点がある国々の比較から始め, 似ている点, 異なる点を判明させ, この比較の連鎖を徐々に拡張し, グローバルな比較を目指す. 統計数理研究所の調査チームは, この方針の下で国際比較を進め, 「連鎖的調査分析(Cultural Link Analysis, CLA)」と呼ぶ方法論を確立してきた. この考えは, 1980年代のハワイ日系人調査遂行時に考案された(Suzuki, 1989; 林, 1984, 2000, 2001; 吉野, 2001, 2005, 2011b; 吉野 編, 2007; 吉野 他, 2010).

例えば, 日本に住む日本人集団とハワイ在住の日系人集団との比較のように, 共通の側面と異なる側面を持つ国々や社会集団の比較から始め, 質問項目を適宜入れ替えながら徐々にその

a) 時系列の連鎖. 長期の経年調査では, 時代とともに, 調査項目群は徐々に入れ替えが行われることもあろう.



b) 空間の連鎖 隣接する国々や地域・民族の連鎖を徐々に拡大し, 最終的にグローバルな比較を目指す.



c) 調査項目群や調査テーマの連鎖 多次元構造を成す

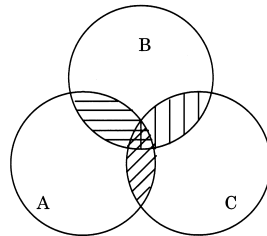


図 4. 連鎖的比較 CLA の方法論. 時間, 空間, 調査項目やテーマの比較の環を徐々に拡大していく.

比較の環の連鎖を広げ, やがてはグローバルな国際比較を目指す. 同様に, 「日本人の国民性調査」のような時系列調査で, 時代とともに項目を徐々に更新することを考えながら時間の比較の連鎖を考え, 時系列比較の発展を考える. さらに, 調査テーマや項目の連鎖を考え, 国々や社会の多次元的側面を明らかにして行く(図 4).

CLA の「調査テーマや項目の連鎖」については, Louis Guttman (1982) の「質問項目やトピックの母集団からのサンプリング」という発想が, 林らに影響を与えたようである. 林は昭和 45 年頃, 招聘され来日した Guttman とデータ解析について議論を交わした. その際, 全国レベルの統計的無作為標本抽出法によるサンプリングデータについて, 林の数量化では適切な結果が得られるが Guttman Scale では上手くいかなかったことを議論したそうである. おそらく, いずれが正しいか否かということではなく, イスラエルという国を背負った Guttman の仕事は計算機環境が整備されていない時代や戦時において簡易で実践的な方法の考案が求められた中での発明であり, スタッフを含め恵まれた研究環境にあってデータの収集や解析が可能で

あった統計数理研究所での仕事との差違があったかもしれない。

因みに、われわれの調査データ解析において、林の数量化 III 類などの多次元データ解析法は、適度に敏感で適度に鈍感な方法として、質問項目の翻訳やワーディングの問題、サンプリング方法の差違、回収データのウェイト調整などの各種の問題を乗り越えて、安定した結果をもたらすことが経験的に了解され、しばしば活用されている（吉野 他, 2010）。場合によっては、混入している「偽造回答データ」を検出することが可能な場合もある（吉野, 2001, pp.88-91, superculture model の適用）。

CLA の典型的な例は、Yamaoka and Hayashi (2002)の日本人・日系米国人・米国人の意識や態度の比較調査にも見られる。背景には、シアトルの日本人医師の行方令 (Namekata et al., 1996)と林知己夫との日本人、日系人、アメリカ人の食生活と心臓疾患などの比較研究がある。行方は、林知己夫の支援で研究を遂行できたことを深く感謝しており、2000 年前後のシアトルでの日系人調査の基地として、彼の医院を使用させてくれた。当時学生であった彼の娘二人も調査員として参画したのであった。

この調査のパラダイムは、ミシガン大学の Inglehart らによる「世界価値観調査」(WVS)のようになり、米国製の単一の調査票を各国語に翻訳し、世界各国で調査した結果の表面上の数値そのものを国際比較する発想とは著しく異なる。Inglehart の研究が世界に与えた影響は多大であるが、他方で、彼の研究の中心概念である「post-materialism」を測る質問項目群は、アジアの人間には、むしろ、アジアの伝統的価値観に対応するよう見える部分もあり、彼の cultural map は、日本やアジアが例外に位置づけられることもあった。ただし、多くの批判的研究とその後の Inglehart の長年の調査研究で、彼の cultural map は順次修正され、また予期していた世界の一様化については、自ら実証的に否定するようになったようである (Inglehart, 2019)。他方で、日本からは NHK が参画している ISSP (International Social Survey Program) の国際比較では、各国共通の質問群とは別に、宗教など各国の実質的な差違が著しい項目は各国固有の質問群を取り入れており、われわれの調査パラダイムの発想に近い。(なお、ISSP は当初、統計数理研究所に参加の打診があったが、当時、調査グループでは独自の国際比較研究が開始されている最中で、マンパワーの限界から、NHK が担当するようになった経緯がある。)

筆者らは国際比較調査の視野をさらに拡大しながら、これらの空間、時間、調査項目の比較の連鎖に階層構造を導入し「文化多様体解析 Cultural Manifold Analysis (CULMAN)」と称するパラダイムを発展させてきた(図 5) (吉野, 2005, 2011b; 吉野 編, 2007; 吉野 他, 2007, 2010; Yoshino et al., 2009, 2015)²⁾。

CULMAN の発想は、国際的な政策立案のためのパラダイムとしても参考になると期待される(図 6 参照) (Fujita and Yoshino, 2009; Yoshino, 2015)。

ここで、われわれの日系人調査に貢献してきた二人の大成果について報告しておこう(詳細は、吉野, 2019, 参照)。

2018 年初めにアメリカ西海岸シアトル日本総領事館から筆者へ連絡があり、ワシントン大学の Tetsuden Kashima 名誉教授に旭日小勲章が授与されることになり (Yamaguchi, 2017), 3 月に開かれるレセプションへ招待された。嬉しいサプライズであったが、突然すぎて日程が調整できず筆者は欠席せざるを得なかったが、一連の調査プロジェクトのメンバーで Kashima 教授の Kanako 夫人とも長年の友人である山岡和枝教授(帝京大学)が参加し、旧交を温めた。

既に逝去されている Frank Miyamoto 名誉教授を含め、Kashima 教授、Stephen Fugita 教授らは、第二次世界大戦中の日系人収容所の問題に巻き込まれ、戦中、戦後の人種差別と戦った世代であった。1988 年にレーガン大統領は、日系アメリカ人の市民としての基本的自由と憲法で保障された権利を侵害したことに対して連邦議会は国を代表して謝罪するとし、第 442 連隊戦闘団(日系アメリカ人部隊)に対して「ファシズムと人種差別という二つの敵と闘い、その両

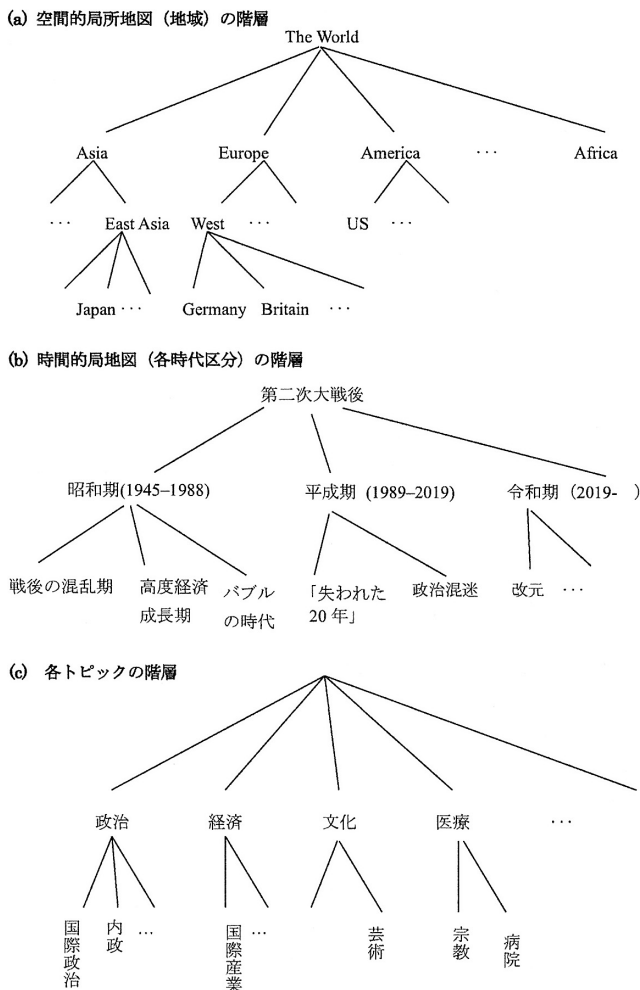


図 5. 局所チャートの階層構造をなす文化多様体(Cultural Manifold).

方に堂々と勝利した」と讃えている。2002年には、ようやく連邦政府から名誉回復を勝ち取っていた。

他方、2019年の夏には、ハワイ大学の黒田安昌名誉教授から、筆者ら「意識の国際比較研究」グループが前述のワシントン大学、サンタクララ大学のメンバーらとともに2002-2003年と2009年に *Behaviormetrika* に各2号 (Yoshino and Hayashi, 2002; Yoshino, 2002, 2009a, 2009c) にわたり刊行した特集号に関する知らせがあった。Kuroda (2009)で書かれた「気モデル (Ha model)」が、2016年に幼稚園児から高校生までが見習うべき理念としてハワイ州教育局によって採択されていたことに気が付き、知らせてきたのだ。もともと日本人だが、長年米国西海岸やハワイで研究を重ねてきた黒田氏が、Kuroda (2003)の中でハワイを多民族の理想的な共存共栄社会として描いた rainbow model (虹のように、肌色の異なる多民族の美しい調和) を発展させた論文であった。

昨今は、安易な短期的業績評価の時代になり、表面上の指標を追う仕事が多く閉口している。

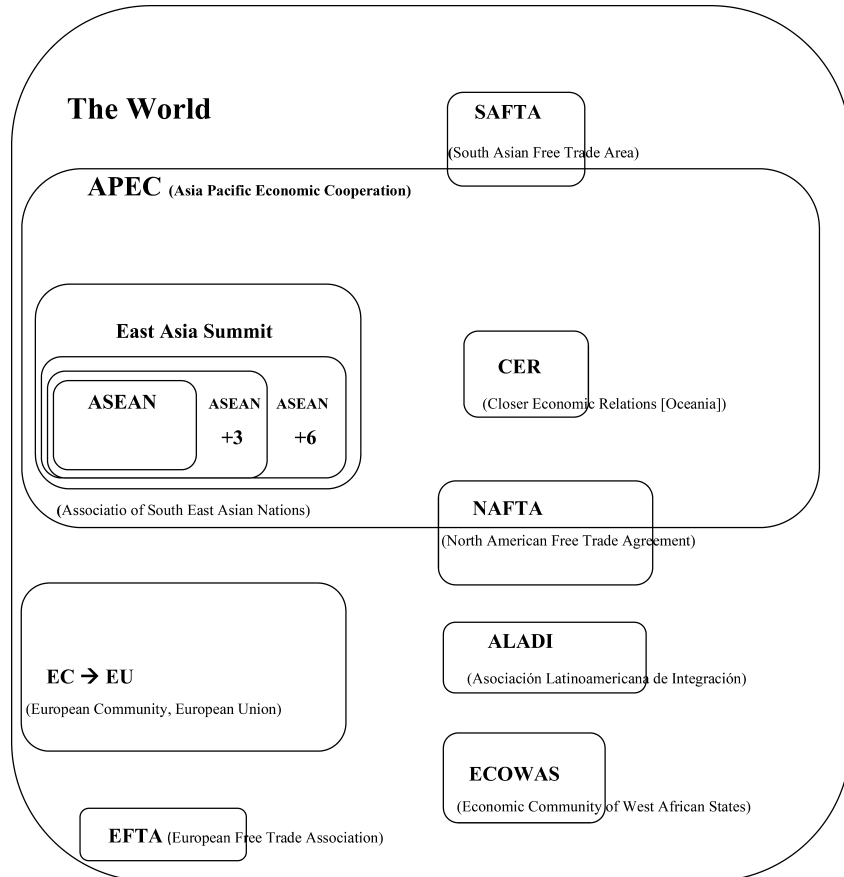


図 6. 地域共同体の織り成す多様体。地域共同体の幾つかの対は互いに一部重なり合ったり、一方が他方を包み込んだりし、その重複や包含関係もダイナミックに変化する。全体として時代とともに発展を見せる、1つの階層構造を成す。世界の平和で安定した経済発展のためには、「世界全体での単一の厳格な基準」ではなく、各地域共同体の対どうしを結びつける「緩やかな規則の集合」が必要なのであろう。

そのようなものからは、それぞれの一時代を席卷した林知己夫の数量化理論や赤池弘次の AIC などは生まれなかったであろう。

二つの知らせは、一方で 2001 年 9 月 11 日の NY テロ事件以降、特に近年のトランプ大統領をはじめ、世界中にはびこっている人種差別的雰囲気吹き飛ばしてくれるような快挙に思え、他方で調査研究の本当の成果とは何かを明示してくれるように思える。

実証的なデータに基づく学問や政策立案への貢献に、われわれの調査研究が貢献して来たことを確認し、今後もさらなる発展を期待する。

8. おわりに代えて

戦後、統計的標本抽出理論に基づく社会調査の手法は、世論調査を含み、人文社会科学の実証的研究の基礎として確立されてきたが、その中で、「日本人の国民性調査」は指導的な役割をしてきた。しかし、現時点から再考すると、その功も罪も深い。戦後から統計数理研究所は「世

論調査の方法論」を機関として研究し啓蒙し続ける使命を担ってきたので、同調査では統計的無作為標本抽出法を厳守してきた。しかし、調査の「内容」は世論調査ではなく、「学術調査」や「社会調査」の類である。すべての学術調査や社会調査が同調査の手法に沿うことがベストとは限らない。

例えば、自殺者 3 万人超、失業者や生活保護者の 100 万人の増加は、社会格差研究として重要であるが、これらの数字は世論調査のような手法では標本誤差に隠れる範囲になってしまう。また、林知己夫、西平重喜、鈴木達三という統計数理研究所の草創期のメンバーが昭和 20 年代から携わってきた国立国語研究所の言語に関する継続調査では、当時から回収率が必ずしも高くはなく、性別・年齢層別による割当て方の採用などそれぞれの工夫がなされている(同研究所のホームページ <http://www2.ninjal.ac.jp/longitudinal/>参照)。

一見、同様の質問項目を扱う調査でも、「世論調査」と一般の社会調査や市場調査とでは目的が異なり、それぞれの調査の主旨、目的に適した標本抽出法や統計的手法が用いられなければならない。医療や公衆衛生、社会格差研究を含む各種の調査研究でも、特に、調査の基本である「ユニバース、母集団、サンプル」の関係を再考し調査計画を練ることが重要である(吉野, 2011a, 2011b)。これについては、林知己夫の「データの科学」(林, 2001)や「調査の科学」(林, 1984, 2011)の熟読をお薦めする。

なお、本誌では過去、国民性調査の特集が幾度か組まれてきたが、国際比較については「行動計量学」(32 巻 2 号, 33 巻 1 号)や *Behaviormetrika* (Vol.29 No.2 と Vol.30 No.1, Vol.36 No.2 と Vol.37 No.1, Vol.42 No.2)でも特集が組まれている。

また、国際比較の方法論については、近年では少なからず著作があるが、Dogan and Pelassy (1984), Scheuch (1993), Inkeles and Sasaki (1996), また林 (2001)や吉野 他 (2010)や林・山岡 (2002)などの「データの科学シリーズ」、稲葉・吉野 (2016), 佐々木 他 (2018)が表層的な数字の比較ではない、知見を与えている。他方で、Meyer (2014)の著作「Cultural Map」は、我々のように大規模な統計的調査に従事してきたのではなく、各国での個人的経験の蓄積の知見であるが、ビジネスなどの実社会で各国民の思考の枠組みの差違を理解することの重要性を見事に著している。通常は、この種の個人的経験に基づくだけの議論は、学術的正当性の視点からは低く見られるのだが、「Cultural Map」はかなり本質に迫り、筆者の「Cultural Manifold Analysis」の実践にも示唆を与えてくれる。

その他、「林知己夫著作集全 15 巻」(林知己夫著作集編集委員会, 2004)には、各分野での実践的統計解析の思想や実証的データに基づく政策立案のための知見が蓄積されている。

統計数理研究所の国民性調査で集積されてきた実践研究に基づく多くの知見や注意は多大であり、本稿ですべてを書き連ねることはできない。また本稿は筆者の観点からの論考であり、記憶違いや勘違いもあろうし、他の方々の観点を排除するものでもない。われわれの国際比較方法論から得られた知見が、各調査研究者のそれぞれの分野で「データ収集」と「データ解析」のリテラシーの向上に資することがあれば幸いである。統計的に厳格な方法論を厳守し、信頼できる情報を収集、共有することにより、延いては国々の相互理解を促進し、世界の平和の維持と発展に資することが本調査研究の主目的である。

(統計数理研究所の国際比較調査は <http://www.ism.ac.jp/~yoshino> 参照.)

注.

- 1) ただし、日本人でも世代の差はあり、例えば「昭和 10 年代生まれの世代」の人の意識や態度は、それよりも高齢または若年の世代とは著しく異なることがコホート分析で指摘されている。一般的に日本人は高齢になるに連れて信心をする人の率が増える傾向があった

が、近年はこの傾向が薄れている。これは年齢効果の変化なのか、昭和10年代生まれ世代も高齢となったが、この世代の人は若い頃から合理的で無宗教なためか、さらに分析が必要である。経験的には、安保世代、団塊の世代、無気力世代など、世代の特徴が語られることも多い。

- 2) この発展の背景には、筆者が1980年代にCalifornia大学Irvine校(UCI)のW. H. Batchelder教授の研究助手として協力したCultural Consensus Theoryの展開がある。同理論に関するRomney, A. K., Weller, S. C. and Batchelder, W. H. (1986)の論文は、*American Anthropology*誌における過去100年間で引用回数が最多であるとのことである(Batchelder, 私信, 2015年3月)。また、CULMANの各チャート間の「接続」(吉野, 2015)は、やはり研究助手としてUCIのL. Narens (1985)教授から学んだ、D. H. Krantz, R. D. Luce, P. Suupes, A. Tverskyらによる公理的測定理論における「許容される変換のもとでの不変量」という測定尺度の定義に関するアイデアからのアナロジーである。

謝 辞

これまで国内外の共同研究者を含め、多数の方々からの直接、間接の御協力や御支援により、この世界にも希有な長期継続調査と国際比較調査が成立してきた。旧文部省、文部科学省、日本学術振興会、トヨタ財団、笹川財団を始めとする各機関からの御支援も総じて多大なものである。あらためて深く感謝いたします。

参 考 文 献

- Dogan, M. and Pelassy, D. (1984). *How to Compare Nations*, 2nd ed., Chatham House Publishers, New Jersey.
- ドウス昌代 (1986). 『ブリエアの解放者たち』, 文春文庫, 文芸春秋, 東京.
- エルドリッジ, ロバート, D. (2003). 『奄美返還と日米関係』, 南方新社, 鹿児島.
- 江崎道朗 (2019). 『朝鮮戦争と日本・台湾「侵略」工作』, PHP新書1197, PHP研究所, 東京.
- Fujita, T. and Yoshino, R. (2009). Social values on international relationships in the Asia-Pacific region, *Behaviormetrika*, **36**(2), 149-166.
- Guttman, L. (1982). “What is Not What” in theory construction (eds. R. M. Hauser, D. Meehan and A. Haller), *Social Structure and Behavior*, 331-348, Academic Press, New York.
- 林千勝 (2015). 『日米開戦陸軍の勝算—「秋丸機関」の最終報告書』, 祥伝社, 東京.
- 林知己夫 (1984). 『調査の科学』, 講談社ブルーバックス, 東京. (2011年筑摩文庫より再刊. 吉野諒三解説付き.)
- 林知己夫 (1993). 日本人の国民性, PHASE'93, 64-96, R&D社, 東京.
- 林知己夫 (2000). これからの国民性研究—人間研究の立場と地域研究・国際比較研究から計量的文明論の構築へ, *統計数理*, **48**(1), 33-66.
- 林知己夫 (2001). 『データの科学』, 朝倉書店, 東京.
- 林知己夫 (2011). 『調査の科学』, ちくま文庫, 筑摩書房, 東京. (1984年に講談社ブルーバックスとして刊行したものの再刊で吉野諒三解説付き.)
- 林知己夫, 鈴木達三 (1997). 『社会調査と数量化—国際比較におけるデータの科学(増補版)』, 岩波書店, 東京.
- 林知己夫, 鈴木達三, 吉野諒三, 三宅一郎, 佐々木正道, 村上征勝, 林文, 釜野さおり (1998). 『国民性七か国比較』, 出光書店, 東京.
- 林知己夫著作集編集委員会 (2004). 『林知己夫著作集』全15巻, 勉誠出版, 東京.

- 林文・山岡和枝 (2002). 『調査の実際—不完全なデータから何を讀みとるか』, 朝倉書店, 東京.
- 肥田野直 (2018). 米国教育使節団の報告書と我が国の国語・国字改革—心理学者の関わり—, *心理学史・心理学論*, **18-19**(合併号), 1-14.
- 稲葉陽二, 吉野諒三 (2016). 『ソーシャル・キャピタルの世界: 学術的有効性・政策的含意と統計・解析手法の検証』, 叢書ソーシャル・キャピタル, ミネルヴァ書房, 京都.
- Inglehart, D. (2019). *Cultural Evolution: People's Motivations Are Changing, and Reshaping the World*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Inkeles, A. (1996). *National Character: Psycho-social Perspective*, Routledge, UK.
- Inkeles, A. (2003). 『国民性論—精神社会的展望』(吉野諒三 訳), 出光書店, 東京.
- Inkeles, A. and Sasaki, M. (eds.) (1996). *Comparing Nations and Cultures*, Prentice-Hall, New Jersey.
- 猪瀬直樹 (1983). 『昭和16年夏の敗戦』, 世界文化社, 東京. (1986年8月文春文庫, 2010年6月中公文庫で再刊.)
- Kahneman, D. (2011). *Nobel Prize Lecture and Other Essays* (『心理と経済を語る』, 友野典男, 山内あゆ子 訳, 楽工社, 東京).
- 茅島篤 (2000). 『国字ローマ字化の研究—占領下日本の国内的・国際的要因の解明』, 風間書房, 東京.
- 木村洋 (2002). 第二次世界大戦期に於ける日本人数学者の戦時研究, *数理解析研究所講究録*, **1257**, 260-274.
- 国文学資料館 (2020). 国民精神文化研究所, 蔵書印データベース, http://dbrec.nijl.ac.jp/CSDB_30003 (2020年6月4日アクセス).
- 近藤康男 (1953). 『日本農業の統計的分析』, 東洋経済新報社, 東京.
- Kuroda, K. (2003). The rainbow model of American ethnic groups, *Behaviormetrika*, **30**(1), 39-62.
- Kuroda, Y. (2009). Ha model of multi-ethnic-culture in a city without majority, *Behaviormetrika*, **36**(2), 181-203.
- 牧野邦昭 (2018). 『経済学者たちの日米開戦: 秋丸機関「幻の報告書」の謎を解く』, 新潮選書, 新潮社, 東京.
- 丸山久美子 (2015). 『林知己夫の生涯: データサイエンスの開拓者がめざしたもの』, 新曜社, 東京.
- Meyer, E. (2014). *The Culture Maps. Decoding How People Think, Lead, and Get Things Done across Cultures*, Public Affairs, New York.
- 民族学研究 (1952). 特集社会調査—座談会, *民族学研究*, **17**(2), 2-99.
- 水野欽司, 鈴木達三, 坂元慶行, 村上征勝, 中村隆, 吉野諒三, 林知己夫, 西平重喜, 林文 (1992). 『第5日本人の国民性—戦後昭和期総集—』, 出光書店, 東京.
- 森本栄一 (2005). 戦後日本の統計学の発達—数量化理論の形成から定着へ—, *行動計量学*, **32**(1), 45-67.
- 森本栄一 (2012). 数量化理論の形成, *社会と調査*, **9**, 5-16.
- Morse, P. M. and Kimball, G. E. (1946). *Methods of Operations Research*, U.S. Navy (A Revised version published by The Technology Press of MIT (Massachusetts) in 1951, and further republished as the Dover edition (New York) in 2003).
- 内閣府 (2020). 男女共同参画社会基本法制定のあゆみ, http://www.gender.go.jp/about_danjo/law/kihon/index.html (2020年6月4日アクセス).
- 中田整一 (2010). 『トレイシー日本兵捕虜秘密尋問所』, 講談社, 東京.
- Namekata, T., Moore, D., Knopp, K., Marcovina, S., Perrin, E., Hughes, D., Suzuki, K., Mori, M., Sempos, C., Hatano, S., Hayashi, C. and Hasegawa, M. (1996). Cholesterol levels among Japanese Americans and other populations: Seattle Nikkei Health Study, *Journal of Atherosclerosis and Thrombosis*, **3**(2), 105-113.
- Narens, L. (1985). *Abstract Measurement Theory*, MIT Press, Boston.
- 「NHKスペシャル」取材班 (2012). 『“核”を求めた日本』, 光文社, 東京.
- 西平重喜 (2000). 日本人の国民性調査の周辺, *統計数理*, **48**(1), 67-76.
- Romney, A. K., Weller, S. C. and Batchelder, W. H. (1986). Culture as consensus: A theory of culture

- and informant accuracy, *American Anthropology*, **88**(2), 313-338.
- 坂元慶行 (2000). 日本人の考えはどう変わったか「日本人の国民性調査」の半世紀, *統計数理*, **48**(1), 3-32.
- 坂元慶行 (2005). 日本人の国民性 50 年の軌跡「日本人の国民性調査」から, *統計数理*, **53**(1), 3-33.
- 坂元慶行 (2010). 統計的日本人研究雑感ある国民性調査係の 36 年の思い出, *統計数理*, **58**(1), 61-82.
- 坂野徹 (2012). 九学会連合の共同調査と「国土」, 産業経営プロジェクト報告書, **35**(2), 1-15, <http://www.eco.nihon-u.ac.jp/center/industry/publication/report/pdf/35/35-2-1.pdf> (2019 年 12 月 26 日アクセス).
- 佐々木正道, 吉野諒三, 矢野善郎 編著 (2018). 『現代社会の信頼感 国際比較研究(II)』, 中央大学社会科学研究所研究叢書 36, 中央大学出版, 東京.
- Scheuch, E. K. (1993). Theoretical implications of comparative survey research: Why the wheel of cross-cultural methodology keeps on being reinvented, *Historical Social Research*, **18**(2), 172-195.
- 志垣民郎, 岸俊光 編 (2019). 『内閣調査室秘録』, 文春新書 1226, 文藝春秋, 東京.
- 清水俊介 (2019). 吉田元首相「統計正確なら戦争なかった」幼い麻生氏に言い聞かせ, 東京新聞, 2019 年 2 月 19 日朝刊, <https://www.tokyo-np.co.jp/article/politics/list/201902/CK2019021902000147.html> (2019 年 12 月 14 日確認).
- 末浪靖司 (2012). 『機密解禁文書にみる日米同盟』, 高文研, 東京.
- Suzuki, T. (1989). Cultural Link Analysis: Its application to social attitudes—A study among five nations, *Bulletin of the International Statistical Institute, Proceedings of the 47th Session, Paris*, **47**, 343-379.
- 高橋正樹 (2002). 占領下, 奄美大島における世論調査—ベネット資料の調査レポートより, *インテリジェンス*, **6**, 92-98.
- 高橋正樹 (2004). 科学史と科学者—林知己夫氏公開インタビュー, *行動計量学*, **31**(2), 107-124.
- 高橋正樹 (2008a). ある調査者が生まれるまで: 西平重喜インタビューその 1, *市場調査*, 273 号.
- 高橋正樹 (2008b). 多様な調査・多様な出会い: 西平重喜インタビューその 2, *市場調査*, 274 号.
- 高橋正樹 (2008c). 調査者の仕事: 西平重喜インタビュー その 3, *市場調査*, 275 号.
- 高橋正樹 (2012). 数量化の発想と考え方: 調査者としての語りから, *社会と調査*, **9**, 17-23.
- 武田珂代子 (2008). 『東京裁判における通訳』, みすず書房, 東京.
- 谷川健司, 須藤遙子 (2019). 『対米従属の起源「1959 年米機密文書」を読む』, 大月書店, 東京.
- 角田弘子, 鈴木達三 (2006). 「一番大切なもの」—東アジア価値観国際比較調査データからの幾つかの話題, *行動計量学*, **33**(1), 1-12.
- Todd, E. (1999). *La Diversite du Monde*, Seuil, Paris. (萩野文孝 訳 (2008). 『世界の多様性』, 藤原書店, 東京.)
- アンガー, J. マーシャル (1995). 『占領下日本の表記改革 忘れられたローマ字による教育実験』, 三元社, 東京.
- Vogel, E. (1979). *Japan as Number One*, Charles E. Tuttle Company, Vermont.
- Washington Post (2019). The Afghanistan papers: A secret history of the war, <https://www.washingtonpost.com/graphics/2019/investigations/afghanistan-papers/afghanistan-war-confidential-documents/> (2019 年 12 月 30 日アクセス).
- Yamaguchi, D. (2017). Tetsuden Kashima receives Imperial Decoration, *The North American Post*, November 19, 2017, <https://napost.com/tetsuden-kashima-receives-imperial-decoration/> (2018 年 12 月 15 日確認).
- 山本勝造, 河合武夫, 脇坂勝則, 宮尾進, 森幸一, 林知己夫, 水野坦, 鈴木達三, 林文, 吉野諒三 (1993). プラジル日系人の意識調査—1991~1992, 調査研究レポート No.74, 統計数理研究所, 東京.
- Yamaoka, K. and Hayashi, C. (2002). Cultural Link Analysis of Japanese Americans, *Behaviormetirka*, **30**(1), 7-19.

- 読み書き能力調査委員会 編 (1951). 『日本人の読み書き能力』, 東京大学出版部, 東京.
- 吉野諒三 (1994). 国民性意識の国際比較調査研究—統計数理研究所による社会調査研究の時間・空間的拡大, *統計数理*, **42**(2), 259-276.
- 吉野諒三 (2001). 『心を測る—個と集団の意識の科学—』, 朝倉書店, 東京.
- Yoshino, R. (2002). A time to trust, *Behaviormetrika*, **29**(2), 231-260.
- 吉野諒三 (2003). 信頼の時代, 特集号「ソーシャル・キャピタル Part II」, *Eco-Forum*, **22**(1), 42-51.
- 吉野諒三 (2005). 東アジア価値観国際比較調査—文化多様体解析 (CULMAN) に基づく計量的文明論構築へ向けて—, *行動計量学*, **32**(2), 133-146.
- 吉野諒三 編 (2007). 『東アジア国民性比較 データの科学』, 勉誠出版, 東京.
- Yoshino, R. (2009a). Editorial, *Behaviormetrika*, **36**(2), 87-88.
- Yoshino, R. (2009b). Reconstruction of trust on a cultural manifold: Sense of trust in longitudinal and cross-national surveys of national character, *Behaviormetrika*, **36**(2), 11-147.
- Yoshino, R. (2009c). Editorial, *Behaviormetrika*, **37**(1), 33-35.
- 吉野諒三 (2011a). 世論調査の歴史と理論と実践—データの科学の真髄, データ分析の理論と応用, **1**(1), 23-40.
- 吉野諒三 (2011b). 文化の多様体解析, *社会と調査*, **7**, 5-11.
- Yoshino, R. (2015). Trust of nations: Looking for more universal values for interpersonal and international relationships, *Behaviormetrika*, **42**(2), 131-166.
- 吉野諒三 (2015). 意識の国際比較可能性の追求のための「文化多様体解析」, *統計数理*, **63**(2), 203-228.
- 吉野諒三 (2019). 勲章と教育理念—日系人調査の2つの成果, *行動計量学*, **46**(1), 33-34.
- Yoshino, R. and Hayashi, C. (2002). An overview of Cultural Link Analysis of national character, *Behaviormetrika*, **29**(2), 125-141.
- 吉野諒三, 千野直仁, 山岸候彦 (2007). 『数理心理学』, 培風館, 東京.
- Yoshino, R., Nikaido, K. and Fujita, T. (2009). Cultural Manifold Analysis (CULMAN) of national character: Paradigm of cross-national survey, *Behaviormetrika*, **36**(2), 89-113.
- 吉野諒三, 林文, 山岡和枝 (2010). 『国際比較データの解析』, 朝倉書店, 東京.
- 吉野諒三, 芝井清久, 二階堂晃祐 (2015). アジア・太平洋価値観国際比較調査—文化多様体の統計科学的解析—総合報告書, 統計数理研究所調査研究リポート, No.117.
- Yoshino, R., Shibai, K., Nikaido, K. and Fujita, T. (2015). The Asia-Pacific values survey 2010-2014: Cultural Manifold Analysis of national character, *Behaviormetrika*, **42**(2), 99-129.

Japanese National Character Survey to Cross-national Comparative Survey — From “Statistical Mathematics” to “Science of Data”

Ryozo Yoshino^{1,2}

¹Faculty of Culture and Information Science, Doshisha University

²The Institute of Statistical Mathematics, Professor Emeritus

This paper provides an overview of the social situations and world affairs behind the survey research at the Institute of Statistical Mathematics after World War II. In developing a cross-national comparative paradigm called “Cultural Manifold Analysis,” the survey team has accumulated not only the results of the data analysis, but also the relevant important information obtained during the course of surveys.

In particular, we recognize that each country’s social survey infrastructure itself reflects many important aspects of the social, political, economic, historical and cultural foundations of the country and its people.

We would like to express our sincere gratitude to many collaborators in Japan and overseas for their great support over the past 60 years.

「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査における調査不能者を考慮した母集団割合の推定

伏木 忠義[†]

(受付 2021 年 1 月 21 日；改訂 2 月 24 日；採択 3 月 2 日)

要 旨

近年、世界的に標本調査においては回収率が低くなる状況が続いている。「日本人の国民性」調査においても、第 13 次・第 14 次調査においてはいずれも回収率は 5 割程度であり、調査不能バイアスの影響が懸念される。本研究では、「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査において、2 つの重み付けによるバイアス調整の手法を利用した母集団割合の推定を行った。調査不能バイアスを調整すると、金銭的なものを求め、他者をあまり信用せず、他者とのかわりが薄くなる人の割合が増加するという結果が得られた。また、調査不能バイアスを調整した推定結果が第 13 次・第 14 次調査である程度整合性を持っていることを確認した。

キーワード：キャリブレーション推定、調査不能、バイアス調整。

1. はじめに

近年、世界的に標本調査においては回収率が低くなる状況が続いている(たとえば, Bethlehem et al., 2011; Beullens et al., 2018; Williams and Brick, 2018)。日本の社会調査においても回収率が低い状況が継続しており(たとえば, Inaba, 2007)、得られた推定値における調査不能の影響が懸念される。そのため、調査不能バイアスを調整する方法がより重要になってきている(たとえば, Särndal and Ludström, 2005; Bethlehem et al., 2011; Brick, 2013)。

過去の「日本人の国民性」調査においては、土屋 (2005, 2010)、星野 (2010) で調査不能に関する研究が行われている。土屋 (2005) では、「日本人の国民性」第 11 次全国調査において未返送者の回答分布を推定する際にバイアス調整の方法を利用している。土屋 (2010) では、「日本人の国民性」第 12 次全国調査において「指向性変数」というものを用いたバイアス調整を試みている。星野 (2010) では、「日本人の国民性」第 12 次全国調査においてセミパラメトリックな調査不能を調整するモデルを提案し解析を行っている。他に、SSP 調査において調査不能バイアスを調整した母集団割合の推定を行った研究 (Fushiki and Maeda, 2014) などがあるが、日本国内において調査不能バイアスの調整を行った研究は非常に少ない。本研究では、これらの先行研究よりも、より直近に実施された「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査(以下、第 13 次調査や第 14 次調査と略記する場合がある)において調査不能バイアスを調整した母集団割合の推定を行う。このような研究を行うのは、調査不能の影響に関してはまだ十分な知見が得られているわけではないため、直近の 2 時点の調査において調査不能バイアスの調整を行ったときの推定結果がどの程度整合的なのかを検証するためである。また、第 11 次・第 12 次調査

[†]新潟大学 教育学部：〒950-2181 新潟県新潟市西区五十嵐 2 の町 8050

における先行研究で報告されている結果と本研究で解析する第 13 次・第 14 次調査の結果の整合性を確認することも目的のひとつとする。「日本人の国民性」調査は調査年によって質問項目にいくらか変更はあるものの大枠に変更がない継続調査となっているため、このような比較を行うのに適した調査といえる。そして、上記のように日本の社会調査においては回収率が低い状況が継続しており、日本の社会調査において調査不能の影響に関する知見を積み重ねることは社会調査の結果を読み解く上でも重要なことだと考えられる。

本論文の構成は以下の通りである。2 節では、本論文で利用するデータや推定方法について説明する。3 節では、第 13 次・第 14 次調査において調査不能バイアスの調整を行った推定結果を示す。4 節では、まとめと考察を行う。

2. データと推定方法

2.1 データ

本研究では、「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査の解析を行う。「日本人の国民性」第 13 次調査は、20 歳以上の日本人 6400 名を対象にした調査である。標本は層化 2 段階抽出で得られ、自己加重標本となっている。K 型調査の設計標本の大きさは 3216、M 型は 3184 だが、回答が得られた対象者の数は、K 型では 1591、M 型では 1579 となっている。回答が得られなかった理由は、(1)死亡、(2)移転、(3)該当者なし、(4)住所不明、(5)長期不在、(6)病气、(7)一時不在、(8)拒否(本人)、(9)拒否(その他)、(10)老すい、(11)その他に分けられる。本研究では、調査員が該当者にたどり着かなかった(1)～(4)の理由で回答が得られなかったデータは省くことにする。このような処理をしたのは、(5)～(11)の理由に該当する場合は調査員によって対象者の住居の情報などが得られたが、(1)～(4)の理由に該当する場合は対象者の住居の情報などが得られなかったからである。このような処理を行った結果、K 型では回答者数 1591 名、調査不能者数 1453 名であり、M 型では回答者数 1579 名、調査不能者数 1421 名となった。

第 14 次調査でも 20 歳以上の日本人 6400 名を対象に調査を行っているが、K 型調査の設計標本の大きさは 3209、M 型は 3191 となっている。第 13 次調査と同様に、(1)～(4)の理由で回答が得られなかったデータは省くと、K 型では回答者数 1584 名、調査不能者数 1468 名、M 型では回答者数 1627 名、調査不能者数 1404 名となった。

2.2 推定方法

本研究では、「日本人の国民性」調査における質問に対するそれぞれの選択肢の母集団割合の推定を行うが、2.1 節のように一定程度の調査不能者が存在する。調査に答えないことともし仮に回答が得られた場合の回答が無関係な状況ならば回答者から得られた回答をあたかも標本全体であるかのように推定を行うということでも(推定の一致性という意味では)問題が生じないが、多くの場合にはそのような状況になっていない(過去の「日本人の国民性」調査に関してはたとえば、土屋, 2005)。このような問題に対処するために調査不能バイアスを調整する推定方法が開発されている。

調査不能バイアスを調整する方法には代入法 (Rubin, 2004) やセミパラメトリックな方法(たとえば、星野, 2010) などもあるが、広く利用されているのは回答者に重み付けする方法である。具体的には、ある質問項目で選択肢 a と答える人の割合を推定する状況では、回答者 i の重みを w_i とすると $\sum_{i \in R} w_i I(y_i = a) / \sum_{i \in R} w_i$ によって推定する。ただし、回収標本を R とし、 y_i は回答者 $i \in R$ の回答を表すものとした。抽出ウェイトを d_i とすると、 $w_i = d_i$ としたときこの推定は単純集計となる(本研究では自己加重標本を扱うので d_i は i によらない)。 w_i の決め方として主に 2 つの方法が利用されている。1 つは傾向スコア (Rosenbaum and Rubin,

1983)を用いた方法であり、もう1つはキャリブレーション推定 (Deville and Särndal, 1992)である。本研究でもこの2つの方法を利用するため以下ではこの2つの方法について簡単に説明する。

傾向スコアは Rosenbaum and Rubin (1983)において観察研究における因果効果を推定するために利用されたが、Little (1986)や Ekholm and Laaksonen (1991)では調査不能バイアスの調整に傾向スコアを利用している。傾向スコア $P(z = 1|x)$ は、共変量が x のときに回答が得られる条件付き確率で与えられる。ここで、 z は回答が得られるかどうかを表す変数で $z = 1$ が回答を得られる状態を $z = 0$ が回答を得られない状態を表すものとする。本研究では、それぞれの調査対象者 i に対する傾向スコア $p_i = P(z_i = 1|x_i)$ をロジスティック回帰モデルで推定した。傾向スコアを用いた母集団割合の推定は Horvitz-Thompson 推定を拡張したもので、抽出確率に傾向スコアをかけたものを「抽出確率」とみなしたものと考えることができる。具体的には、抽出ウエイト d_i を傾向スコアの推定値 \hat{p}_i で割った $w_i = d_i/\hat{p}_i$ を重みとして、 $\sum_{i \in R} w_i I(y_i = a) / \sum_{i \in R} w_i$ を母集団割合の推定値とする。

キャリブレーション推定 (Deville and Särndal, 1992) は、一般化回帰推定、レイキング、事後層化など既存の補助変数を用いた推定方法を含む一般化された推定方法として提案されたが、調査不能がある場合にも有効に利用されている(たとえば、Särndal and Ludström, 2005, 日本語の解説としては土屋, 2010)。キャリブレーション推定では、補助変数 x の回収標本における重み付き和が母集団総計と一致する重みを用いる。具体的には、補助変数 x に対する母集団総計を t_x とすると、 $\sum_{i \in R} w_i x_i = t_x$ を満たす $w = (w_i)_{i \in R}$ の中で抽出ウエイト $d = (d_i)_{i \in R}$ と「距離」が近いものを用いて、 $\sum_{i \in R} w_i I(y_i = a) / \sum_{i \in R} w_i$ によって推定を行う。ここで、 $w = (w_i)_{i \in R}$ は $w_i (i \in R)$ を集めて得られるベクトルを表すものとした。抽出ウエイトと推定に用いる重みとの「距離」には様々な関数が利用されており、それに対応してキャリブレーション推定にはバリエーションがあるが、本研究では、土屋 (2010)と同様にキャリブレーション推定の中でもレイキング法を利用して推定を行った。

本研究では、いずれの推定値も R を用いて求めた。キャリブレーション推定の計算には survey パッケージの calibrate 関数を利用した(反復回数の上限や計算の終了条件等はデフォルト値を利用した)。

2.3 補助変数

本研究では、以下の3種類の補助情報をバイアス調整に利用した。

- (1) 事前に住民基本台帳などからわかる情報($x_{(1)}$)。
- (2) 調査員が確認した住居に関する情報($x_{(2)}$)。
- (3) 質問項目のうち国勢調査などから母集団における情報を利用できるもの($x_{(3)}$)。

これらの情報の詳細は、表1にまとめた。

$x_{(1)}$, $x_{(2)}$ は対象者全員に関して情報が得られている。 $x_{(1)}$, $x_{(3)}$ は母集団の情報を利用できる。補助変数について利用可能な情報は表2にまとめた。また、母集団の情報は、 $x_{(1)}$, $x_{(3)}$ に関しては、第13次調査においては2010年国勢調査、第14次調査においては2015年国勢調査の結果を利用した。第13次調査は2015年国勢調査、第14次調査は2020年国勢調査を利用する方が妥当かもしれないが本研究の時点では2020年国勢調査の結果がまだ得られていないため本論文では上のような対応とした。

傾向スコアの方法では、($x_{(1)}$, $x_{(2)}$) を補助情報とした。ただし、表1においては年齢と性別の組で変数化しているが、傾向スコアの方法においては、年齢を量的変数、性別を質的変数と別の変数として扱った。その他の変数は表1にあるような質的変数として扱った。キャリ

表 1. 補助情報の詳細.

$X_{(1)}$	年齢・性別 (20-24 歳男性, 25-29 歳男性, ..., 80-84 歳女性) 都市規模 (区部, 50 万人以上市部, 20 万人以上 50 万人未満市部, 10 万人以上 20 万人未満市部, 5 万人以上 10 万人未満の市部, 5 万人未満の市部, 郡・町村) 地域 (北海道・東北, 関東, 中部, 近畿, 中国・四国, 九州・沖縄)
$X_{(2)}$	住居形態 (一戸建, 一戸建店舗兼, その他), 一戸建車庫 (有, 無) オートロック (有, 無) 新しさ・古さ (新しい, ふつう, 古い) 広さ・大きさ (広い・大きい, ふつう, 狭い・小さい) つくり・構え (立派・贅沢, ふつう, 質素・簡素) 表札 (玄関・門扉にあり, 集合ポストのみ, なし)
$X_{(3)}$	居住期間 (出生時から, 1 年未満, 1 年以上 5 年未満, 5 年以上 10 年未満, 10 年以上 20 年未満, 20 年以上) 住居の種類 (持ち家, 公営・公社賃貸, 民間賃貸その他) 婚姻状態 (未婚, 離別, 死別, 既婚) 勤務形態 (主に仕事, 家事・通学と仕事, 失業・休業, 家事・通学, その他) 世帯類型 (1 人世帯, 一世代世帯, 二世代世帯, 三世代世帯, その他) 世帯主との関係 (世帯主本人, 世帯主の配偶者, 世帯主の子, その他)

表 2. 補助情報が利用可能かどうか.

$x_{(1)}$	利用可能	利用可能	利用可能
$x_{(2)}$	利用可能	利用可能	利用不可
$x_{(3)}$	利用可能	利用不可	利用可能

ブレーション推定では, $(x_{(1)}, x_{(2)}, x_{(3)})$ を補助情報とした. キャリブレーション推定においては, 表 1 のようにすべての変数を質的変数として扱った. 補助変数のうち $x_{(2)}$ に関しては母集団の値が利用できないが, 対象者全員の値から母集団の値を推定したものを利用した.

3. バイアス調整の結果

本節では, 第 13 次・第 14 次調査においてバイアス調整を行った結果を示す.

3.1 母集団情報が得られている項目についてバイアス調整した結果

バイアス調整の効果を確認するために, $x_{(3)}$ の一部の変数を補助変数として利用せずにバイアス調整を行い, その変数に関するバイアス調整の結果と母集団の値を比較した(表 3). 具体的には, 「単独世帯割合」と「未婚割合」の推定を行った.

「単独世帯割合」においては, 回収標本の単純集計は 13 次 K 型では 9.4%, 13 次 M 型では 9.3% である. 2010 年国勢調査によると「単独世帯割合」は 15.2% であり, 回収標本の単純集計では低い推定値が得られている. 傾向スコアを用いた推定値は 10.7% や 10.1% でありある程度母集団の値に近づいていることがわかる. 推定値の変動の方向の確からしさを議論するため, 2000 のブートストラップ標本を生成し, 傾向スコアを用いた推定値と単純集計の差に対する 95% 信頼区間を構成し, 信頼区間が 0 を含まない場合は表の推定値を太字とした(他の項目においても同様). この結果から, 「単独世帯割合」, 「未婚割合」いずれもバイアス調整によって

表3. 母集団情報が得られる変数についてバイアス調整した結果(有意な変動がみられたものを太字で表す).

	調査	母集団	単純集計	傾向スコア	キャリブレーション	取り除いた変数
単独世帯割合	13K	15.2%	9.4%	10.7%	13.0%	世帯類型
	13M		9.3%	10.1%	13.2%	
	14K	16.5%	10.9%	12.4%	14.3%	
	14M		10.4%	12.1%	13.9%	
未婚割合	13K	24.0%	17.0%	19.9%	23.7%	婚姻状態
	13M		16.7%	19.9%	24.1%	
	14K	24.1%	18.0%	20.7%	26.2%	
	14M		16.7%	19.4%	25.4%	

表4. 13次K型と14次K型の共通の質問における変動の上位10項目(第13次・第14次調査どちらでも上位となった項目を太字で表す).

13次K型	14次K型
#3.1 宗教を信じるか	#9.6 日本人・西洋人の優劣
#5.6 めんどうをみる課長	#4.16.6 子供の将来の性質責任感
#9.6 日本人・西洋人の優劣	#4.7 子供に自由と規律
#2.12b スキがあれば利用されるか	#9.1.6 日本人の性格(長所)親切
#4.7 子供に自由と規律	#8.7k 支持政党
#2.12c 人は信頼できるか	#2.12b スキがあれば利用されるか
#3.2b 「宗教心」は大切か	#2.12c 人は信頼できるか
#7.4b 国の繁栄と国民の生活	#5.1c2 入社試験(恩人の子)
#6.2 男・女の生まれかわり	#5.6 めんどうをみる課長
#8.6 選挙への関心	#9.1.5 日本人の性格(長所)ねばり強い

推定値が大きくなる方向に有意な変動がみられた。キャリブレーション推定の結果も同様の傾向がみられたが、より大きく推定値が変動し、より母集団割合に近い推定値が得られている。この結果は、キャリブレーション推定では、傾向スコアを用いた方法で利用している情報に加えて回答者からしか得られなかった情報も利用していることが原因のひとつだと考えられる。

3.2 母集団情報がない項目についてバイアス調整した結果

第13次・第14次調査における共通の質問項目を対象にバイアス調整を行った結果を示す。表4は、第13次・第14次K型調査における共通の質問項目において推定値の変動の大きかった上位10項目である。ただし、質問項目の順位付けはキャリブレーション推定と単純集計の各選択肢における推定値の差の最大値に基づいて行った。表の太字の質問項目は上位10項目に第13次・第14次どちらの調査においても含まれたもので、5つの質問項目がどちらの調査においても上位10項目に入っていることがわかる。表5は、M型調査における推定値の変動の大きかった上位10項目であり、やはり5つの質問項目がどちらの調査においても上位10項目に入っていた。

表6と表7は、上位10項目内に第13次・第14次調査において共通に含まれた5項目の推定値を示している。これらの結果を見ると、バイアス調整を行うことで13次と14次ではほぼ同じ方向に推定値が変動しており、これらの質問項目におけるバイアスの方向が推測される。

表 5. 13 次 M 型と 14 次 M 型の共通の質問における変動の上位 10 項目(第 13 次・第 14 次調査どちらでも上位となった項目を太字で表す).

13 次 M 型	14 次 M 型
#7.37 自分だけとり残されているか	#7.25 お金と仕事
#4.32 お金と仕事	#7.36 科学上の発見・利用は生活に役立つか
#1.8 帰属階層	#9.12 日本の「科学技術の水準」
#7.29 暮らしむき	#9.14 外国人との結婚
#6.2 男・女の生まれかわり	#6.2 男・女の生まれかわり
#6.2e 男の子と女の子	#1.8 帰属階層
#9.14 外国人との結婚	#2.35 ボランティア活動
#2.31 生活全体に満足か	#9.12b 日本の「芸術」
#2.30d 不安感 交通事故	#7.37 自分だけとり残されているか
#8.7k 支持政党	#2.3k 健康状態に満足か

表 6. 13 次 K 型と 14 次 K 型の共通の質問項目(有意な変動がみられたものを太字で表す).

	13 次調査			14 次調査		
	単純 集計	傾向 スコア	キャリブ レーション	単純 集計	傾向 スコア	キャリブ レーション
#5.6 めんどうをみる課長						
めんどうをみない	17.0%	18.6%	19.5%	21.7%	23.4%	23.5%
めんどうをみる	80.6%	79.2%	78.0%	74.3%	72.6%	72.2%
その他	0.3%	0.3%	0.2%	0.6%	0.6%	0.6%
D.K.	2.1%	1.9%	2.2%	3.4%	3.4%	3.7%
#9.6 日本人・西洋人の優劣						
すぐれている	43.7%	42.1%	41.5%	33.3%	31.2%	30.5%
劣っている	7.1%	7.7%	8.0%	9.5%	10.0%	10.3%
同じだ	28.8%	29.8%	29.9%	34.7%	35.7%	35.7%
ひとくちではいえない	15.4%	15.5%	16.0%	18.1%	18.5%	19.2%
その他	0.4%	0.5%	0.5%	0.1%	0.1%	0.1%
D.K.	2.5%	4.4%	4.2%	4.3%	4.1%	4.3%
#2.12b スキがあれば利用されるか						
利用しようとしている	23.8%	25.2%	25.9%	26.7%	27.1%	27.8%
そんなことはない	66.8%	65.5%	64.8%	61.2%	60.5%	59.0%
その他	2.9%	2.7%	2.8%	4.2%	4.5%	5.2%
D.K.	6.5%	6.5%	6.5%	8.0%	8.0%	8.0%
#4.7 子供に自由と規律						
自由	18.5%	19.9%	20.1%	23.4%	24.7%	24.9%
規律	69.3%	67.8%	67.3%	61.0%	59.3%	58.7%
その他	6.7%	6.6%	6.7%	7.8%	8.3%	8.5%
D.K.	5.5%	5.7%	5.9%	7.8%	7.7%	7.9%
#2.12c 人は信頼できるか						
信頼できる	35.6%	34.5%	34.0%	31.4%	31.0%	29.2%
用心した方がよい	58.7%	59.9%	60.6%	60.5%	60.7%	62.2%
その他	1.9%	2.0%	1.8%	3.0%	3.1%	3.2%
D.K.	3.7%	3.7%	3.5%	5.1%	5.2%	5.3%

表7. 13次M型と14次M型の共通の質問項目(有意な変動がみられたものを太字で表す)。

	13次調査			14次調査		
	単純 集計	傾向 スコア	キャリブ レーション	単純 集計	傾向 スコア	キャリブ レーション
#7.37 自分だけとり残されているか						
ある	30.3%	30.9%	33.2%	29.9%	30.7%	31.5%
ない	66.8%	66.1%	63.3%	66.1%	65.5%	64.3%
その他	0.3%	0.2%	0.2%	0.6%	0.6%	0.6%
D.K.	2.7%	2.8%	3.2%	3.3%	3.3%	3.7%
#7.25 お金と仕事						
仕事がなければつまらない	71.6%	70.2%	69.0%	64.4%	63.0%	61.4%
仕事がなくともよい	25.7%	27.1%	28.1%	32.4%	33.8%	35.0%
その他	0.5%	0.5%	0.6%	0.7%	0.7%	0.9%
D.K.	2.2%	2.3%	2.3%	2.6%	2.4%	2.7%
#1.8 帰属階層						
上	0.8%	0.8%	0.9%	1.8%	1.9%	2.1%
中の上	13.5%	13.9%	14.1%	12.8%	13.9%	14.0%
中の中	57.2%	56.1%	54.6%	55.6%	54.3%	53.6%
中の下	23.9%	24.3%	25.5%	24.0%	24.5%	24.3%
下	2.9%	3.1%	3.4%	4.1%	3.9%	4.4%
D.K.	1.6%	1.8%	1.6%	1.5%	1.5%	1.6%
#6.2 男・女の生まれかわり						
男に	51.7%	54.6%	53.8%	51.5%	52.2%	53.0%
女に	41.2%	38.1%	39.0%	40.4%	39.9%	38.2%
その他	2.5%	2.6%	2.5%	2.7%	2.7%	3.3%
D.K.	4.5%	4.6%	4.6%	5.4%	5.3%	5.5%
#9.14 外国人との結婚						
賛成する	55.9%	57.1%	58.0%	55.1%	56.0%	56.8%
反対する	19.6%	18.4%	18.4%	16.3%	15.1%	13.9%
場合による	21.0%	21.1%	20.1%	25.3%	25.8%	26.1%
その他	1.3%	1.2%	1.5%	0.9%	0.9%	0.9%
D.K.	2.2%	2.1%	2.0%	2.4%	2.3%	2.4%

表8は第13次調査と第14次調査でK型とM型の間で入れ替えがあったものの共通に質問している項目においてある程度の推定値の変動がみられた質問項目の推定値を示している。今回の調査においてはこれらの項目においても第13次調査と第14次調査で同様の方向にバイアス調整を行うことで推定値が変動している。しかし、第13次K型調査と第14次K型調査、第13次M型調査と第14次M型調査では質問項目とその順序は似通っており質問の順序の効果の影響はそれほど大きくないと考えられるが、第13次K型調査と第14次M型調査、第13次M型調査と第14次K型調査では、質問項目が大きく異なるため、質問の順序の効果の影響なども考慮しなければならず、直接的に比較して良いかはいくらか注意が必要になるかもしれない。

次に、表6～8に基づいて、バイアス調整を行った推定値の具体的な変動を確認する。「#5.6 めんどくを見る課長」では『めんどくをみない』の割合が増え、「#4.7 子供に自由と規律」では『自由』の割合が増え、「#5.24 勤め先を変えるか」では『かわった方がよい』の割合が増え、「#5.6b

表 8. 第 13 次調査と第 14 次調査で K 型と M 型で移動があった質問項目 (有意な変動がみられたものを太字で表す).

	13 次調査			14 次調査		
	単純 集計	傾向 スコア	キャリア レーション	単純 集計	傾向 スコア	キャリア レーション
#5.24 勤め先を変えるか	(M 型)			(K 型)		
かわった方がよい	44.6%	46.9%	48.1%	51.0%	52.4%	53.5%
ながく勤めるのがよい	50.1%	48.0%	46.5%	44.4%	42.9%	41.8%
その他	1.2%	1.1%	1.2%	0.9%	1.0%	1.1%
D.K.	4.1%	4.0%	4.1%	3.7%	3.7%	3.5%
#5.6b つとめたい会社	(M 型)			(K 型)		
給料が多い会社	39.4%	41.4%	40.7%	50.5%	52.8%	53.6%
家族的な雰囲気のある会社	56.9%	55.1%	55.6%	46.0%	43.6%	42.5%
その他	0.5%	0.5%	0.6%	0.6%	0.6%	0.7%
D.K.	3.2%	3.0%	3.0%	3.0%	3.0%	3.1%
#7.36 科学上の発見・利用は生活に役立つか	(K 型)			(M 型)		
役立っている	38.8%	40.0%	39.8%	33.1%	34.6%	35.7%
少しは役立っている	45.8%	45.3%	45.0%	49.8%	49.5%	48.4%
役立っていない	10.4%	10.1%	10.3%	11.2%	10.5%	10.3%
その他	0.6%	0.4%	0.4%	0.6%	0.5%	0.4%
D.K.	5.0%	4.6%	4.8%	5.8%	5.4%	5.6%

つとめたい会社』では『家族的な雰囲気のある会社』の割合が減っている。これらの結果から、バイアス調整を行うことでしらがみが少なくより自由な環境を選択する方向に推定値が変動していることがわかる。「#7.25 お金と仕事」では『仕事がなくともよい』の割合が増え、「#5.24 勤め先を変えるか」では『かわった方がよい』の割合が増え、「#5.6b つとめたい会社」では『給料が多い会社』の割合が増えている。これらの結果から、バイアス調整を行うことで金銭的なものをより求める方向に推定値が変動していることがわかる。また、「#2.12b スキがあれば利用されるか」では『そんなことはない』の割合が減り、「#2.12c 人は信頼できるか」では『信頼できる』の割合が減っている。これらの結果から、バイアス調整を行うことで人をより信頼しない方向に推定値が変動していることがわかる。

まとめると、バイアス調整を行うことでより金銭的なものを求め、他者をあまり信用せず、他者とのかわりが薄くなる方向に推定値が動いていることが確認された。これらの結果は第 11 次・第 12 次調査に関して研究を行った土屋 (2005, 2010) と整合する結果であり、第 13 次・第 14 次調査においても同様の傾向が観察された。また、表 6~8 においては、全体としてキャリアレーション推定の方が傾向スコアを用いた推定値よりも単純集計からの推定値の変動が大きくなる傾向がみられた。このような結果が得られたのは、3.1 節と同様に、キャリアレーション推定では傾向スコアを用いた推定では利用していない回答者からしか得られなかった情報も利用していることが原因のひとつだと考えられる。

ここまでは、バイアス調整を行うことで変動がみられた項目に注目して結果を概観したが、第 13 次・第 14 次調査全体でバイアス調整を行ったときの推定値の変動の傾向を次に確認する。図 1 の上段左図は第 13 次・第 14 次 K 型調査で共通の質問項目における各選択肢において、傾向スコアを用いた推定値から単純集計による推定値を引いた値を第 13 次・第 14 次それぞれで求めたものを散布図で表している。図 1 の上段右図は第 13 次・第 14 次 M 型調査に対する同様の図であり、下段はキャリアレーションを用いた場合の推定値の変動に対する散布図

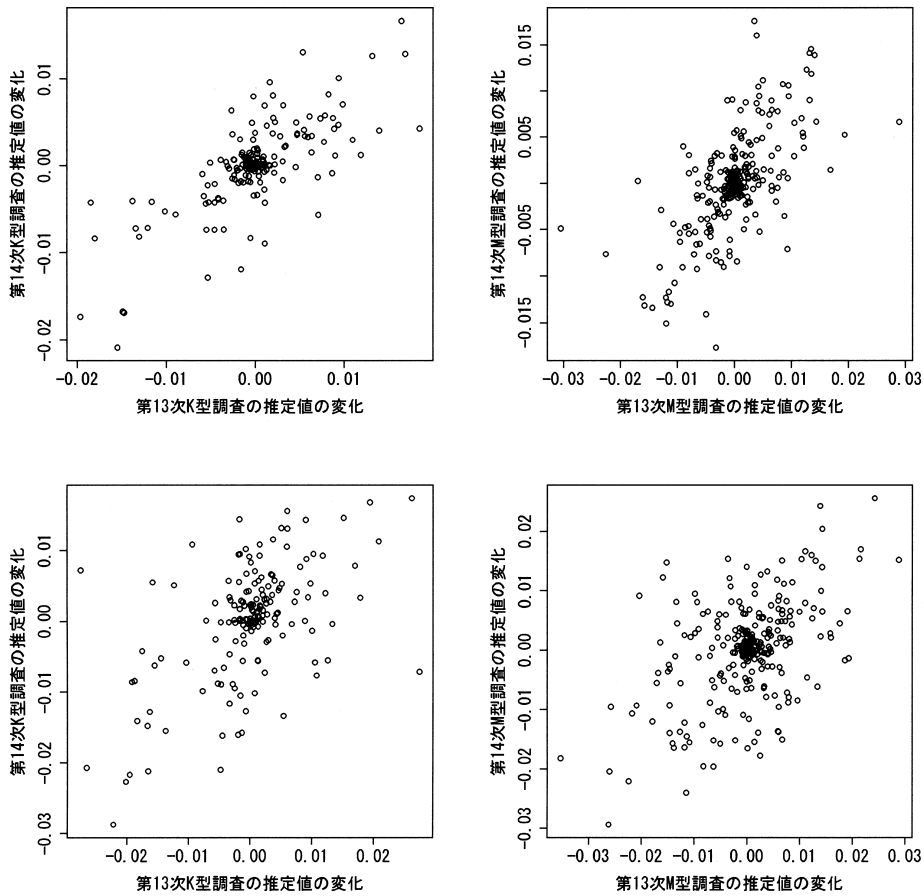


図1. 第13次・第14次調査で共通の項目のそれぞれの選択肢の回答割合についてバイアス調整を行った推定値と単純集計との差。上段は傾向スコアの結果で、下段はキャリブレーションの結果。

である。どの図においても右上がりの傾向がみられ、第13次と第14次のバイアス調整を行うことによる推定値の変動にはある程度安定性があることが確認された。また、上段の図の方が下段の図よりもばらつきが小さく、傾向スコアを用いた推定の方が第13次と第14次においてより似た傾向を示していることがわかる（「相関係数」を求めると、傾向スコアを用いた推定ではK型調査においては0.738、M型調査においては0.640。キャリブレーション推定ではK型調査においては0.544、M型調査においては0.492）。

4. まとめと考察

本論文では、「日本人の国民性」第13次・第14次全国調査においてバイアス調整を行った結果を示した。

まず、母集団情報が得られている質問項目に関してバイアス調整を行った結果を見ると、母集団情報に近づく方向に推定値が変動していることが確認された。

本研究の結果から第13次・第14次調査における推定値の変動の方向にある程度整合性があ

ることが確認された。また、バイアス調整を行うことでより金銭的なものを求め、他者をあまり信用せず、他者とのかかわりが薄くなる方向に推定値が動いていることが確認されたが、この結果は第11次・第12次調査における土屋(2005, 2010)の結果ともある程度整合的な結果となっている。調査不能バイアスを調整することで得られる推定値に関しては「答え」がないが、本研究の結果から調査不能バイアスを調整する手法がある程度安定した推定を与えていることがわかった。調査をもとにして社会や政策に関して議論を行う場合、その土台となる調査結果のバイアスについての知見は重要であり、本研究の結果は手法のある程度の安定性を示すものといえる。調査不能バイアスの調整が広く利用されるようになるためには、このような研究の積み重ねが必要になると考えられる。

調査不能バイアスの調整を行う際には、有用な補助情報が利用可能かどうか推定に大きな影響をもつ。さらに、たとえ有用な補助情報を調査において質問していたとしても、回答の選択肢が国勢調査等の母集団情報がある形式と対応していないとその補助情報をキャリブレーション推定では利用することができなくなる。そのため、質問紙の設計の段階から調査不能への対応を想定することが必要になるだろう。

また、本研究では、母集団割合の推定を行う際の補助情報として住居形態の情報を利用するため、(1)死亡、(2)移転、(3)該当者なし、(4)住所不明の理由で回答が得られなかったものをデータから除外したが、その妥当性は議論が必要になるかもしれない。この点に関しては今後の課題とする。

参 考 文 献

- Bethlehem, J., Cobben, F. and Schouten, B. (2011). *Handbook of Nonresponse in Household Surveys*, Wiley, New Jersey.
- Beullens, K., Loosveldt, G., Vandenplas, C. and Stoop, I. (2018). Response rates in the European social survey: Increasing, decreasing, or a matter of fieldwork efforts?, *Survey Methods: Insights from the Field*, Retrieved from <https://surveyinsights.org/?p=9673>.
- Brick, J. M. (2013). Unit nonresponse and weighting adjustments: A critical review, *Journal of Official Statistics*, **29**, 329-353.
- Deville, J.-C. and Särndal, C.-E. (1992). Calibration estimators in survey sampling, *Journal of the American Statistical Association*, **87**, 376-382.
- Ekholm, A. and Laaksonen, S. (1991). Weighting via response modeling in the Finnish household budget survey, *Journal of Official Statistics*, **7**, 325-337.
- Fushiki, T. and Maeda, T. (2014). Nonresponse adjustments for estimates of proportions in the 2010 survey on stratification and social psychology, *Behaviormetrika*, **41**, 99-114.
- 星野崇宏 (2010). 調査不能がある場合の標本調査におけるセミパラメトリック推定と感度分析：日本人の国民性調査データへの適用, *統計数理*, **58**, 3-23.
- Inaba, A. (2007). Problems relating to declining response rates to social survey research in Japan: Trends after 2000, *International Journal of Japanese Sociology*, **16**, 10-22.
- Little, R. J. A. (1986). Survey nonresponse adjustments for estimates of means, *International Statistical Review*, **54**, 139-157.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, **70**, 41-55.
- Rubin, D. B. (2004). *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, Wiley, New Jersey.
- Särndal, C.-E. and Ludström, S. (2005). *Estimation in Surveys with Nonresponse*, Wiley, Chichester.
- 土屋隆裕 (2005). 調査不能者の特性に関する一考察, *統計数理*, **53**, 35-56.

- 土屋隆裕 (2010). 調査への指向性変数を用いた調査不能バイアスの二段補正, *統計数理*, **58**, 25-38.
- Williams, D. and Brick, J. M. (2018). Trends in U.S. face-to-face household survey nonresponse and level of effort, *Journal of Survey Statistics and Methodology*, **6**, 186211.

Nonresponse-adjusted Estimates of Population Proportions in the 13th and 14th Nationwide Surveys on the Japanese National Character

Tadayoshi Fushiki

Faculty of Education, Niigata University

Nonresponse rates have increased in recent sample surveys in many countries. Since the response rates in the 13th and 14th “Surveys on the Japanese National Character” were about 50%, nonresponse bias is a serious concern. In this study, two nonresponse weighting adjustment methods are used to estimate population proportions based on the 13th and 14th “Surveys on the Japanese National Character.” The results showed that estimates of the proportion of people who seek monetary reward, do not trust others, and are not involved with others were increased by bias adjustment. The tendency of bias-adjusted estimates in the 14th survey was relatively consistent with that in the 13th survey.

日本人の環境意識：『日本人の国民性調査』による その変遷と関連要因の考察

加藤 直子[†]

(受付 2020 年 9 月 8 日；改訂 2021 年 1 月 21 日；採択 1 月 21 日)

要 旨

本研究は、日本国民に対して代表性のある社会調査である『日本人の国民性調査』を用いて、日本人の環境意識を定量的に明らかにすることを目的とする。第一に、平成期に実施された 6 回の調査結果をもとに、日本人の環境意識やその関連する項目(自然観, エネルギー問題, 日本の経済力)についての分布の変遷を考察した。その結果, わが国では近年, 環境意識の全体的な低下傾向がみられることが明らかになった。この結果は, 環境意識の近年の高まりを指摘した欧州を中心とする報告と逆になっている。第二に, 第 14 次調査(2018 年)のデータ($n = 1,602$)を用いて, 環境意識やその関連する意識項目と属性(性別, 年齢, 学歴, 帰属階層)および支持政党との関連について, ロジスティック回帰分析により探索的に検討した。その結果, 欧米における主要な結果とは異なり, 若年層ほど環境意識が低い傾向が観察された。他方, 高学歴層および帰属階層意識が高い層ほど, 環境意識が高い傾向が観察された点については, 欧米における先行研究と一致していた。支持政党は, 環境意識をはじめ多くの項目に関連していたが, 欧米や香港における先行研究で報告されたりベラル政党支持との強い関係に対しては, 本研究の結果はやや不明確であった。環境政策に特化した大規模な政治団体が日本に存在しないことや, リベラルに分類される政党の政策そのものが市民にとって不明瞭である可能性が考えられるが, 将来のより詳細な分析が必要である。

キーワード：環境意識, 日本人の国民性調査, 自然観, エネルギーと経済, 若年層, 支持政党。

1. はじめに

近年, 気候変動をはじめとした環境問題に対する市民意識が世界的に高まっているとされる (Forgaci and Van Timmeren, 2014; Capstick et al., 2015; Mravcová, 2019)。特に欧州では, 2050 年までの気候中立(二酸化炭素(CO₂)排出実質ゼロ)をめざす『気候法案』(European Commission, 2020)の発表にみられるように, 環境政策の拡充を後押しする市民意識がとりわけ高まっている。翻って日本の状況はどうだろうか。2015 年の国連サミットで SDGs(Sustainable Development Goals, 持続可能な開発目標)が採択されたように, 持続可能なグローバル社会を考える際に環境問題はどの国家においても切り離すことはできず, 日本もまたしかりである。日本人の環境意識は, 欧州と同様に近年高まっているのだろうか。また, 日本人の環境意識の

[†] 情報・システム研究機構 データサイエンス共同利用基盤施設社会データ構造化センター：〒190-0014 東京都立川市緑町 10-3

バリエーションには、どのような要因が関連しているのだろうか。本稿では、日本国民に対して代表性のある社会調査である『日本人の国民性調査』を用いて、これらの問いについて定量的に考察することを目的とする。

本稿では、地球環境の保護を重要視し、環境政策の拡充を支持する方向の意識を「環境意識」とよぶことにする。そのため、プラスチックごみ問題や温暖化ガス排出問題といった個別の事項に対する環境意識とは異なり、より一般化された環境意識を扱う。日本人全体を対象とした一般的な環境意識についての先行する研究報告は思いのほか少ない。特に経時的变化を追った研究は非常に少ないが、国立環境研究所の研究者ら (Sampei and Aoyagi-Usui, 2009; 青柳, 2016) による「日本で最も重要な問題」を問う項目について、環境・公害問題を経済や社会保障といったその他の問題との対比において議論した研究がある。この研究によれば、環境問題を相対的に重要視する意見の割合は、メディア等で大きな報道がなされたときに増加傾向となるが、日本国民の環境意識そのものが近年特に増加あるいは減少しているといった視点での指摘はなされていない。また、気候変動に関する近年の各国の意識の変遷をレビューした海外の研究では、明確な意識の向上傾向を示す国も明確な意識の低下傾向を示す国もある (Capstick et al., 2015)。そこで本稿では、第一に、平成期における 6 回 (1993 年から 2018 年) の『日本人の国民性調査』のデータを用いて、近年の日本人の環境意識の変遷の傾向について考察することを目的とする。

本稿の第二の目的は、直近に実施された第 14 次 (2018 年) のデータを用いて、現在の日本人の環境意識のバリエーションに影響を与える要因を定量的に考察することにある。環境意識の多寡に関連する要因を扱った先行研究では、内閣府が実施した 2019 年度の『環境問題に関する世論調査』に、プラスチックごみ問題という特定の環境問題への関心度を測定した結果、若年層ほど関心度が低いという結果が報告されている。また、この調査では、自然に関する関心度も若年層ほど低いという結果が報告されている。同様に、横浜市という特定の地域の住民を対象とした調査結果であるが、横浜市環境創造局の 2015 年における『環境に関する市民意識調査』によれば、地域の環境活動への参加について、「参加している」あるいは「機会があれば参加したい」と答える割合は 20 代の最若年層ほど低く、逆に「参加したいとは思わない」と答える割合が 20 代の最若年層ほど高くなっている。また、2018 年の同調査では、「(横浜市の) 環境や環境の取組に関心がありますか」という質問に対して、「関心がない」と答える割合は 20 代の最若年層ほど高い結果となっている。世界各国における環境意識と年齢の関連については、若年層ほど環境重視志向であると指摘した研究がある一方 (e.g. Tabi et al., 2014)、逆を指摘する研究もあり、一貫した結果が報告されていない (Wiernik et al., 2013; Al Blooshi et al., 2020)。国家ごとにその傾向が異なることが予想されるため、日本人の一般的な意味における環境意識と年齢との関連を本稿において考察することは、意義があると考えられる。

さらに、欧米における環境意識との関連要因を議論した研究では、支持政党との関連を指摘する研究が数多く発表されている (e.g. Lacasse, 2015; Dunlap, 1975; Johnson and Schwadel, 2019; Cheung et al., 2019; Wall, 1995)。そこでは、リベラル層のほうが保守層と比較して、環境意識が高いことが報告されている。また、高学歴層や高収入層がより環境志向が強いことを指摘した研究もある (e.g. Johnson and Schwadel, 2019; Ramos et al., 2016)。しかしながら、欧米におけるこれらの先行研究の議論を十分に考慮したうえで、日本国民一般に対して代表性のある社会調査を用いて環境意識との関連要因を定量的に議論した研究は、ほとんどみあたらない。そこで本研究では、直近の第 14 次国民性調査 (2018 年) のデータに焦点をあて、現在の日本人の環境意識に影響を与える要因について、特に年齢、学歴、そして支持政党との関連に着目しながら分析を行う。

環境意識といった特定の意識について考察するためには、その他の論点に対する意識との比

較の視点から検討することが、より深い理解を可能にすると考えられる。先行研究では、環境問題への関心が自然の保護や自然の利用についての意識と関連していることが実証されている (Torkar and Bogher, 2019; 鄭 他, 2006)。また、エネルギーや経済問題は、しばしば環境問題と対立する概念として定性的に言及されるだけでなく、環境意識との負の関連が観察された意識項目として、エネルギー問題を指摘した実証研究もある (e.g. Pothitou et al., 2016)。さらに、米国における民主党の特徴のひとつに環境問題対策を重視する点が指摘されているのに対して (西山, 2014)、共和党はトランプ政権におけるパリ協定からの離脱に代表されるように、環境政策よりも経済効率を優先する傾向にあるとされる。そこで本稿では、『日本人の国民性調査』における自然と人間との関係、エネルギー問題、そして日本の経済力への評価といった環境意識に関連するさまざまな意識項目と対比させながら、日本人の環境意識に関連する要因について考察することとする。

2. 方法

2.1 データと分析方法

本稿では、第一に、平成期における6回の『日本人の国民性調査』(第9次の1993年から第14次の2018年)からのデータを用いて、環境意識項目の分布の変遷を観察する。『日本人の国民性調査』とは、日本国民一般に対する代表性のある社会調査で、統計数理研究所が調査主体となり1953年以来5年ごとに継続実施されている。本稿で焦点となる被説明変数である環境意識を問う2つの項目についての解釈を深めるために、自然と人間との関係、エネルギー問題、そして日本の経済力といったそのほかの意識項目の分布の変遷についても、その概略を観察する。第9次から第13次のデータの詳細については、それぞれの調査に関して刊行されている統計数理研究所調査研究リポート『国民性の研究』を参照していただきたい^{注)}。

本稿の第二の目的は、現在の日本人の環境意識について、自然と人間との関係、エネルギー問題、そして日本の経済力といった環境意識に関連するそのほかの意識項目と対比させながら、その関連要因について統計的に検討することにある。そのために、『日本人の国民性調査』における直近の第14次調査からのデータを用いる。第14次調査は、2018年11月に実施された。第14次調査における標本計画の内容など調査の詳細については、前田 他 (2020)に記述されている。分析には、ロジスティック回帰分析(強制投入法)を用いる。なお、被説明変数にカテゴリの度数が極端に少なく、かつ概念的に他のカテゴリに統合できないカテゴリが含まれることでモデルの推定が困難であった場合は、当該カテゴリを欠測とし、削除したうえで分析を行う。

2.2 被説明変数

統計的分析に用いた被説明変数の一覧を表1に示す。なお、ロジスティック回帰モデルを用いた分析には第14次調査のデータのみを用いているが、それぞれの被説明変数の分布の経時的変遷の観察を企図して、平成期に行われた第9次(1993年)から第13次(2013年)の調査におけるそれぞれの変数の分布も同様に表1に示す。変数(質問項目)については、『日本人の国民性調査』において項目の整理のために用いている#で始まる整理番号と、その略称を用いて示す。なお、既存の略称では本稿の内容を表現しにくい項目の場合には、本稿独自に内容を略したうえで#番号と共に併記する。

2.2.1 環境意識

環境意識の検討に際しては、2つの変数を用いる。1つめは、「環境の保護は、あなたにとってどれくらい重要な問題ですか」という質問のもとで、「非常に重要である」から「重要ではない」のグラデーションで回答を測定する項目である。この質問項目について、以降「#7.35 環境

表 1. 分析に用いた被説明変数の分布と経時変化.

#7.35 環境の保護は重要か								
調査年次	非常に重要	重要	あまり重要ではない	重要ではない	その他	わからない	合計	N
14 (2018)	31.4%	57.0%	8.8%	0.6%	0.1%	2.1%	100%	1,627
13 (2013)	39.2%	53.7%	5.7%	0.4%	0.1%	0.8%	100%	1,591
12 (2008)	43.7%	48.5%	5.8%	0.4%	0.1%	1.5%	100%	1,729
11 (2003)	44.8%	47.5%	5.4%	0.5%	0.1%	1.8%	100%	1,192
10 (1998)	49.1%	43.1%	5.9%	0.4%	-	1.6%	100%	1,339
9 (1993)	50.4%	42.6%	5.0%	0.3%	-	1.7%	100%	1,833

#9.17 地球環境が自分たちの生活か							
調査年次	環境優先	生活優先	その他	わからない	合計	N	
14 (2018)	80.8%	15.6%	0.5%	3.1%	100%	1,627	
13 (2013)	84.6%	13.0%	0.4%	2.0%	100%	1,579	
12 (2008)	88.2%	9.9%	0.1%	1.7%	100%	1,573	
11 (2003)	81.9%	14.4%	0.4%	3.3%	100%	1,158	
10 (1998)	85.2%	12.6%	0.1%	2.2%	100%	1,341	
9 (1993)	79.2%	16.7%	0.4%	3.7%	100%	1,905	

#2.5 自然と人間との関係							
調査年次	自然に従え	自然を利用	自然を征服	その他	わからない	合計	N
14 (2018)	42.8%	45.1%	6.4%	0.4%	5.3%	100%	1,627
13 (2013)	48.3%	40.9%	5.6%	0.9%	4.4%	100%	1,591
12 (2008)	50.8%	38.4%	5.0%	1.2%	4.6%	100%	1,729
11 (2003)	44.6%	42.6%	5.2%	1.5%	6.0%	100%	1,192
10 (1998)	48.8%	38.9%	6.2%	0.7%	5.5%	100%	1,339
9 (1993)	48.5%	37.6%	6.5%	0.5%	6.8%	100%	1,833

#2.30g 不安感:原子力施設							
調査年次	非常に感じる	かなり感じる	少しは感じる	まったく感じない	わからない	合計	N
14 (2018)	26.8%	23.8%	36.1%	12.1%	1.2%	100%	1,627
13 (2013)	36.8%	28.1%	25.1%	9.2%	0.8%	100%	1,579
12 (2008)	23.0%	22.3%	37.6%	15.4%	1.8%	100%	1,573
11 (2003)	26.3%	23.4%	33.3%	14.8%	2.2%	100%	1,158
10 (1998)	26.1%	26.0%	32.0%	14.3%	1.6%	100%	1,341
9 (1993)	-	-	-	-	-	-	-

#9.12c 日本の「経済力」								
調査年次	非常に良い	ややよい	ややわるい	非常にわるい	その他	わからない	合計	N
14 (2018)	5.1%	44.8%	41.5%	5.1%	0.1%	3.4%	100%	1,627
13 (2013)	5.4%	43.7%	41.5%	6.1%	0.1%	3.3%	100%	1,579
12 (2008)	5.4%	32.4%	45.8%	14.0%	0.1%	2.2%	100%	1,573
11 (2003)	2.8%	29.2%	50.9%	13.8%	-	3.4%	100%	1,158
10 (1998)	3.7%	27.6%	42.3%	23.3%	-	3.2%	100%	1,341
9 (1993)	32.8%	46.1%	14.1%	2.6%	0.1%	4.3%	100%	1,905

の保護は重要か」と略する。

この変数の分布の経時的傾向としては、第 9 次(1993 年)より「非常に重要」の回答が一貫して減少している一方、「重要」の回答が一貫して増加している。第 9 次(1993 年)における平成初期には「非常に重要」が最も多く、かつ過半数を占めていたものの、第 11 次(2003 年)に比率が逆転し、第 13 次(2013 年)では「重要」が過半数を占めるようになった。第 13 次におけるこの傾向は第 14 次(2018 年)においてさらに強まっており、「あまり重要ではない」および「重要ではない」と答えた比率も平成期のなかで最も大きい 9.4% という結果になった。特に、20 代の最若年

層に着目してみると、「非常に重要」との回答は第12次(2008年)には約43%であったものの、第13次(2013年)には約30%に、直近の第14次(2018年)には約25%とさらに減少している。反対に、「重要ではない」および「あまり重要ではない」の20代の回答は第12次では約7%、および第13次では約6%であったのに対して、第14次では約15%まで増加している。総括すると、環境保護についての日本国民の意識が近年は低下傾向にあり、特に若年層においてその傾向が顕著であることが指摘できる。

2つめは、「地球環境と自分たちの生活との関係について、つぎの二つの意見、あなたの気持はどちらに近いですか」という質問のもとで、「自分たちの生活が今より多少不便になっても、地球環境を守るために、ひとりひとりが努力すべきだ」あるいは「まだまだ自分たちの生活を、より便利にすることを考えるべきだ」の主に2択で測定する項目である。この質問項目は、「#9.17 地球環境」が略称であるが、本稿では以降「#9.17 地球環境か自分たちの生活か」と略する。端的に言えば地球環境を優先するべきか、あるいは自分たちの生活を優先するべきかのどちらかを問う項目である。

この項目の調査年次ごとの分布の傾向としては、どの年次でも「環境優先」と答える割合が「生活優先」を上回っている。一方、経時的な視点でみると、バブル経済の終焉直後である平成初期(第9次, 1993年)から第12次(2008年)までは「環境優先」がやや増加傾向にあり、「生活優先」が減少傾向であったが、東日本大震災(2011年)を経験した後に実施された第13次調査より「環境優先」が減少し、「生活優先」が増加する傾向に転じている。総括すると、近年の傾向としては、地球環境の相対的優先度が徐々に低下してきており、自分たちの生活の相対的優先度が徐々に上昇していることが観察される。

2.2.2 自然と人間との関係

「自然と人間との関係について、つぎのような意見があります。あなたがこのうち真実に近い(ほんとうのことに近い)と思うものをひとつだけえらんでください。」という項目を用いる。「人間が幸福になるためには、自然に従わなければならない」、「人間が幸福になるためには、自然を利用しなければならない」、「人間が幸福になるためには、自然を征服してゆかなければならない」の主に3つの選択肢で測定され、特に、自然と人間を対比させた意味においての人々の自然に対する価値観(自然観)を問う項目である。この質問項目を以降「#2.5 自然と人間との関係」と略する。

第9次(1993年)の平成初期より前回の第13次(2013年)まで一貫して「自然に従え」が最も回答者が多く、二番目が「自然を利用」、三番目が「自然を征服」の順であったにもかかわらず、直近の第14次(2018年)において一番目と二番目が逆転し、「#2.5 自然を利用」が最も回答者が多いカテゴリになっている。この傾向が5年後の第15次(2023年予定)も継続するのであれば、自然と人間との関係に関する日本人の態度が近年変化したと考えられるだろう。

2.2.3 エネルギー問題

「ときどき、自分自身のことや家族のことで、不安になることがあります。あなたは、つぎのような危険について、不安を感じることがありますか。」というリード文のもとで、「失業」、「戦争」など8つのリスクに対する不安感を測定する項目群がある。そのなかの「では、原子力施設の事故については、どうでしょうか。」という質問項目を用いる。「非常に感じる」、「かなり感じる」、「少し感じる」、「まったく感じない」の主に4つの選択肢で測定されている。以降、この質問項目を「#2.30g 不安感：原子力施設」と略する。

この項目は、平成期の調査では、第10次(1998年)以降継続して測定がなされている。経時的傾向としては、第13次(2013年)のみ「非常に感じる」が最も回答者が多かったものの、その他の調査では、概ね回答が多い順に「少しは感じる」、「非常に感じる」、「かなり感じる」、「まっ

たく感じない」となっている。総括すると、東日本大震災を経験した第 13 次では一時的に不安感がより高まったものの、第 14 次調査の分布傾向が 5 年後の第 15 次(2023 年予定)も継続するのであれば、東日本大震災以前の状況と同様の傾向に戻ったと解釈できるだろう。

2.2.4 経済に対する評価

「現在の日本は科学技術の水準という点では、次の 4 つのどれに当たると思いますか?」という質問項目について、「非常に良い」、「ややよい」、「ややわるい」、「非常にわるい」の主に 4 つの選択肢で回答を求める項目がある。そのあとに続いて、「では、経済力という点では日本はどれでしょうか。」として、同様の選択肢を設けた質問項目を用いる。調査時点での日本の経済力についての回答者の主観的評価を測定する項目である。この質問項目について、以降「#9.12c 日本の経済力」と略する。

バブル経済の終焉直後である第 9 次(1993 年)では、「非常によい」および「良い」と答えた回答者が合わせて 78% ほどを占めていたが、第 10 次(1998 年)において「ややわるい」および「非常にわるい」と答えた回答者の合計が過半数となり、その傾向が第 12 次(2008 年)まで継続した。第 13 次(2013 年)および第 14 次(2018 年)は、「よい」側と「わるい」側が均衡しているか、やや「よい」側が多いという結果になっている。

2.3 説明変数

第 14 次(2018 年)調査データにおける本稿の統計的分析に用いた説明変数の分布を表 2 に示す。

本稿では、「性別」、「年齢」や「学歴」といった属性項目に加えて、環境意識を議論した欧米の先行研究において関連が指摘されている「支持政党」を説明変数としてモデルに導入する。表 2 に示すとおり、支持政党を問う項目は、「自民党」、「立憲民主党」、「国民民主党」、「公明党」、「日本共産党」、「日本維新の会」、「希望の党」、「自由党」、「社会民主党」の 9 つの政治団体名のカテゴリと「その他の政党」、「支持政党なし」、および「わからない」の合計 12 のカテゴリで測定されている。

支持政党を問う項目は、『日本人の国民性調査』においては継続項目としてどの調査年次でも採用されている項目であるが、年次毎に政党の変遷があるため、選択肢が一様ではない。第 14 次調査における分布をみると、最も回答者数が多いのは「支持政党なし」の 56.2% であり、「自民党」の 29.3%、「わからない」の 3.7%、「立憲民主党」3.4%、「公明党」3.0% と続く。参考までに、第 14 次調査(2018 年)と同年に実施された NHK 放送文化研究所による『第 10 回日本人の意識調査』におけるほぼ同一の 12 のカテゴリで構成された支持政党を問う項目の調査結果を示すと、「支持政党なし」は 59.6%、「自民党」26.9%、「立憲民主党」3.8%、「わからない、無回答」3.9%、「公明党」の 2.2% と、ほぼ同様の分布となっている。なお、第 9 次調査では、第 14 次調査とは一部異なる 12 カテゴリで測定されているものの、「支持政党なし」は約 41% であり、「自民党」は約 27% であった。第 9 次に対して第 14 次では「支持政党なし」が約 15 ポイント増加していることになり、このことはわが国における無党派層の増加を指摘した多くの先行研究(e.g. 河野 他, 2001; 善教, 2016)と一致している。なお、本研究では、現在の日本における第一党であり、単独の政党としては最も支持率の高い政党であるとともに保守として位置づけられる自民党を参照カテゴリとする。

さらに、『日本人の国民性調査』には、収入等の客観的な個人の経済状態を測定する項目が含まれていないため、その代理変数として「#1.8 帰属階層」を測定する下記の変数をモデルに導入した。「かりに現在の日本の社会全体を、5 つの層に分けるとすれば、お宅は、このどれに入ると思いますか。」この項目に対する選択肢(カテゴリ)は、「上」、「中の上」、「中の中」、「中の

表 2. 分析に用いた被説明変数の分布.

項目	カテゴリー	N	%	合計	合計N
性別	男	758	46.6%	100%	1627
	女	869	53.4%		
年齢	20-29歳	146	9.0%	100%	1627
	30-39歳	213	13.1%		
	40-49歳	310	19.1%		
	50-59歳	269	16.5%		
	60-69歳	339	20.8%		
	70-84歳	350	21.5%		
学歴	小学校（学校に行かなかった場合を含む）	2	0.1%	100%	1627
	中学校（新制中学校または旧制高等小学校）	190	11.7%		
	高等学校（工業/商業などの職業科高校を含む）または旧制中学校（中学校、工業/商業学校、（高等）女学校）	715	43.9%		
	短大（短期大学）・高専（高等専門学校）	283	17.4%		
	旧制高等学校、旧制工業/商業専門学校、旧制高等工業/商業	10	0.6%		
	大学（新制大学・旧制大学）	371	22.8%		
	大学院	29	1.8%		
	その他	27	1.7%		
	帰属階層	上	30		
中の上		209	12.8%		
中の中		905	55.6%		
中の下		391	24.0%		
下		67	4.1%		
わからない		25	1.5%		
支持政党	自民党	476	29.3%	100%	1627
	立憲民主党	56	3.4%		
	国民民主党	21	1.3%		
	公明党	48	3.0%		
	日本共産党	21	1.3%		
	日本維新の会	8	0.5%		
	希望の党	1	0.1%		
	自由党	3	0.2%		
	社会民主党	8	0.5%		
	その他の政党	11	0.7%		
	支持政党なし	914	56.2%		
	わからない	60	3.7%		

下], 「下], 「わからない」の6つである.

2.4 変数の操作

2.4.1 被説明変数

分析に用いる5つの被説明変数については、下記に説明する操作を行った.

なお、分析に利用する被説明変数には、いわゆる評定尺度法のように順序カテゴリカル変数とみなせるものも含まれるが、分析法を統一して記述を簡略化するために、多項ロジットモデル(多項ロジスティック回帰)の形で扱うものとする.

「#7.35 環境の保護は重要か」については、下記のようにリコードした.

「非常に重要」=1, 「重要」=2, 「重要ではない」, 「その他」, および「わからない」=3(重要と

は思わない)。基準カテゴリは、3 である。

「#9.17 地球環境か自分たちの生活か」については、下記のようにリコードした。

「ひとりひとり努力(環境優先)」=1, 「自分たちの生活便利に(生活優先)」=2, 「その他」, および「わからない」=3. 基準カテゴリは、2 である。

「#2.5 自然と人間との関係」については、下記のようにリコードした。

「自然に従え」=1, 「自然を利用」=2, 「自然を征服」=3, 「その他」および「わからない」=4. 基準カテゴリは 3 である。

「#2.30g 不安感：原子力施設」については、下記のようにリコードした。

「非常に感じる」=1, 「かなり感じる」=2, 「少しは感じる」=3, 「まったく感じない」=4. なお, 「わからない」については数が非常に少なく, モデルの推定が困難であり, かつ他のカテゴリに組み入れることが概念的に不適切なため, 欠測扱いとした。基準カテゴリは, 4 である。

「#9.12c 日本の経済力」については、下記のように 2 項変数としてリコードした。

「非常によい」および「ややよい」=1, 「ややわるい」および「非常にわるい」=0. なお, 「その他」および「わからない」については説明変数とのクロス表で度数が非常に少ないセルが存在することから適切な推定ができないこと, およびこのカテゴリを他のカテゴリに組み入れることが概念的に不適切であるため, 欠測扱いとした。

2.4.2 説明変数

説明変数のうち, 操作を行った変数とその内容を下記に述べる。

「学歴」は, 下記のようにリコードした。

「旧制高校」, 「短大, 高専」, 「大学」, 「大学院」=1(高学歴), 「小学」, 「中学」, 「高校」, 「その他」=0(低学歴)。ロジスティック回帰分析では, 「低学歴」を参照カテゴリとしている。

「#1.8 帰属階層」は, 下記のようにリコードした。

「上」および「中の上」=1, 「中の中」=2, 「中の下」=3, 「下」=4. なお, 「わからない」と回答した 25 名は欠測とし, 分析から除外した。ロジスティック回帰分析では, 「下」を参照カテゴリとしている。

「支持政党」は, 下記のようにリコードした。

「自民党」=6, 「公明党」「日本維新の会」=5(野党保守および公明党), 「立憲民主党」, 「日本共産党」, 「社会民主党」, 「国民民主党」=4(リベラル野党), 「その他の政党支持」=3, 「支持政党なし」=2(無党派層), 「わからない」=1. ロジスティック回帰分析では, 「自民党」を参照カテゴリとしている。

3. 結果

ロジスティック回帰分析の結果を示す。なお, 以下の結果説明においてオッズ比に言及する。多項ロジスティック回帰モデルにおける左辺は基準カテゴリの選択確率に対する当該カテゴリの選択確率の比の対数であり, 二項ロジスティックモデルにおけるオッズ比とは異なるが, オッズ比の用語が慣用化しており, 本稿でもそれを用いることとする。回帰係数の記述においても, この確率の比に対する(他の変数を統制した場合の)寄与と解釈される。また, 本稿では分析が探索的段階にあることを踏まえ, 説明変数の有意水準については $p < 0.1$ の範囲までを採用する。

3.1 環境意識

「#7.35 環境の保護は重要か」を被説明変数とした多項ロジスティック回帰分析の結果を表 3

表 3. 「#7.35 環境の保護は重要か」に対する多項ロジスティック回帰分析.

被説明変数	説明変数	カテゴリ	β (S.E)	Wald (χ^2)	Exp(B)	95 % CI		P
						LL	HL	
非常に重要	性別 (参照：男性)	女性	0.098 (0.179)	0.296	1.103	0.638	0.776	0.586
		年齢 (参照：20-29)	30-39	0.756 (0.391)	3.737	2.129	0.990	4.581
		40-49	0.597 (0.345)	2.982	1.816	0.923	3.574	0.084 †
		50-59	0.960 (0.370)	6.743	2.612	1.265	5.391	0.009 **
		60-69	0.897 (0.342)	6.893	2.452	1.255	4.791	0.009 **
		70-84	0.827 (0.348)	5.660	2.286	1.157	4.518	0.017 *
	学歴 (参照：低学歴)	高学歴	0.734 (0.207)	12.562	2.083	1.388	3.127	0.000 ***
	帰属階層	上と中の上	1.514 (0.473)	10.236	4.547	1.798	11.499	0.001 **
		(参照：下)	中の中	0.339 (0.354)	0.915	1.403	0.701	2.809
		中の下	0.282 (0.371)	0.579	1.326	0.641	2.747	0.447
	支持政党	わからない	-0.581 (0.467)	1.553	0.559	0.224	1.395	0.213
		(参照：自民党)	支持政党なし	-0.106 (0.206)	0.262	0.900	0.601	1.348
		その他を支持	0.240 (1.111)	0.047	1.271	0.144	11.225	0.829
		リベラル野党	0.847 (0.444)	3.646	2.333	0.978	5.564	0.056 †
	保守野党と公明党	0.904 (0.645)	1.961	2.468	0.697	8.743	0.161	
重要	性別 (参照：男性)	女性	-0.084 (0.168)	0.252	0.919	0.662	1.277	0.616
		年齢 (参照：20-29)	30-39	0.706 (0.353)	4.000	2.025	1.014	4.044
		40-49	0.362 (0.309)	1.367	1.436	0.783	2.634	0.242
		50-59	0.761 (0.335)	5.170	2.141	1.111	4.126	0.023 *
		60-69	0.279 (0.310)	0.808	1.321	0.720	2.425	0.369
		70-84	0.391 (0.313)	1.561	1.478	0.801	2.727	0.211
	学歴 (参照：低学歴)	高学歴	0.629 (0.195)	10.417	1.875	1.280	2.746	0.001 **
	帰属階層	上と中の上	1.580 (0.462)	11.705	4.857	1.964	12.012	0.001 **
		(参照：下)	中の中	0.976 (0.341)	8.210	2.655	1.361	5.177
		中の下	0.722 (0.356)	4.102	2.058	1.024	4.136	0.043 *
	支持政党	わからない	-0.474 (0.423)	1.257	0.622	0.272	1.426	0.262
		(参照：自民党)	支持政党なし	-0.037 (0.193)	0.037	0.964	0.660	1.407
		その他を支持	-0.038 (1.092)	0.001	0.962	0.113	8.185	0.972
		リベラル野党	0.396 (0.437)	0.820	1.485	0.631	3.497	0.365
	保守野党と公明党	0.848 (0.625)	1.841	2.336	0.686	7.957	0.175	
基準：重要とは思			Negelkerke R ²		0.064			
わかない			-2LL		1031.718***			
			N		1602			

に示す。基準カテゴリは「重要とは思わない」である。

モデルの疑似 R^2 は 0.064 である。また、尤度比検定の結果は統計的に有意である ($p < 0.001$)。「重要とは思わない」の基準カテゴリに対して他の条件が一定のもとで「非常に重要」と答える傾向が観察される統計的に有意な説明変数は、年齢のすべてのカテゴリと、学歴、帰属階層の「上と中の上」のカテゴリ、そして支持政党の「リベラル野党」であり、回帰係数 (β) はすべて正である。つまり、20 代の最若年層に対してそれより上のすべての世代が、低学歴層に対しては高学歴層が、帰属階層が「下」の層に対しては「上と中の上」の層が、そして「自民党」に対しては「リベラル野党」の層が、環境保護について「非常に重要」と答える傾向が強いといえる。オッズ比 ($Exp(B)$) で比較すると、最も大きい関連が観察されるのは帰属階層で、「上と中の上」の層は「下」の層の約 4.5 倍「非常に重要」と答える確率が高い。また、「リベラル野党」は、「自民党」より約 2.3 倍「非常に重要」と答える確率が高い。

次に、「重要とは思わない」のカテゴリに対して他の条件が一定のもとで「重要」と答える確率が統計的に有意な変数は、帰属階層のすべてのカテゴリと、年齢の 30 代および 50 代、そして

表 4. 「#9.17 地球環境か自分たちの生活か」に対する多項ロジスティック回帰分析.

被説明変数	説明変数	カテゴリ	β (S.E)	Wald (χ^2)	Exp(B)	95 % CI		P	
						LL	HL		
環境を重視	性別 (参照: 男性)	女性	0.116 (0.143)	0.661	1.123	0.849	1.487	0.416	
		年齢 (参照: 20-29)	30-39	0.911 (0.306)	8.875	2.487	1.366	4.530	0.003
		40-49	0.781 (0.273)	8.163	2.183	1.278	3.729	0.004 **	
		50-59	0.737 (0.275)	7.164	2.089	1.218	3.582	0.007 **	
		60-69	0.893 (0.270)	10.908	2.442	1.438	4.149	0.001 **	
		70-84	0.410 (0.262)	2.460	1.507	0.903	2.516	0.117	
	学歴 (参照: 低学歴)	高学歴	0.503 (0.164)	9.450	1.654	1.200	2.279	0.002 **	
	帰属階層	(参照: 下)	上と中の上	1.106 (0.384)	8.292	3.021	1.423	6.411	0.004 **
			中の中	0.604 (0.314)	3.710	1.829	0.989	3.383	0.054 †
			中の下	0.263 (0.325)	0.658	1.301	0.689	2.458	0.417
	支持政党	(参照: 自民党)	わからない	-0.510 (0.349)	2.133	0.601	0.303	1.191	0.144
			支持政党なし	0.460 (0.163)	7.976	1.585	1.151	2.181	0.005 **
			その他を支持	0.004 (0.793)	0.000	1.004	0.212	4.749	0.996
			リベラル野党	0.184 (0.293)	0.395	1.202	0.677	2.136	0.529
保守野党と公明党			0.174 (0.376)	0.214	1.190	0.570	2.484	0.644	
その他 わからない	性別 (参照: 男性)	女性	0.164 (0.317)	0.267	1.178	0.633	2.193	0.605	
		年齢 (参照: 20-29)	30-39	0.578 (0.669)	0.745	1.782	0.480	6.615	0.388
		40-49	0.627 (0.605)	1.073	1.872	0.572	6.132	0.300	
		50-59	0.007 (0.685)	0.000	1.007	0.263	3.854	0.992	
		60-69	0.322 (0.644)	0.250	1.380	0.391	4.880	0.617	
		70-84	0.820 (0.589)	1.940	2.271	0.716	7.203	0.164	
	学歴 (参照: 低学歴)	高学歴	0.403 (0.362)	1.245	1.497	0.737	3.041	0.264	
	帰属階層	(参照: 下)	上と中の上	0.135 (0.699)	0.037	1.144	0.291	4.505	0.847
			中の中	-0.555 (0.576)	0.927	0.574	0.186	1.776	0.336
			中の下	-0.619 (0.606)	1.043	0.538	0.164	1.767	0.307
	支持政党	(参照: 自民党)	わからない	0.629 (0.653)	0.928	1.876	0.522	6.743	0.335
			支持政党なし	0.605 (0.374)	2.615	1.832	0.880	3.814	0.106
			その他を支持	0.790 (1.275)	0.384	2.203	0.181	26.79	0.535
			リベラル野党	-1.047 (1.077)	0.945	0.351	0.043	2.899	0.331
保守野党と公明党			-0.268 (1.096)	0.060	0.765	0.089	6.548	0.807	
基準: 自分たちの 生活を重視	Nagelkerke R^2				0.071				
	-2LL				733.864***				
	N				1602				

学歴であり, 回帰係数(β)はすべて正である. なお, 支持政党においては, 自民党との差がある政党は観察されなかった. また, 最も大きい関連が観察されたのは帰属階層で, 「上と中の上」の層は「下」の層の約 4.9 倍「重要」と答える傾向が強いといえる.

次に, 「#9.17 地球環境か自分たちの生活か」を被説明変数とした多項ロジスティック回帰分析の結果を表 4 に示す. 基準カテゴリは「自分たちの生活を重視」である.

モデルの疑似 R^2 は 0.071 である. また, 尤度比検定の結果は統計的に有意である ($p < 0.001$). 「自分たちの生活を重視」の基準カテゴリに対して, 他の条件が一定のもとで「環境を重視」と答える確率が統計的に有意に高い説明変数は, 年齢のすべてのカテゴリと, 学歴, 帰属階層の「上と中の上」および「中の中」のカテゴリ, そして支持政党の「支持政党なし」であり, 回帰係数(β)はすべて正である. つまり, 20 代の最若年層に対してそれより上のすべての世代が, 「低学歴」層に対しては「高学歴」層が, 帰属階層が「下」の層に対しては「上と中の上」の層が, そして「自民党」に対しては「支持政党なし」の層が, 「自分たちの生活」よりも「環境」を重視すべきと答える傾向が強いといえる. オッズ比で比較すると, 最も大きい関連が観察されるのは帰属階層で, 「上と中の上」の層は「下」の層の約 3.0 倍「環境を重視」を選択する確率が高い. また, 「支持政党なし」は, 「自民党」より約 1.6 倍「環境を重視」を選択する確率が高い. 一方, 「自分たちの

生活を重視」の基準カテゴリに対して、他の条件が一定のもとで「その他」および「わからない」を選択する確率が高い説明変数は観察されなかった。

3.2 自然と人間との関係

「#2.5 自然と人間との関係」を被説明変数とした多項ロジスティック回帰分析の結果を表5に示す。基準カテゴリは「自然を征服」である。

モデルの疑似 R^2 は 0.079 である。また、尤度比検定の結果は統計的に有意である ($p < 0.001$)。「自然を征服」の基準カテゴリに対して、他の条件が一定のもとで「自然に従う」と答える確率が統計的に有意に高い説明変数は、学歴および支持政党の「支持政党なし」、「リベラル野党」であり、回帰係数 (β) が正である。また、他の条件が一定のもとで「自然に従う」と答える確率が統計的に低い有意な説明変数は、支持政党の「保守野党と公明党」であり、回帰係数 (β) が負である。つまり、「低学歴」層に対しては「高学歴」層が、そして「自民党」に対しては「支持政党なし」、および「リベラル野党」の層が、「自然を征服」よりも「自然に従う」べきと答える傾向が強いといえる。また、「自民党」に対しては「保守野党と公明党」の層が、「自然を征服」よりも「自然に従う」べきと答える傾向が弱いといえる。オッズ比で比較すると、最も大きい関連が観察される説明変数は支持政党で、「支持政党なし」の層は「自民党」の約 1.7 倍、「リベラル野党」の層は「自民党」より約 2.7 倍「自然に従う」を選択する確率が高い。「高学歴」の層は「低学歴」の層より 1.7 倍「自然に従う」を選択する確率が高い。他方、「保守野党と公明党」の層が「自民党」と比較して「自然に従う」を選択する確率は、0.5 倍である。

次に、「自然を征服」の基準カテゴリに対して他の条件が一定のもとで「自然を利用」と答える確率が統計的に有意に高い説明変数は学歴であり、回帰係数 (β) が正である。「自民党」に対して「保守野党と公明党」は「自然を利用」と答える確率が統計的に有意に低く、回帰係数 (β) が負である。オッズ比で比較すると「高学歴」の層は「低学歴」の層より 2.1 倍「自然を利用」を選択する確率が高く、「保守野党と公明党」の層は「自民党」より 0.4 倍「自然を利用」を選択する確率が低い。

最後に、「その他およびわからない」のカテゴリをみると、統計的に有意な説明変数は支持政党のみであり、「わからない」の層および「支持政党なし」の層であった(回帰係数 (β) が正)。「わからない」の層は「自民党」と比較して「その他およびわからない」を選択する確率が 25.8 倍高く、「支持政党なし」の層は「自民党」と比較して「その他およびわからない」を選択する確率が 3.9 倍高い。

3.3 エネルギー問題

「#2.30g 不安感：原子力施設」を被説明変数とした多項ロジスティック回帰分析の結果を表6に示す。欠測を削除した 1,586 名に対して分析を行った。基準カテゴリは「(不安を)まったく感じない」である。

モデルの疑似 R^2 は 0.183 である。また、尤度比検定の結果は統計的に有意である ($p < 0.001$)。「(不安を)まったく感じない」カテゴリに対して、他の条件が一定のもとで「(不安を)非常に感じる」と答える確率が統計的に有意に高い説明変数は性別(女性)、年齢(40代、50代、60代、70代以上)、そして支持政党(リベラル野党)であり、回帰係数 (β) が正である。「男性」と比較して「女性」のほう約 2.3 倍、「若年」層と比較して「中・高年」層が約 3.2 倍から 11.5 倍、そして「自民党」と比較して「リベラル野党」の層が約 2.1 倍、「まったく感じない」と比較して「非常に感じる」と答える確率が高い。この傾向は、「(不安を)かなり感じる」および「(不安を)少しは感じる」でもほぼ同様であるが、支持政党について有意な係数が得られたのは「非常に感じる」のみであった。

表 5. 「#2.5 自然と人間との関係」に対する多項ロジスティック回帰分析.

被説明変数	説明変数	カテゴリ	β (S.E)	Wald (χ^2)	Exp(B)	95 % CI		P
						LL	HL	
自然に従う	性別 (参照: 男性)	女性	-0.119 (0.219)	0.294	0.888	0.578	1.364	0.588
		年齢 (参照: 20-29)	30-39	-0.145 (0.500)	0.084	0.865	0.325	2.307
		40-49	0.548 (0.508)	1.161	1.729	0.639	4.681	0.281
		50-59	0.120 (0.483)	0.061	1.127	0.437	2.904	0.804
		60-69	0.333 (0.486)	0.468	1.395	0.538	3.615	0.494
		70-84	-0.169 (0.468)	0.131	0.844	0.338	2.111	0.717
	学歴 (参照: 低学歴)	高学歴	0.556 (0.257)	4.673	1.744	1.053	2.888	0.031 *
		帰属階層 (参照: 下)	上と中の上	0.498 (0.733)	0.462	1.645	0.391	6.916
	中の中		-0.168 (0.636)	0.070	0.845	0.243	2.942	0.792
	中の下		-0.092 (0.655)	0.020	0.912	0.253	3.292	0.888
	支持政党 (参照: 自民党)	わからない	1.180 (1.048)	1.266	3.253	0.417	25.391	0.261
		支持政党なし	0.526 (0.241)	4.765	1.693	1.055	2.716	0.029 *
		その他を支持	0.102 (1.113)	0.008	1.108	0.125	9.808	0.927
リベラル野党		0.998 (0.553)	3.260	2.712	0.918	8.010	0.071 †	
	保守野党と公明党	-0.707 (0.425)	2.763	0.493	0.214	1.135	0.096 †	
自然を利用	性別 (参照: 男性)	女性	-0.385 (0.219)	3.097	0.680	0.443	1.045	0.078 †
		年齢 (参照: 20-29)	30-39	-0.411 (0.493)	0.693	0.663	0.252	1.743
		40-49	0.112 (0.503)	0.049	1.118	0.418	2.995	0.824
		50-59	-0.389 (0.478)	0.664	0.677	0.266	1.728	0.415
		60-69	0.078 (0.479)	0.026	1.081	0.423	2.764	0.871
		70-84	-0.620 (0.462)	1.803	0.538	0.217	1.330	0.179
	学歴 (参照: 低学歴)	高学歴	0.746 (0.257)	8.438	2.108	1.275	3.487	0.004 **
		帰属階層 (参照: 下)	上と中の上	-0.028 (0.721)	0.001	0.973	0.237	3.998
	中の中		-0.689 (0.624)	1.220	0.502	0.148	1.705	0.269
	中の下		-0.706 (0.643)	1.206	0.493	0.140	1.740	0.272
	支持政党 (参照: 自民党)	わからない	1.401 (1.040)	1.814	4.059	0.529	31.167	0.969
		支持政党なし	0.383 (0.241)	2.535	1.467	0.915	2.351	0.269
		その他を支持	0.008 (1.119)	0.000	1.008	0.113	9.029	0.272
リベラル野党		0.581 (0.557)	1.086	1.787	0.600	5.327	0.297	
	保守野党と公明党	-0.898 (0.431)	4.330	0.407	0.175	0.949	0.037 *	
その他_ わからない	性別 (参照: 男性)	女性	0.054 (0.312)	0.030	1.056	0.573	1.946	0.862
		年齢 (参照: 20-29)	30-39	-0.275 (0.804)	0.117	0.760	0.157	3.673
		40-49	0.538 (0.769)	0.490	1.713	0.380	7.729	0.484
		50-59	0.506 (0.737)	0.472	1.659	0.392	7.029	0.492
		60-69	0.695 (0.741)	0.879	2.003	0.469	8.561	0.348
		70-84	1.153 (0.704)	2.683	3.166	0.797	12.576	0.101
	学歴 (参照: 低学歴)	高学歴	0.580 (0.358)	2.624	1.786	0.885	3.602	0.105
		帰属階層 (参照: 下)	上と中の上	-0.145 (0.960)	0.023	0.865	0.132	5.676
	中の中		-0.485 (0.811)	0.357	0.616	0.126	3.022	0.550
	中の下		0.081 (0.830)	0.009	1.084	0.213	5.509	0.923
	支持政党 (参照: 自民党)	わからない	3.250 (1.105)	8.653	25.784	2.958	224.760	0.003 **
		支持政党なし	1.127 (0.376)	8.996	3.086	1.478	6.445	0.003 **
		その他を支持	0.750 (1.465)	0.262	2.118	0.120	37.393	0.609
リベラル野党		0.825 (0.777)	1.126	2.282	0.497	10.472	0.289	
	保守野党と公明党	-0.634 (0.837)	0.574	0.530	0.103	2.737	0.449	
基準: 自然を	<i>Nagelkerke R²</i>		0.079					
征服	<i>-2LL</i>		1222.352***					
	<i>N</i>		1602					

表 6. 「#2.30g 不安感：原子力施設」に対する多項ロジスティック回帰分析.

被説明変数	説明変数	カテゴリ	β (S.E)	Wald (χ^2)	Exp(B)	95 % CI		P	
						LL	HL		
非常に感じる	性別 (参照：男性)	女性	0.827 (0.185)	19.885	2.286	1.589	3.287	0.000 ***	
		年齢 (参照：20-29)	30-39	0.428 (0.401)	1.139	1.534	0.699	3.364	0.286
		40-49	1.169 (0.368)	10.062	3.217	1.563	6.623	0.002 **	
		50-59	1.948 (0.392)	24.662	7.014	3.251	15.13	0.000 ***	
		60-69	2.444 (0.374)	42.759	11.516	5.536	23.955	0.000 ***	
		70-84	2.383 (0.375)	40.390	10.838	5.197	22.601	0.000 ***	
	学歴 (参照：低学歴)	高学歴	-0.051 (0.201)	0.064	0.950	0.641	1.408	0.800	
	帰属階層	(参照：下)	上と中の上	-0.639 (0.484)	1.743	0.528	0.205	1.363	0.187
			中の中	-0.390 (0.426)	0.841	0.677	0.294	1.559	0.359
			中の下	0.070 (0.449)	0.024	1.072	0.444	2.588	0.876
	支持政党	(参照：自民党)	わからない	0.214 (0.521)	0.169	1.239	0.446	3.437	0.681
			支持政党なし	-0.062 (0.211)	0.087	0.940	0.621	1.422	0.768
			その他を支持	0.702 (1.139)	0.380	2.018	0.217	18.800	0.538
			リベラル野党	0.724 (0.401)	3.262	2.063	0.940	4.526	0.071 †
保守野党と公明党			-0.070 (0.483)	0.021	0.932	0.362	2.403	0.885	
かなり感じる	性別 (参照：男性)	女性	0.849 (0.186)	20.826	2.337	1.623	3.365	0.000 ***	
		年齢 (参照：20-29)	30-39	0.607 (0.371)	2.675	1.836	0.886	3.802	0.102
		40-49	1.244 (0.348)	12.750	3.469	1.753	6.868	0.000 ***	
		50-59	2.180 (0.372)	34.299	8.842	4.264	18.338	0.000 ***	
		60-69	1.944 (0.365)	28.433	6.986	3.419	14.275	0.000 ***	
		70-84	1.728 (0.369)	21.985	5.632	2.735	11.600	0.000 ***	
	学歴 (参照：低学歴)	高学歴	-0.010 (0.199)	0.003	0.990	0.670	1.463	0.959	
	帰属階層	(参照：下)	上と中の上	0.433 (0.530)	0.666	1.542	0.545	4.359	0.414
			中の中	0.505 (0.482)	1.099	1.657	0.644	4.263	0.295
			中の下	0.746 (0.505)	2.186	2.109	0.784	5.671	0.139
	支持政党	(参照：自民党)	わからない	-0.139 (0.556)	0.062	0.871	0.293	2.590	0.803
			支持政党なし	0.130 (0.213)	0.373	1.139	0.750	1.730	0.541
			その他を支持	0.001 (1.254)	0.000	1.001	0.086	11.693	0.999
			リベラル野党	0.447 (0.420)	1.128	1.563	0.686	3.563	0.288
保守野党と公明党			0.221 (0.477)	0.214	1.247	0.489	3.177	0.644	
少しは感じる	性別 (参照：男性)	女性	0.566 (0.172)	10.851	1.762	1.258	2.468	0.001 **	
		年齢 (参照：20-29)	30-39	0.547 (0.279)	3.835	1.728	1.000	2.989	0.050 †
		40-49	0.700 (0.273)	6.557	2.013	1.178	3.439	0.010 *	
		50-59	0.896 (0.316)	8.054	2.449	1.319	4.547	0.005 **	
		60-69	0.742 (0.305)	5.898	2.099	1.154	3.819	0.015 *	
		70-84	0.415 (0.312)	1.762	1.514	0.821	2.793	0.184	
	学歴 (参照：低学歴)	高学歴	0.221 (0.183)	1.458	1.248	0.871	1.787	0.227	
	帰属階層	(参照：下)	上と中の上	0.351 (0.472)	0.555	1.421	0.564	3.581	0.456
			中の中	0.248 (0.431)	0.333	1.282	0.551	2.982	0.564
			中の下	0.486 (0.453)	1.152	1.626	0.669	3.951	0.283
	支持政党	(参照：自民党)	わからない	-0.143 (0.483)	0.088	0.867	0.337	2.232	0.767
			支持政党なし	-0.070 (0.195)	0.129	0.932	0.636	1.368	0.720
			その他を支持	0.539 (1.099)	0.241	1.714	0.199	14.768	0.624
			リベラル野党	-0.371 (0.423)	0.768	0.690	0.301	1.582	0.381
保守野党と公明党			-0.750 (0.492)	2.322	0.472	0.180	1.240	0.128	
基準：まったく感じ ない	<i>Nagelkerke R²</i>		0.183						
	-2LL		1563.871 ***						
	N		1586						

表 7. 「#9.12c 日本の経済力」に対する二項ロジスティック回帰分析.

説明変数	カテゴリ	β (S.E)	Wald (χ^2)	Exp(B)	95 % CI		P
					LL	HL	
性別 (参照: 男性)	女性	0.590 (0.108)	29.787	1.805	1.460	2.231	0.000 ***
年齢 (参照: 20-29)	30-39	0.366 (0.232)	2.478	1.441	0.914	2.273	0.115
	40-49	0.282 (0.217)	1.697	1.326	0.867	2.028	0.193
	50-59	0.536 (0.221)	5.856	1.709	1.107	2.637	0.016 *
	60-69	0.443 (0.217)	4.178	1.557	1.018	2.380	0.041 *
	70-84	0.607 (0.224)	7.354	1.835	1.183	2.847	0.007
学歴 (参照: 低学歴)	高学歴	-0.111 (0.117)	0.905	0.895	0.711	1.125	0.342
帰属階層 (参照: 下)	上と中の上	1.776 (0.325)	29.814	5.904	3.121	11.167	0.000 ***
	中の中	1.137 (0.293)	15.071	3.118	1.756	5.536	0.000 ***
	中の下	0.331 (0.304)	1.182	1.392	0.767	2.525	0.277
支持政党 (参照: 自民党)	わからない	0.012 (0.317)	0.001	1.012	0.543	1.885	0.969
	支持政党なし	-0.349 (0.124)	7.871	0.706	0.553	0.900	0.005 **
	その他を支持	-0.089 (0.586)	0.023	0.915	0.290	2.884	0.880
	リベラル野党	-0.606 (0.231)	6.859	0.546	0.347	0.859	0.009 **
	保守野党と公明党	-0.229 (0.296)	0.600	0.795	0.445	1.420	0.439
Nagelkerke R^2		0.119					
-2LL		2004.767***					
N		1552					

3.4 経済に対する評価

「#9.12c 日本の経済力」を被説明変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を表 7 に示す。カテゴリは「よい」を 1, 「わるい」を 0 とし, 欠測を削除した 1,552 名に対して分析を実行した。

モデルの疑似 R^2 は 0.119 である。また, 尤度比検定の結果は統計的に有意である ($p < 0.001$)。回帰係数 (β) が正で, 統計的に有意な変数のオッズ比は次のとおりであった。すなわち, 他の条件が一定ならば, 「よい」と答える確率が高いのは, 性別 (男性と比較して女性が約 1.8 倍), 年齢 (20 代の若年層と比較して, 50 代, 60 代, 70 代以上の層が約 1.6 倍から約 1.8 倍), そして帰属階層 (「下」と比較して「上と中の上」が 5.9 倍, 「中の中」が 3.1 倍) である。

他方, 回帰係数 (β) が負で, 統計的に有意な変数のオッズ比は次のとおりであった。すなわち, 他の条件が一定ならば, 「よい」と答える確率が低いのは, 支持政党 (「自民党」と比較して「支持政党なし」の層が 0.7 倍, 「リベラル野党」が 0.5 倍) である。

4. 総括と考察

本稿では, 日本人の環境意識と, 環境意識に関連して議論されることの多い自然, 経済, そしてエネルギーに関連する問題に関する意識について, 『日本人の国民性調査』のデータを用いた検討を行った。

第一に, 環境意識に関する項目をはじめとした項目群の回答分布の経時的傾向を平成期における第 9 次 (1993 年) 調査から第 14 次 (2018 年) 調査のデータを用いて考察した。その結果, 主に次が観察された。

- 環境保護を重視することに対する日本人の意識が, 近年は低下傾向にあり, 特に若年層においてその傾向が顕著である。

- 地球環境に対する日本人の相対的優先度が徐々に低下する一方、自分たちの生活に対する相対的優先度が徐々に上昇している。
- 「#2.5 自然と人間との関係」について、第14次調査において「自然を利用」が「自然に従え」を(平成期になってはじめて)逆転し、最も多い回答となった。
- 原子力に対する不安感は、第13次調査において一時的に高まったものの、第14次調査では第12次調査以前とほぼ同様の状態に戻った。
- 日本の経済力に対する評価では、近年は「よい」と「わるい」の評価がほぼ拮抗しており、それぞれに二分される傾向にある。

以上をまとめると、近年の主要な傾向として、日本人の環境意識が低下傾向にあることが示唆される。米国における先行研究では、経済状況が困難な時代における米国人の環境意識の低下傾向が指摘されているが (Johnson and Schwadel, 2019)、本研究においては環境意識と日本の経済力の評価との明確な経時的な分布の一致傾向は観察されなかった。このことは、日本国民の環境意識の低下が、経済状況の悪化と連動してもたらされたものであるとは解釈できない可能性を示唆している。日本国民の環境意識の低下傾向がなぜもたらされたのかについての洞察を得るためには、コウホート分析などを用いたより詳細な統計的分析が必要となるだろう。

次に、第14次(2018年)調査のデータを用いて、「#7.35 環境の保護は重要か」および「#9.17 地球環境か自分たちの生活か」を被説明変数とし、性別、年齢、学歴、帰属階層、そして支持政党を説明変数としたロジスティック回帰分析を用いた検討を行った。その結果、下記が明らかになった。

- 環境保護をより重要視する傾向が強いのは、若年層より中・高年層、低学歴層より高学歴層、帰属階層が「低」より「高」の層、そして「自民党」支持層より「リベラル野党」支持層である。
- 地球環境を自分たちの生活よりも重要視すべきであると考えられる傾向が強いのは、若年層より中・高年層、低学歴層より高学歴層、帰属階層が「低」より「高」の層、そして「自民党」支持層より無党派層(支持政党なし)である。

米国における調査報告では、若年層ほど環境意識が高いことが指摘されている (e.g. Pew Research Center, 2017) もの、日本においては逆の結果となった。このことは、若年層の環境意識の希薄さを報告した地域調査報告の傾向 (横浜市環境創造局政策課, 2015, 2018) や、プラスチック問題といった特定の環境問題に関する調査報告 (内閣府政府広報室, 2019) の傾向が、同様に一般的な環境問題においても全国的な傾向として観察されたことを示している。この、日本特有ともいべき若年層の環境意識の希薄さの要因については、より詳細な調査にもとづく統計的検討が急務であろう。第9次から第14次までの経時的な分布の変遷において、近年の環境意識の低下傾向が観察されるのは、この、若年層の環境意識の希薄さが主要な要因である可能性もあるだろう。この点については、コウホート分析を用いたより詳細な分析が必要である。

なお、若年者のみを対象とした欧州における調査 (Szagun and Pavlov, 1995) では、女性のほうが男性よりも環境意識が高いことを指摘した研究もあるが、本研究においては性別と環境意識との間の関連は観察されなかった。他方、本研究における高学歴・高収入者のほうが環境意識が高いという結果は、欧米における先行研究の結果と同様であった (e.g. Johnson and Schwadel, 2019; Ramos et al., 2016)。

欧米における先行研究では、市民の支持政党と環境意識との関連が活発に議論されていることは、先に述べた。米国では、保守とされる共和党はどちらかという経済を重視した政策を

とり、リベラルとされる民主党は、環境を重視した政策をとる傾向にある。このように米国は2大政党制であるため、自民党以外は小規模政党が多数である日本と比較して、環境政策をはじめさまざまな政策の違いを対比させやすいといった特徴がある。また、ドイツをはじめとしたEU諸国やオーストラリアでは、緑の党(Global Greens, 2001, 2012)といった環境政策そのものを前面に掲げた政党が、日本との比較においてはより大規模かつ活発な傾向にある。そのため、環境問題そのものが政策の焦点として議論されやすい。これらのことが、欧米において環境意識と支持政党との関連が盛んに検討されているにもかかわらず、日本ではこれまでほとんど議論されてこなかった理由のひとつであるだろう。

本稿の分析結果では、「#7.35 環境の保護は重要か」については、保守である自民党と比較して、リベラル野党のほうが「非常に重要」と答える傾向が強かった。この点は欧米における先行研究の結果と一致しているものの、「#9.17 地球環境か自分たちの生活か」については、リベラル野党は有意ではなく、無党派層(支持政党なし)のほうが「環境を重視」と答える傾向が強かった。つまり、本研究で扱った2つの環境意識項目に一貫して強い関連のある政党はみられなかった。他方、同じ東アジア国であり、2大政党制になく、かつ無党派層が約60%と日本と比較的条件が類似している香港においては、欧米同様にリベラル政党支持と環境意識との強い関連が報告されている(Cheung et al., 2019)。香港における先行研究の結果を鑑みると、本研究の支持政党と環境意識との不明瞭な結果については、環境政策に特化した大規模政党の欠如からのみで考察することは不十分だろう。日本においては、リベラルに分類される政党の政策そのものが市民にとって不明瞭である可能性や、日本と香港では同じ多数派といえども無党派層の構成要因が異なる可能性などが考えられる。詳細はこれらの各論を掘り下げた綿密な調査設計から得られたデータに基づく統計的な分析が必要となるだろう。

昨今の環境意識の世界的高まりを考慮すれば、わが国においても支持政党と環境意識との関連をより深く掘り下げ、政策的議論を深めていくことの重要性は、論を待たない。そのための探索的な第一歩として、本稿は一定の役目を果たしたと考えられる。今後は、個々の政党が掲げている環境問題や環境政策の方向性をより詳細に分析し、類型化したうえで、個々の政党に対する支持意識と環境意識との関連をより詳細に分析する実証研究が期待される。

「#2.5 自然と人間との関係」、「#2.30g 不安感：原子力施設」、そして「#9.12c 日本の経済力」を被説明変数としたロジスティック回帰分析の結果では、下記が明らかになった。

- 「#2.5 自然と人間との関係」では、環境意識とは異なり、年齢および学歴との関連は観察されなかった。「自然に従う」という自然重視志向を示したのは、自民党支持層と比較して、無党派層およびリベラル野党支持層が多かった。他方、保守野党と公明党支持層は、自民党支持層と比較して、自然重視志向が少なかった。
- 「#2.30g 不安感：原子力施設」は、若年層より中・高年層の不安感が高く、自民党支持層と比較してリベラル野党支持層の不安感が高かった。学歴との関連は観察されなかった。
- 「#9.12c 日本の経済力」への評価では、若年層に対して中・高年層が、帰属階層が「低」より「高」の層がポジティブな評価を示した。一方、「自民党」支持層と比較して、「無党派層」および「リベラル野党」支持層がネガティブな評価を示した。

鄭他(2006)の研究では、自然観と年齢との関連は、中国本土、香港、台湾、シンガポール、韓国、日本のいずれにおいても観察されなかった。本稿の結果は、この結果と一致している。少なくとも東アジアにおいて、自然観と年齢との関連は薄いのかもしれない。一方、自民党支持層と比較して、無党派層およびリベラル野党支持層がともに「自然に従う」という自然重視志向が強かったという結果は、環境意識との関連を示唆しているだけでなく、自然に関する価値観が環境保護との関連で政策課題にもなり得ることを示唆しているのかもしれない。

「#2.30g 不安感：原子力施設」と「日本の経済力の評価」は、比較的類似した結果となった。エネルギー問題と経済問題が密接に関連していること、および、エネルギー問題と環境問題は対立する政策課題となり得ることが定量的に示唆される結果となった。原子力への不安感が若年より高齢層で高いという結果は、エネルギー問題に対する意識を検討した欧州における先行研究と類似性があると考えられるが、米国の報告 (Pew Research Center, 2015) とは逆の結果となっている。エネルギー政策は多くの国で重要な政策課題であるため、どの政権下のどのようなエネルギー政策のもとでどのような年齢であったかによって、意識に大きな違いが生じる可能性がある。日本人の環境意識を考えるうえで、環境意識のみならず、エネルギー意識についても注視していく必要があるだろう。

本稿の結果より、わが国では近年、環境意識の全体的な低下傾向がみられることが明らかになった。直近の第14次調査の統計的分析においては、特に若年層で環境意識が低い傾向が顕著であることが明らかになった。一方、「自然と人間との関係」については、年齢との関連は観察されなかった。環境意識と自然志向といった自然に対する態度とは、方向が類似していると考えられがちであるが、本稿においてはやや異なる結果が観察された。他方、エネルギーや経済問題については明確に年齢との関連が観察されたが、方向は異なっており、原子力への不安感が高齢が高いほど大きく、日本の経済力の評価については年齢が低いほど低い結果となった。また、環境意識、自然観、エネルギー問題、日本の経済力を通して、支持政党との関連は示唆されるが、個々の項目について、統計的に有意な支持政党は一貫していない結果となった。これらの結果からは、環境問題について、経済との比較でどちらをとるかといった政策的に同一の俎上で議論することの問題点が改めて示唆されているといえよう。言い換えれば、「環境」、「エネルギー」、「経済」、「自然」は、持続可能な社会を考える際のキーワードであるにもかかわらず、それらの目標達成を同時に実現することの困難さを端的に表しているともいえる。

本研究の結果は、現時点での日本国民における一般的な環境意識について定量的に理解するための基礎資料として十分貢献しうるものである。しかしながら、本研究の結果のみからは、「なぜそうなっているのか」についての検証を行うことは困難であり、その点が本研究の限界といえるだろう。本研究の結果から将来さまざまな仮説が生成され、それらを検証するための多くの新たな実証研究が行われることが期待される。

注.

第9次から第13次の年代層別をはじめとしたクロス表については、統計数理研究所ホームページ『日本人の国民性調査』の情報を参照されたい。 <https://www.ism.ac.jp/kokuminsei/index.html>

参 考 文 献

- Al Blooshi, L. S., Ksiksi, T. S., Gargoum, A. S. and Aboelenein, M. (2020). Climate change and environmental awareness: A study of energy consumption among the residents of Abu Dhabi, UAE, *Perspectives on Global Development and Technology*, **18**(5-6), 564-582.
- 青柳みどり (2016). 環境意識に関する世論調査報告書 2016, 国立環境研究所, <https://www.nies.go.jp/whatsnew/2016/jqjm10000008nl7t-att/jqjm10000008noea.pdf>, 2020年9月1日アクセス。
- Capstick, S., Whitmarsh, L., Poortinga, W., Pidgeon, N. and Upham, P. (2015). International trends in public perceptions of climate change over the past quarter century, *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, **6**(1), 35-61.

- Cheung, L. T., Ma, A. T., Lee, K. M., Lee, J. C. and Lo, Y. L. (2019). How does political orientation influence one's environmental attitude and behaviour? Debate over country park conservation in Hong Kong, *Environmental Science & Policy*, **99**, 115–122.
- Dunlap, R. E. (1975). The impact of political orientation on environmental attitudes and actions, *Environment and Behavior*, **7**(4), 428–454.
- European Commission (2020). Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council: Establishing the Framework for Achieving Climate Neutrality and Amending Regulation (EU) 2018/1999 (European Climate Law), https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/commission-proposal-regulation-european-climate-law-march-2020_en.pdf, 2020 年 9 月 1 日アクセス.
- Forgaci, C. and Van Timmeren, A. (2014). Urban form and fitness: Towards a space-morphological approach to general urban resilience (Authors version), *ISDRC 2014: 20th Annual International Sustainable Development Research Conference “Resilience—The New Research Frontier”, Trondheim, Norway, 18-20 June 2014*, International Sustainable Development Research Society (ISDRS).
- Global Greens (2001, 2012). Global Greens Charter, <https://www.globalgreens.org/globalcharter-english>, 2020 年 8 月 26 日アクセス.
- Johnson, Erik W. and Schwadel, Philip (2019). Political polarization and long-term change in public support for environmental spending, *Social Forces*, **98**(2), 915–941, <https://doi.org/10.1093/sf/soy124>.
- 河野啓, 中瀬剛丸, 加藤元宣 (2001). 無党派層の増加と変化への期待—90 年代の選挙と有権者の意識, NHK 放送文化調査研究年報, 第 46 集, 53–114.
- Lacasse, K. (2015). The importance of being green: The influence of green behaviors on Americans' political attitudes toward climate change, *Environment and Behavior*, **47**(7), 754–781.
- 前田忠彦, 朴堯星 他 (2020). 国民性の研究 (第 14 次全国調査)—2018 年全国調査一, 統計数理研究所調査研究リポート (準備中).
- Mravcová, A. (2019). Environmental awareness and environmental citizenship dimension, *Slovak Journal of Political Sciences*, **19**(2), 32–48.
- 内閣府政府広報室 (2019). 環境問題に関する世論調査, <https://survey.gov-online.go.jp/r01/r01-kankyoku/index.html>, 2020 年 9 月 1 日アクセス.
- 西山隆行 (2014). 『アメリカ政治 制度・文化・歴史』, 三修社, 東京.
- Pew Research Center (2015). Americans, politics and science issues, https://www.pewresearch.org/internet/wp-content/uploads/sites/9/2015/07/2015-07-01_science-and-politics_FINAL-1.pdf, 2020 年 9 月 1 日アクセス.
- Pew Research Center (2017). Public divides over environmental regulation and energy policy, https://www.pewresearch.org/internet/wp-content/uploads/sites/9/2017/05/PS_2017.05.16_Energy-Priorities_FINAL.pdf, 2020 年 9 月 1 日アクセス.
- Pothitou, M., Hanna, R. F. and Chalvatzis, K. J. (2016). Environmental knowledge, pro-environmental behaviour and energy savings in households: An empirical study, *Applied Energy*, **184**, 1217–1229.
- Ramos, A., Labandeira, X. and Löschel, A. (2016). Pro-environmental households and energy efficiency in Spain, *Environmental and Resource Economics*, **63**(2), 367–393.
- Sampei, Y. and Aoyagi-Usui, M. (2009). Mass-media coverage, its influence on public awareness of climate-change issues, and implications for Japan's national campaign to reduce greenhouse gas emissions, *Global Environmental Change*, **19**(2), 203–212.
- Szagun, G. and Pavlov, V. I. (1995). Environmental awareness: A comparative study of German and Russian adolescents, *Youth & Society*, **27**(1), 93–112.

- Tabi, A., Hille, S. L. and Wüstenhagen, R. (2014). What makes people seal the green power deal?— Customer segmentation based on choice experiment in Germany, *Ecological Economics*, **107**, 206–215.
- 鄭躍軍, 吉野諒三, 村上征勝 (2006). 東アジア諸国の人々の自然観・環境観の解析, *行動計量学*, **33**(1), 55–68.
- Torkar, G. and Bogner, F. X. (2019). Environmental values and environmental concern, *Environmental Education Research*, **25**(10), 1570–1581.
- Wall, G. (1995). General versus specific environmental concern: A Western Canadian case, *Environment and Behavior*, **27**(3), 294–316.
- Wiernik, B. M., Ones, D. S. and Dilchert, S. (2013). Age and environmental sustainability: A meta-analysis, *Journal of Managerial Psychology*, **28**(7-8), 826–856.
- 横浜市環境創造局政策課 (2015). 環境に関する市民意識調査, 2015年調査結果報告書, https://www.city.yokohama.lg.jp/kurashi/machizukuri-kankyo/kankyohozen/kansoku/shiminchousa.files/0056_20180822.pdf, 2020年9月1日アクセス.
- 横浜市環境創造局政策課 (2018). 環境に関する市民意識調査, 2018年調査結果報告書, https://www.city.yokohama.lg.jp/kurashi/machizukuri-kankyo/kankyohozen/kansoku/shiminchousa.files/0069_20190322.pdf, 2020年9月1日アクセス.
- 善教将大 (2016). 政党支持は投票行動を規定するのか, *年報政治学*, **67**(2), 2_163–2_184.

Environmental Awareness of Japanese Citizens: Quantitative Analysis of Chronological Changes and Related Factors Performed Using the Japanese National Character Survey

Naoko Kato-Nitta

Joint Support-Center for Data Science Research, Research Organization of Information and Systems

This paper statistically explored Japanese people's environmental awareness using nationally representative social survey data from the Japanese National Character Survey. It focused on two topics: recent trends in the distribution of the answers to the items assessing environmental awareness, and the determinants of current environmental awareness in Japanese people. For these purposes, analysis was performed using six data series beginning with the 9th Japanese National Character Survey, conducted in 1993, and ending with the 14th Japanese National Character Survey, conducted in 2018 in the Heisei Period. The results revealed that there has been an overall downward trend in environmental awareness in Japan in recent years. This is in contrast with global trends, especially in Europe, which demonstrate a recent increase in people's environmental awareness. Logistic regression analyses of the 14th (2018) data ($n = 1,602$) revealed that the younger generation, especially individuals in their 20s, showed relatively lower environmental awareness. This finding is the opposite of the results of previous studies in some western countries. Highly educated people and those who perceived themselves as being in a higher social class tended to have higher environmental awareness, which was consistent with previous studies in some western countries. Political orientation was also associated with many items, but the results were less clear than those in previous studies in the United States, Europe, or Hong Kong that indicated a strong relationship between environmental awareness and support of liberal parties. This may be because Japan currently lacks explicitly environmental political parties, and because political independents are predominant (56.2%). Further research is needed to confirm these findings.

何が地方への移住意向を決めるのか？： 現代日本人の〈義理人情度〉を中心として

朴 堯星[†]

(受付 2020 年 9 月 4 日；改訂 2021 年 3 月 3 日；採択 4 月 7 日)

要 旨

現在、過疎地自治体では、地域の活性化を狙いとし、地方への移住者を確保するために様々な支援制度等が進められている。地方への移住に関する先行研究では、移住促進要因の一つとして、人々の対人関係の構築が重要であるとされているが、その多くが地域コミュニティや移住先での人間関係といった、ある程度想定できる人々の間での限られた範囲に止まっている。これに対し、本研究では、日本人固有の人間関係の特徴を表す〈義理人情度〉が、〈地方への移住意向〉に及ぼす影響に関する一連のメカニズムを確かめる。日本人にとって、「義理人情」という感覚は、長い間、日本人の人間関係を表す特有の特徴とされていたが、これまで地方への移住意向に対する〈義理人情度〉との相互関係については明らかにされてこなかった。そこで本研究では、第 1 の目的として、現在、急激な人口減少が進んでいる日本と韓国において、両国の国民が思っている〈地方への移住意向〉を検討する。そのため、「日本人の国民性調査」の第 14 次(2018 年)調査と「韓国総合社会調査 KGSS」(2018 年)調査の結果をもとに、共通項目および個人属性別の回答割合の観察により〈地方への移住意向〉についての日韓比較を行う。「U ターンや I ターンをしたいか」という地方への移住意向に対する評価は、日本では若年層、中年層が高いのに対して、韓国では中年層、高齢層が高く持っているといった異なる傾向がみられている。さらに、第 2 の目的として、直近の調査である第 14 次「日本人の国民性調査」のデータを用い、ロジスティック回帰分析により〈地方への移住意向〉の説明要因に関する分析を行っている。結果として、(a)「義理人情度」の感覚は、〈地方への移住意向〉に正の効果を持っている点、(b)〈地方への移住意向〉には、インターネット使用頻度などの情報アクセス能力の高さが影響している点、(c)自国に対する愛着心から浮かび上がる日本社会の現状肯定感が低いほど、〈地方への移住意向〉が高まる点、が明らかになった。

キーワード：日本人の国民性調査、地方への移住意向、義理人情度、韓国総合社会調査、自国に対する愛着心。

1. はじめに

少子高齢化は、かつて先進国に広く共通してみられる現象であったが、近年、日本をはじめ、東アジア諸国においても少子高齢化が急速に進んでいる。図 1 に示したアジア諸外国・地域の合計特殊出生率の動きをみると、アジアの中で出生率が最も早く低下し始めたのは日本であり、2017 年時点で 1.43 まで低下している。出生率の低下は韓国でも著しく深刻であり、2018

[†] 統計数理研究所：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

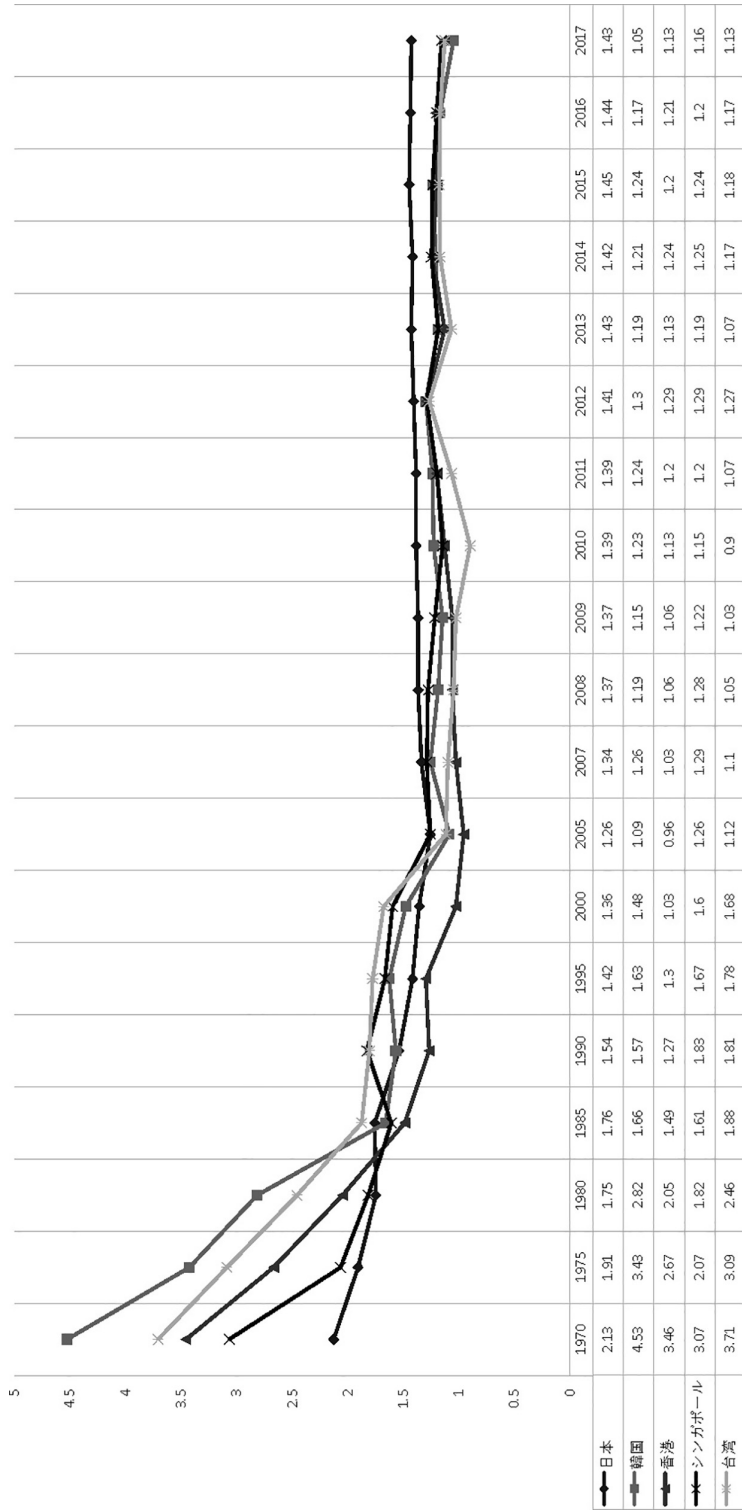


図 1. アジア諸外国・地域の合計特殊出生率. 資料: 内閣府 (2019) 『少子化社会対策白書』より.

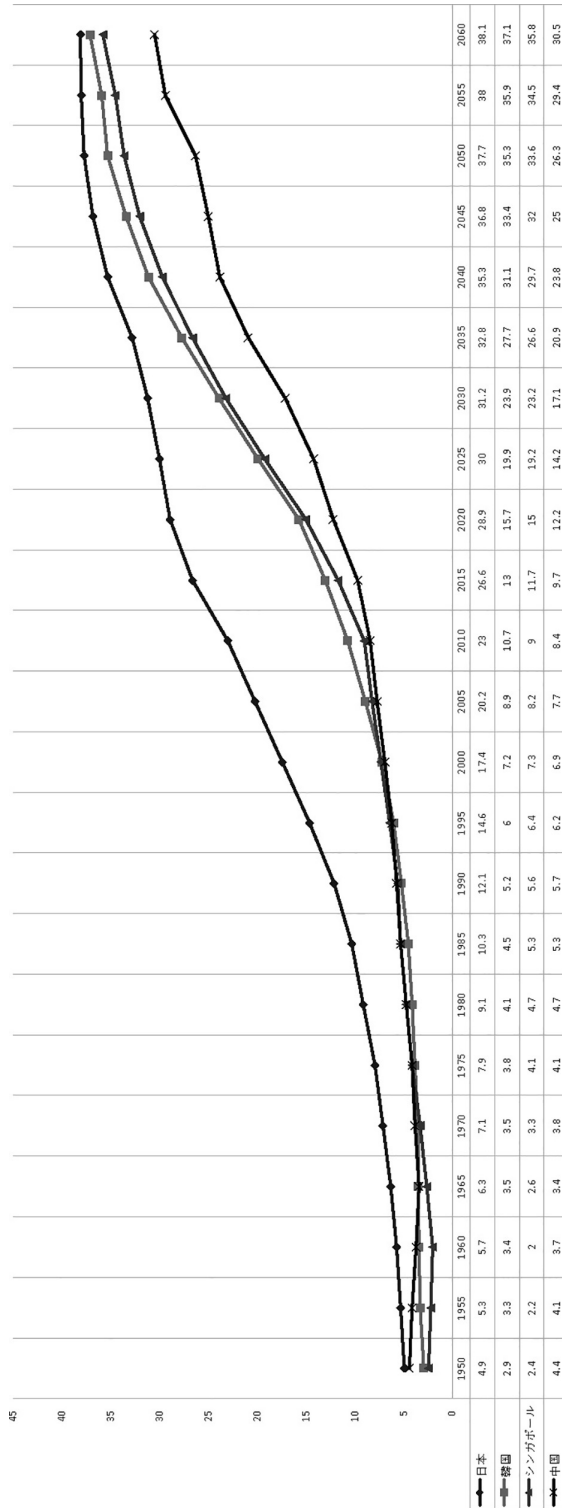


図 2. アジア諸外国・地域の高齢化率。資料：内閣府（2019）『令和元年版高齢社会白書』より。

年韓国の合計特殊出生率は0.92であり、もはや世界で初めて1.0を下回る最低水準を記録している(韓国統計庁, 2018)。また、高齢化率の推移においても現在、高水準を維持している状況である。こういった動向は、シンガポールでも見られており、今後も東アジア諸国の高齢化が見込まれている状況である(図2)。

そもそも人口減少には、三大都市圏では出生率が極めて低く、地方では深刻な低出生率に加えて若者の三大都市圏への流出・流入といった構造的な問題が根底にある。日本では、「2040年までに全国に約1,800ある市区町村のうち、896が消滅する可能性がある」との衝撃的な報告(日本創成会議・人口減少問題検討分科会, 2014)のように、多くの地方都市では過疎化が急激に進んでいる。そのため、多くの過疎地を抱えている自治体では地域の活性化に向けた様々な取組を進めているが、その中でも、近年、UターンやIターンといった地方への移住が注目を浴びつつある。

移住・定住をめぐる先行研究の多くは、住環境との因果関係を示すものが多く、そのほとんどが周辺環境、生活の利便性等に係る物理的要因や、地域愛着のような社会的要因等で分類される(菊澤・近藤, 2019)。例えば長谷(2013)は、定住意向と愛着心の関係を取り上げ、社会生活基盤や物的環境の不整備が愛着心を低下させる原因になりうることを指摘している。一方で、阿部 他(2010)は、UIJターンの移住者を対象としたアンケート調査から、移住を決める要因には就業機会や生活環境のよさだけではなく、人々との関係性が移動の促進に寄与していることを明らかにしている。また、移住者と移住先の地域住民との調和、コミュニティーの形成・構築が、移住・定住に重要であるとの指摘もある(岡崎 他, 2004; 大橋 他, 2011等)。近年では、移住・定住意向とまちづくりや地域活性化要因を合わせて論じることも多く、地域とかわって住む住み方に焦点を置き、日常の生活態度、役割意識、帰属意識が地域活動や参加につながる潜在力になっているとの指摘もある(中村 他, 2015)。これらの研究は移住・定住への影響要因の一つとして、地縁組織やコミュニティーなどのような地域での人間関係に焦点を置いていることが共通している。具体的には、地域での人間関係のように、明確かつ限定された関係性を変数として捉えており、多くの場合がある程度想定できる人々の間での限られた範囲に止まっている。そのため、既存の変数は、これまで日本人が古くから感じる、曖昧かつ限定されていない大まかな対人関係についてはカバーしきれない。

林知己夫を中心とした日本人の国民性調査委員会では、古くから芸術や文学のなかでしばしば登場する「義理人情」を日本人の人間関係の特徴として考え、長年にわたって義理人情を測る尺度を開発してきた(統計数理研究所国民性調査委員会, 1961; 林, 2001等)。本尺度は、「日本人の国民性調査」の第3次(1963年)調査から長年にわたって用いられている継続項目である。林・櫻庭(2002)は、義理人情的な考え方が、現代の若者にも違和感なく受け入れられる現代日本人の底流をなすものの一つであると述べている。

義理人情の定義は明確に定まっていないが、例えば、学研四字熟語辞典によれば「過去のいきさつやしがらみのために避けられない付き合いや人に対する思いやりのこと」とされている。言い換えれば、義理人情の概念には、過去のいきさつやしがらみから形成された明確かつ限定された関係性だけではなく、他者に対する思いやりといった大まかな人間関係が含まれている。

他者との関係性を表す概念の一つには、ソーシャルキャピタル(Social Capital, 社会関係資本)というものがある。ソーシャルキャピタルとは、「人々の協調行動を活発にすることによって、社会の効率性を高めることのできる、『信頼』『規範』『ネットワーク』といった社会的仕組みの特徴」(Putnam, 1993)と定義されている。さらに稲葉(2011)は、日本社会の文脈に合わせて、その概念を「信頼、『情けは人のためならず』『持ちつ持たれつ』『お互い様』といった互酬性の規範、そして人やグループ間の絆」と整理している。ただし、稲葉(2011)や多くのソーシャルキャピタル論者は、明確な互惠性の規範のもとでの他者との関係性に焦点を置いている点が

共通している。

これに対し、林らが提唱する義理人情的な考え方は、明確な互惠性の規範を超えた人間関係を表すものである。そのため、義理人情的な考え方には、互惠性の規範を超えたより広い意味での他者への利他的な態度や、いわゆる人情味のような感情などが含まれている。そして、そういった大まかな人間関係は、社会的通念上、都会に比べて地方のほうがより顕在することが予想される。そのため、義理人情的な考え方もつほど、地方への移住意向が高まる可能性がありうる。

林(2001)は、1963年から1998年までの「日本人の国民性調査」のデータをもとに、義理人情の度合いが多少の時期的動きはあるものの、極めて安定した形であることを確認している。その傾向は、2000年後半以降の「日本人の国民性調査」の第12次(2008年)調査データを用いた分析からも同様の結果(林文, 2012)が得られており、林文(2012)は、年齢層の違いを問わず依然として義理人情の度合いが高いことを指摘している。つまり、かつて林らが指摘していたように、「義理人情」は、決して時代遅れのものではなく、現代の日本人においても根強く存在する日本人の人間関係を表すものの一つであることを意味する。ただし、これまで〈地方への移住意向〉に対する〈義理人情度〉との相互関係については検討されていない。そこで本研究では、都市計画やまちづくり研究の域を超えて一般の社会意識研究の文脈での、日本人固有の人間関係の特徴を表す〈義理人情度〉が、〈地方への移住意向〉に及ぼす影響に関する一連のメカニズムを確かめる。そのため、「日本人の国民性調査」の第14次(2018年)調査データに基づき、日本人の国民性調査の長期継続項目である義理人情スケールの7項目を用いている。

また、〈地方への移住意向〉を決定する要因には、所得水準の差から生じる経済的格差の広がりから、現実的な意味において都会での暮らしが維持できない場合がありうる。さらに、NHK放送文化研究所が行った継続調査「日本人の意識調査」によれば、日本人は調査開始以来の35年間、「日本にうまれてよかった」との回答が大きな変化もなく、常に9割以上の高い水準を維持している(NHK放送文化研究所世論調査部, 2014; 村田, 2014)。「日本にうまれてよかった」は、日本に対する愛着心を表しており、自国に生まれてよかったと思うことは、自己が置かれた現状に対する肯定感を持っていることにつながる(朴・前田, 2015)。この意味で、例えば自己が置かれた現状に対する肯定感を持つことができない場合、現状からの脱皮を求める可能性が高く、そのことが地方への移住意向に現れることが予想される。したがって、こういった社会心理的要因は、〈地方への移住意向〉に何らかの影響を与える可能性がある。

そこで本稿では、第1の目的として、現在、急激な人口減少が進んでいる日本と韓国において、両国の国民が思っている〈地方への移住意向〉を検討する。具体的には、「日本人の国民性調査」の第14次(2018年)調査と「韓国総合社会調査 KGSS」(2018年)調査の結果をもとに、共通項目および個人属性別の回答割合の観察により〈地方への移住意向〉の属性ごとの特徴についての日韓比較を行う。

さらに第2の目的として、直近の調査である「日本人の国民性調査」の第14次(2018年)調査データを利用し、現代日本人が思っている〈地方への移住意向〉の促進要因を探る。具体的には、日本固有の人間関係像を表す〈義理人情度〉の違いが、〈地方への移住意向〉に及ぼす影響を検証する。その際に、様々な社会意識や行動に関する説明変数に含めて、一連の心理的規定メカニズムの変化も合わせて検討する。

2. 研究方法

2.1 第14次国民性調査の概要

統計数理研究所国民性調査委員会では、1953年の第1次調査以来、「日本人の国民性調査」の

全国調査を 5 年に 1 度実施している。本調査は継続調査であることから、日本全国に居住する 20 歳以上の日本人男女から層化多段無作為抽出により抽出された個人を対象とし、個別訪問面接法により聞き取り調査の方式で遂行されてきている。ただし調査対象者の年齢範囲については、第 12 次(2008 年)調査以降は 20 歳以上 84 歳以下となっている。

本研究では、個人の〈地方への移住意欲〉を測る‘U ターンや I ターンをしたいか’の新規項目を目的変数として用いる。「日本人の国民性調査」では、質問の内容が異なる 2 種類の調査票(K 型と M 型)を調査地点単位で折半して対象者に割り当てて調査を実施しているが、本研究では、目的変数である〈地方への移住意欲〉の新規項目が含まれる K 型調査票の項目群を用いることになる。

2018 年調査の K 型調査票の回収標本サイズ(計画標本)は 3,209 であり、回収数 1,584、回収率 49.4% である。なお、「日本人の国民性調査」の標本設計・調査方法や回収数等実施状況の詳細については、中村 他 (2015) および前田 他 (2020) を参照されたい。

2.2 「The Korean General Social Survey(KGSS)調査」の調査対象と調査方法

韓国では、少子高齢化が急遽に進み、2025 年には人口に占める 65 歳以上の高齢者の割合が 20.3% という超高齢社会が到来すると見込まれている(韓国統計庁, 2019)。そのような状況の中で、日本と同様に、韓国でも帰農といった地方への移住が注目されつつある。

しかし今日、日本での韓流ブームに象徴されるようなお互いの社会・文化への関心の高まりが観察される一方で、排外主義的な言説の流布などの政治的な摩擦が起こりうる危うさがしばしば報道されている。このような現象は、もはや単なる世代間の価値観の対立だけでは説明しきれないものである。このような社会的・政治的な状況は、これまで国民国家を前提としてきた国民性(国民の価値観の総体)そのものに対してなんらかの影響を与える可能性がある。その意味で、共通の土俵で国民性の現状を探ることは、両国の政治・経済・社会面の理解を深めるために不可欠である。第 14 次日本人の国民性調査では、新しい試みとして、日本人の国民性調査に匹敵する韓国総合社会調査(KGSS, Korean General Social Survey)との連携調査を行った。具体的には、「日本人の国民性調査」の継続項目のいくつかを、2018 年度に実施した韓国総合社会調査(KGSS)調査においても用いることにした。

「韓国総合社会調査(KGSS)」は 2003 年から始まった継続調査であることから、調査方法および標本の抽出などはこれまで本調査プロジェクトが開始して以来、基本的に踏襲している。「韓国総合社会調査(KGSS)」の母集団は、韓国の満 18 歳以上成人男女であり、多段抽出法(multi-stage area probability sampling)に基づいたサンプリングを行っている。また調査の実施にあたっては、個別訪問面接法(person to person interview)で遂行しており、日本人の国民性調査と同様の方法で実施している。2018 年調査の回収票本サイズは 1,031、回収率は 43% である。

なお、「韓国総合社会調査(KGSS)」の標本設計・調査方法や回収数等実施状況の詳細については、Kim et al. (2019) を参照されたい。

2.3 分析に用いる変数

「日本人の国民性調査」における質問項目は、主に人々の価値観や態度、意識に関するものであり、質問領域別に # 番号を付けて整理されている(詳細については、中村 他 (2015) および前田 他 (2020) の「調査項目一覧表」を参照)。

本研究では、以下の質問項目①～⑨を分析に用いた。⑨の基本的属性を除いて、質問項目の内容を調査票記載に近い形で表 1 にまとめた。分析にあたっては、次のようなカテゴリの併合等の処理を行った。〈 〉内は本論文での用語であり、# 番号の後に ‘ ’ で括って示される国民性

表 1. 基本的属性以外の質問項目および選択肢.

質問項目および選択肢一覧
<p>① <地方への移住意向>#2.51 ‘UターンやIターンをしたいか’</p> <p>問39[リスト20] では、あなた自身は機会があれば、UターンやIターンをしたいと思いますか？</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 してみたいと思う 2 特にしたいと思わない
<p>② <子ども優先の政策充実>#7.51 ‘子ども優先か高齢者優先か’</p> <p>問37[リスト18] これからの日本について、つぎの二つの意見があります。あなたの気持はどちらに近いですか？</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 高齢者のための政策が多少後回しになっても、子ども優先の政策を充実させるべきだ 2 子どものための政策が多少後回しになっても、高齢者優先の政策を充実させるべきだ
<p>③ <地方移住政策への賛否>#7.52 ‘地方への移住政策に賛成か’</p> <p>問38[リスト19] 都市から地方への移住政策が進められている今、一言でいえば、地方への移住政策について賛成ですか、それとも反対ですか？</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 賛成 2 やや賛成 3 やや反対 4 反対
<p>④ <自国に対する愛着>#9.22c ‘生まれかわりたい国’</p> <p>問2 それでは、生まれかわるときどこか好きな国を選べるとしたら、あなたはもう一度日本に生まれてきたいと思いませんか、それとも、どこかよその国に生まれてきたいと思いませんか？</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 日本に生まれてきたい 2 よその国に生まれてきたい
<p>⑤ <義理人情度1>#4.4 ‘先生が悪いことをした’</p> <p>問6 「先生が何か悪いことをした」というような話を、子供が聞いてきて、親にたずねたとき、親はそれがほんとうであることを知っている場合、子供には「そんなことはない」といった方がよいと思いませんか、それとも「それはほんとうだ」といった方がよいと思いませんか？</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 そんなことはないという 2 ほんとうだという
<p style="text-align: center;"><義理人情度2>#5.1 ‘恩人がキトクのとき’ #5.1b ‘親がキトクのとき’</p> <p>問21a) [絵を見せながら] 南山さんという人は、小さいときに両親に死に別れ、となりの親切な西木野さんに育てられて、大学まで卒業させてもらいました。そして、南山さんはある会社の社長にまで出世しました。ところが故郷の、育ててくれた、西木野さんが「キトクだからスグカエシ」という電報を受けとったとき、南山さんの会社がつぶれるか、つぶれないか、ということがきまってしまいう大事な会議があります。</p> <p>[ここでリスト1を見せる] あなたはつぎのどちらの態度をとるのがよいと思いませんか。よいと思う方を一つだけえらんで下さい？</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 何をおいても、すぐ故郷へ帰る 2 故郷のことが気になっても、大事な会議に出席する
<p>b) [質問aと同じ絵、同じリストで] いまの質問では、恩人が死にそうなきを、うかがいましたが、もしキトクなのが恩人ではなくて、南山さんの親だったら、どうしたらよいと思いませんか、どちらかえらんで下さい？</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 何をおいても、すぐ故郷へ帰る 2 故郷のことが気になっても、大事な会議に出席する
<p style="text-align: center;"><義理人情度3>#5.1c1 ‘入社試験(親戚)’ #5.1c2 ‘入社試験(恩人の子)’</p> <p>問30a) [リスト10] あなたが、ある会社の社長だったとします。その会社で、新しく職員を一人採用するために試験をしました。入社試験をまかせておいた課長が、「社長のご親戚の方は2番でした。しかし、私としましては、1番の人でも、ご親戚の方でも、どちらでもよいと思えますがどうでしょうか」と社長のあなたに報告しました。</p> <p>あなたはどちらをとれ(採用しろ)といえますか？</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 1番の人を採用するよういいう 2 親戚を採用するよういいう

表 1. (つづき)

質問項目および選択肢一覧	
b) [リスト11]	それでは、このばあい、2番になったのがあなたの親戚の子供でなくて、あなたの恩人の子供だったとしたら、あなたはどうしますか？(どちらをとれといえますか？)
	1 1番の人を採用するよういう
	2 恩人の子供を採用するよういう
<義理人情度4> #5.6 '使われたい課長'	
問31 [リスト12]	ある会社につきのような2人の課長がいます。もしあなたが使われるとしたら、どちらの課長につかわれる方がよいと思いますか、どちらか一つあげて下さい？
	1 規則をまげてまで、無理な仕事をさせることはありませんが、仕事以外のことで人のめんどうを見ません
	2 時には規則をまげて、無理な仕事をさせることもありますが、仕事のこと以外でも人のめんどうをよく見ます
<義理人情度5> #5.1d '大切な道徳'	
問25 [リスト5]	つぎのうち、大切なことを2つあげてくれといわれたら、どれにしますか？(M.A.)
	1 親孝行をすること
	2 恩返しをすること
	3 個人の権利を尊重すること
	4 自由を尊重すること
⑥ <階層帰属意識> #1.8 '帰属階層'	
問41 [リスト22]	かりに現在の日本の社会全体を、この表にかいてあるように5つの層に分けるとすれば、お宅は、このどれに入るとお思いますか？
	1 上
	2 中の上
	3 中の中
	4 中の下
	5 下
⑦ <休日の外出有無> #1.80 '休日是在宅か'	
問54 [リスト35]	休日は、あなたはご在宅のことが多いですか、それともお出かけのことが多いですか？
	1 ほとんど在宅している
	2 どちらかといえば在宅しているほうが多い
	3 どちらかといえば出かけているほうが多い
	4 ほとんど家にはいない
⑧ <インターネットの利用> #1.11b 'インターネット使用頻度'	
問52 [リスト33]	あなたは、ふだん、ホームページ(ウェブ)の閲覧や電子メールでのやりとりなどのために、インターネットを利用していますか。仕事上の利用と私的な利用のどちらでもかまいませんか？
	1 ほぼ毎日利用している
	2 たまに利用している
	3 ほとんど利用していない
	4 全く利用していない

注1)問番号は、第14次調査のものである。

注2)問番号の後ろに[リスト]と表示のある項目は、回答者に選択肢を表示した回答票(リスト)を示して回答を求めた項目。

注3)各項目の主要選択肢のみを示しており、共通に設定されている「その他」「D.K.(わからない)」については省略した。

調査で共通の項目ニックネームとは用語を変えている場合がある。

①〈地方への移住意向〉 #2.51 ‘UターンやIターンをしたいか’

本研究では、現代日本人が思っている〈地方への移住意向(#2.51)〉を促す要因を探ることを目的としており、この質問が目的変数となる。2つの意見‘してみたいと思う’と‘特にしたいと思わない’のどちらか一つを選んで回答してもらうものである。前者を選ぶことが〈地方への移住意向(#2.51)〉の肯定、後者を選ぶことがその否定であり、ロジスティック回帰分析では‘その他’‘D.K.(わからない)’を除く2値変数として扱われる。

②〈子ども優先の政策充実〉 #7.51 ‘子ども優先か高齢者優先か’

この質問項目は、少子高齢化の進行に伴い、これから日本が優先すべき政策について尋ねている。2つの意見‘高齢者のための政策が多少後回しになっても、子ども優先の政策を充実させるべきだ’か‘子どものための政策が多少後回しになっても、高齢者優先の政策を充実させるべきだ’かで一つを答えてもらう。本質問は、回答者自身が、少子高齢化の深刻さが増している中で、子ども優先の政策という将来重視的な考え方、または、高齢者優先の政策という現在重視的な考え方を持っているのかを測るものである。現在、地方への移住に関心を寄せている背景には、地方都市の消滅という将来的な危機意識が根底にある。したがって、社会政策全般に対する将来重視的な考え方を持つほど、地方への移住意向が高まる可能性がありうる。

③〈地方移住政策への賛否〉 #7.52 ‘地方への移住政策に賛成か’

この質問項目は、‘賛成’、‘やや賛成’、‘やや反対’、‘反対’の4つの選択肢から一つだけ選んでもらった。分析では、‘賛成’と‘やや賛成’を合わせて‘賛成’とし、‘やや反対’と‘反対’を合わせて‘反対’とした。本質問は、現在、国や自治体が進めている地方移住政策に対する意見を尋ねたものである。回答者自身が地方移住政策に対して肯定的であるほど、回答者自身の地方へ移住意向が高まることが予想される。そのため、本研究では、〈地方移住政策への賛否(#7.52)〉項目を説明変数の一つとして用いることにした。

なお、上記の①、②および③は、「2018年国民性動向調査」で初めて試験的に用いられ、第14次(2018年)調査に「日本人の国民性調査」の新規項目として採用された項目である。

④〈自国に対する愛着〉 #9.22c ‘生まれかわりたい国’

この質問項目は、「1997年国民性吟味調査」、「2002年国民性吟味調査」で試行され、第12次(2008年)調査から「日本人の国民性調査」に用いられた項目である。本項目は、日本人が、経済的社会的状況の変化に伴い、自国をどの程度好んでいるのかについて測っている。‘日本に生まれたい’、‘よその国に生まれたい’のどちらかで答えてもらう。

⑤〈義理人情スケール〉

義理人情スケールとは、日本における大きな特色といわれている義理人情的な人間関係に関連するものを尺度化したものである(林, 2001)。これは、いくつかの質問における回答の組み合わせから見えるものとしている。具体的には、#4.4 ‘先生が悪いことをした’、#5.1 ‘恩人がキトクするとき’、#5.1b ‘親がキトクするとき’、#5.1c1 ‘入社試験(親戚)’、#5.1c2 ‘入社試験(恩人の子)’、#5.6 ‘使われたい課長’、#5.1d ‘大切な道徳’の7間で構成されている(林, 2001)。

各質問に対する回答の扱いについては、林(2001)の尺度を踏襲することにした。具体的には、#4.4 ‘先生が悪いことをした’に対しては2つの意見‘そんなことはないという’と‘ほんとうだという’のどちらかのうち、前者を選ぶことが義理人情回答となる。#5.1 ‘恩人がキトクするとき’に対しては2つの意見‘何をおいても、すぐ故郷へ帰る’と‘故郷のことが気になっても、大事な会議に出席する’のどちらかのうち、前者を選ぶことが義理人情回答としている。一方で#5.1b ‘親がキトクするとき’に対しては、2つの意見‘何をおいても、すぐ故郷へ帰る’と‘故郷のことが気になっても、大事な会議に出席する’のどちらかのうち、後者を選ぶことが義理人

情回答として扱った。#5.1c1 ‘入社試験(親戚)’ に対しては2つの意見 ‘1番の人を採用するようにいう’ と ‘親戚を採用するようにいう’ のどちらかのうち、前者を選ぶことが義理人情回答となるが、一方で#5.1c2 ‘入社試験(恩人の子)’ に対しては2つの意見 ‘1番の人を採用するようにいう’ と ‘恩人の子供を採用するようにいう’ のどちらかのうち、後者を選ぶことが義理人情回答としている。また#5.6 ‘使われたい課長’ に対しては2つの意見 ‘規則をまげてまで、無理な仕事をさせることはありませんが、仕事以外のことで人のめんどうを見ません’ と ‘時には規則をまげて、無理な仕事をさせることもあります。仕事のこと以外でも人のめんどうをよく見ます’ のどちらかのうち、後者を選ぶことが義理人情回答になる。#5.1d ‘大切な道徳’ に対しては4つの意見 ‘親孝行をすること’、‘恩返しをすること’、‘個人の権利を尊重すること’、‘自由を尊重すること’ のうち、‘親孝行をすること’、‘恩返しをすること’ を選ぶことが義理人情回答としている。義理人情回答のスケール値は1となっており、これらの合計値で義理人情的であるかどうかの評価されている。

なお、義理人情回答合計値は順序尺度水準のものではあるが、カテゴリの区分基準が理論的に定まっていない。そのため、後述するロジスティック回帰分析では、便宜的に連続変数として扱うことにした。

⑥〈階層帰属意識〉 #1.8 ‘帰属階層’

この質問項目は、‘上’、‘中の上’、‘中の中’、‘中の下’、‘下’ の5つの選択肢から一つだけ選んでもらった。本項目は順序尺度水準の項目ではあるが、後述するロジスティック回帰分析では高い数値が高い帰属階層を表す方向にリコードし、‘低(下～中の下)’、‘中(中の中)’、‘高(中の上～上)’ の3段階に分けて扱った。なお、この項目は第7次(1983)調査、第8次(1988年)調査、第9次(1993)調査でも質問されている。また、第10次(1988)調査～第13次(2013年)調査ではK型調査票では質問していない(M型でのみ質問している)が、第14次(2018年)調査ではK型調査票で用いられている。〈階層帰属意識(#1.8)〉が自己の学歴や収入のような客観的な地位に規定されることは、これまでの多くの研究によって示されている(吉川, 1998; 中尾, 2002)。そのことから、〈階層帰属意識(#1.8)〉を用い、個人・世帯の経済状況が、〈地方への移住意向(#2.51)〉に及ぼす影響を検討することにした。

⑦〈休日の外出有無〉 #1.80 ‘休日是在宅か’

この質問項目は、休日の外出程度を行動ベースで尋ねることで、‘ほとんど在宅している’、‘どちらかといえば在宅しているほうが多い’、‘どちらかといえば出かけているほうが多い’、‘ほとんど家にはいない’ の4つの選択肢から一つだけ選んでもらった。分析では、‘ほとんど在宅している’ と ‘どちらかといえば在宅しているほうが多い’ を合わせて ‘在宅している’ とし、‘どちらかといえば出かけているほうが多い’ と ‘ほとんど家にはいない’ を合わせて ‘外出している’ とした。地方への移住を決める要因の一つには、田園回帰と呼ばれるように、自然や地域との触れあいを大切にする生き方が求められていることもある。すなわち、回答者自身がアウトドア的な態度であるほど、地方へ移住意向が高まる可能性がありうる。本質問からは、休日の過ごし方を通じて、回答者がアウトドア的であるかどうかということが読み取れるため、〈地方移住政策への賛否(#7.52)〉項目を説明変数の一つとして用いることにした。

⑧〈インターネットの利用〉 #1.11b ‘インターネット使用頻度’

この質問項目は、インターネット使用頻度を行動ベースで尋ねたもので、‘ほぼ毎日利用している’、‘たまに利用している’、‘ほとんど利用していない’、‘全く利用していない’ の4つの選択肢から一つだけ選んでもらった。分析では、‘ほぼ毎日利用している’ と ‘たまに利用している’ を合わせて ‘利用している’ とし、‘ほとんど利用していない’ と ‘全く利用していない’ を合わせて ‘利用していない’ とした。例えば、普段からインターネットを通じてあらゆる情報をすぐ入手できる場合、都心に住むことのメリットが薄れる可能性がある。すなわち、〈地方への移

住意向(#2.51)と〈インターネットの利用〉には何らかの連関がありうる。そのため、本研究では、〈インターネットの利用〉項目を説明変数の一つとして用いることにした。

④基本的属性(#1.1 ‘性別’, #1.2 ‘年齢’, #1.3 ‘学歴’, #1.5 ‘市郡別’)

年齢層については、20歳代から70歳代以上の6段階に分けている。学歴については、‘学歴低(中学卒以下)’、‘学歴中(高校卒)’、‘学歴高(大学卒以上)’の3段階に分けている。これら以外に、本研究では、都市規模をも属性変数として用いることにした。例えば、回答者が住んでいる居住地の都市規模によっては、思い浮かぶ“地方”が異なる可能性がありうる。そのため、都市規模の程度が、〈地方への移住意向(#2.51)〉に何らかの影響を及ぼす余地がある。そこで本研究では、元の#1.5 ‘市郡別’の7段階区分を‘町村～市5万未満’、‘市5万以上～市50万未満’、‘市50万以上～区6大都市’の3段階にリコードし、回答者が住んでいる〈都市規模(#1.5)〉とする。なお、本調査では、回答者に収入を尋ねていないため、個人・世帯の経済状況に関する客観的な変数を用いた分析を行うことはできない。

分析にあたっては、用いた質問項目の内1つでも‘その他’、‘D.K.(わからない)’に該当する対象者は除いている。このため、分析に用いた有効サンプルサイズはKGSS調査では890、第14次国民性調査では1,223となった。分析にはSPSS Statistics21.0J for Windows およびStata13を用いた。

2.4 分析方法

本研究では、まず属性別の集計により日本と韓国における〈地方への移住意向(#2.51)〉の回答割合と属性変数との関係を確認する。次に、〈地方への移住意向(#2.51)〉を目的変数とするロジスティック回帰分析を行い、日韓共通項目である〈子ども優先の政策充実(#7.51)〉、〈地方移住政策への賛否(#7.52)〉、〈自国に対する愛着(#9.22c)〉が、〈地方への移住意向(#2.51)〉に及ぼす影響を確かめる。

さらに、現代日本人の〈地方への移住意向(#2.51)〉を規定する要因を掘り下げて探求するため、日本人の国民性調査の長期継続項目である〈義理人情スケール〉、〈階層帰属意識(#1.8)〉といった社会心理的要因が、〈地方への移住意向(#2.51)〉に及ぼす影響を確かめる。最後に、〈休日の外出有無(#1.80)〉、〈インターネットの利用(#1.11b)〉の行動変容項目を加え、現代日本人が感じる〈地方への移住意向(#2.51)〉の背後に存在する心理的メカニズムをより詳細に明らかにする。なお、ロジスティック回帰分析の結果については、紙面の制約により回帰係数の表示は省略し、オッズ比と95%信頼区間を算出・表示することにした。

3. 結果と考察

3.1 〈地方への移住意向(#2.51)〉の回答割合の日韓比較

はじめに、日本と韓国における〈地方への移住意向(#2.51)〉の回答割合を検討する。表2は、第14次「日本人の国民性調査」と「韓国総合社会調査(KGSS調査)」における〈地方への移住意向(#2.51)〉の肯定的回答の割合を属性によって比較している。

その結果、‘UターンやIターンをしたいか’という質問に対して‘してみたいと思う’との回答割合が、日本は38%、韓国は46%となっており、日本のほうが8ポイントほど低い(これらの数値は2.3節の最後で述べた分析に用いた標本についてのものである)。そして日本でも韓国でも、男性のほうが女性に比べて‘してみたいと思う’という〈地方への移住意向(#2.51)〉を高く感じていることが共通している。ただし年齢層別で見ると、日本では70歳以上の年齢層を除いたいずれの年齢層においても3割強から4割強程度の肯定的な回答傾向がみられている。一方で、韓国では、20代の年齢層を除いたどの年齢層も4割強から5割強程度の肯定的な回答

表 2. 「日本人の国民性調査」と「韓国総合社会調査(KGSS)」における〈地方への移住意向〉の回答割合.

日本	〈地方への移住意向(#2.51)〉‘UターンやIターンをしたいか’との回答割合(%)					
	全体 (n=1223)		男性 (n=588)		女性 (n=635)	
全体	38%	(468/1223)				
〈性別(#1.1)〉						
女性	36%	(226/635)				
男性	41%	(242/588)				
〈年齢層別(#1.2)〉						
20~29歳	46%	(51/110)	42%	(26/62)	52%	(25/48)
30~39歳	45%	(80/179)	43%	(35/81)	46%	(45/98)
40~49歳	42%	(97/230)	45%	(54/119)	39%	(43/111)
50~59歳	37%	(76/207)	37%	(38/102)	36%	(38/105)
60~69歳	38%	(82/218)	46%	(43/93)	31%	(39/125)
70歳以上	29%	(82/279)	35%	(46/131)	24%	(36/148)
〈学歴(#1.3)〉						
学歴低(中学卒以下)	34%	(48/143)	33%	(19/57)	34%	(29/86)
学歴中(高校卒)	35%	(189/540)	40%	(104/258)	30%	(85/282)
学歴高(大学卒以上)	43%	(231/540)	44%	(119/273)	42%	(112/267)
韓国	〈地方への移住意向(#2.51)〉‘UターンやIターンをしたいか’との回答割合(%)					
	全体 (n=890)		男性 (n=403)		女性 (n=487)	
全体	46%	(412/890)				
〈性別(#1.1)〉						
女性	44%	(215/487)				
男性	49%	(197/403)				
〈年齢層別(#1.2)〉						
20~29歳	28%	(44/159)	27%	(24/89)	29%	(20/70)
30~39歳	44%	(54/123)	50%	(27/54)	39%	(27/69)
40~49歳	50%	(76/151)	64%	(39/61)	41%	(37/90)
50~59歳	56%	(87/155)	62%	(51/82)	49%	(36/73)
60~69歳	56%	(71/127)	54%	(30/56)	58%	(41/71)
70歳以上	46%	(80/175)	43%	(26/61)	47%	(54/114)
〈学歴(#1.3)〉						
学歴低(中学卒以下)	53%	(116/220)	52%	(33/63)	53%	(83/157)
学歴中(高校卒)	49%	(122/247)	57%	(65/114)	43%	(57/133)
学歴高(大学卒以上)	41%	(174/423)	44%	(99/226)	38%	(75/197)

注: ()内は実数すなわち「当該回答数/サンプルサイズ」を示したものを。

傾向となっている。UターンやIターンをしてみたいと思うといった地方への移住意向は、日本では若年層、中年層が、韓国では中年層、高齢層が高く感じているといった異なる傾向がみられている。さらに性別・学歴の高低別でみると、日本では、学歴の低い層に比べて学歴の高い層ほど〈地方への移住意向(#2.51)〉を持つ割合が高い。その傾向は女性のほうがより明確であった。一方で、韓国では、日本の結果とは正反対に、学歴の低い層に比べて学歴の高い層ほど〈地方への移住意向(#2.51)〉を感じる割合が低いことが確認された。その傾向は、性別を問わず大学卒以上の層が〈地方への移住意向(#2.51)〉を感じる割合が最も低かった。

現在、日本では自治体を中心に、UターンやIターンを促すための様々な支援が取り組まれている。しかし、〈地方への移住意向(#2.51)〉を規定する要因については明らかにされていないことから、自治体の現場では常に手探り状況である。その意味では、〈地方への移住意向(#2.51)〉がどのような性質を持つ質問項目であるのかについて、特にこれと関連する現代日本

表 3. 説明変数の記述統計.

	日本 (n=1223)	韓国 (n=890)
<性別(#1.1)>		
女性	52% (635)	55% (487)
男性	48% (588)	45% (403)
<年齢層別(#1.2)>		
20~29歳	9% (110)	18% (159)
30~39歳	15% (179)	14% (123)
40~49歳	19% (230)	17% (151)
50~59歳	17% (207)	17% (155)
60~69歳	18% (218)	14% (127)
70歳以上	23% (279)	20% (175)
<学歴(#1.3)>		
学歴低(中学卒以下)	12% (143)	25% (220)
学歴中(高校卒)	44% (540)	28% (247)
学歴高(大学卒以上)	44% (540)	48% (432)
<都市規模(#1.5)>		
町村~市5万未満	18% (218)	
市5万~市50万未満	54% (662)	
市50万以上~区 6大都市	28% (343)	
<子ども優先の政策充実(#7.51)>		
なし	29% (350)	32% (283)
あり	71% (873)	68% (607)
<地方移住政策への賛否(#7.52)>		
反対(やや反対+反対)	12% (149)	18% (162)
賛成(賛成+やや賛成)	88% (1074)	82% (728)
<自国に対する愛着(#9.22c)>		
よその国に生まれてきたい	17% (203)	36% (322)
日本に生まれてきたい	83% (1020)	64% (568)
<義理人情度(#4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)>		
スケール値0	12% (142)	
スケール値1	37% (449)	
スケール値2	34% (413)	
スケール値3	15% (186)	
スケール値4	3% (32)	
スケール値5	0% (1)	
<階層帰属意識(#1.8)>		
低(下~中の下)	32% (389)	
中(中の中)	53% (652)	
高(中の上~上)	15% (182)	
<休日の外出有無(#1.80)>		
しない(ほとんど在宅+どちらかといえば在宅)	46% (559)	
出かける(どちらかといえば出かける+ほとんど出かける)	54% (664)	
<インターネットの利用(#1.11b)>		
しない(ほとんど利用しない+全く利用しない)	30% (368)	
する(ほぼ毎日利用する+たまに利用する)	70% (855)	

注: ()内は当該カテゴリの度数

人の心理的メカニズムを考察することが必要となる。

以降では、〈地方への移住意向(#2.51)〉が生じる心理的メカニズムを探ることとする。なお、表 3 には、この先の分析で用いる説明変数すなわち、〈子ども優先の政策充実

(#7.51)》, 〈地方移住政策への賛否(#7.52)》, 〈自国に対する愛着(#9.22c)》, 〈義理人情度(#4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)》, 〈階層帰属意識(#1.8)》, 〈休日の外出有無(#1.80)》, 〈インターネットの利用(#1.11b)》, 基本的属性としての〈性別(#1.1)》, 〈年齢層(#1.2)》, 〈学歴(#1.3)》, 〈都市規模(#1.5)》の記述統計を示す。

3.2 〈地方への移住意向(#2.51)〉を目的変数としたロジスティック回帰分析 1: 日韓共通項目との関連

ここでは、日本調査結果と韓国調査結果のそれぞれについてロジスティック回帰分析を行った。分析には、〈地方への移住意向(#2.51)〉を目的変数とし、両調査における共通項目(〈子ども優先の政策充実(#7.51)》, 〈地方移住政策への賛否(#7.52)》, 〈自国に対する愛着(#9.22c)》, 〈性別(#1.1)》, 〈年齢層(#1.2)》, 〈学歴(#1.3)》)を説明変数として用いることにした。その結果を、表4および表5に示す。

表4は、〈性別(#1.1)》, 〈年齢層(#1.2)》, 〈学歴(#1.3)》といった属性が〈地方への移住意向(#2.51)〉にもたらす影響を表しているものである。まず性別の違いでみると、表2の結果にも見られていたように、日韓ともに、男性のほうが女性に比べてUターンやIターンをしてみたいと思っていることが確認された。このことは、両国とも男性のほうが女性に比べて田舎暮らしに対するハードルが低いことを意味している。また、年齢層の違いが〈地方への移住意向(#2.51)〉にもたらす影響をみると、日本では‘20-29歳’を基準にすると‘70歳以上’の年齢層のオッズ比は0.518($p=0.007$)であり、‘70歳以上’のほうが、‘20-29歳’に比べて地方への移住に対して否定的である。これに対し、韓国では30代以上の全年齢層のほうが、‘20-29歳’に比べて地方への移住意向を肯定的に考えている。なお、学歴の違いによる差は、日本とともに韓国においても有意な効果としては見られなかった。

さらに、表5では、〈性別(#1.1)》, 〈年齢層(#1.2)》, 〈学歴(#1.3)》との属性と共に、〈子ども優先の政策充実(#7.51)》, 〈地方移住政策への賛否(#7.52)》, 〈自国に対する愛着(#9.22c)》が、〈地方への移住意向(#2.51)〉に及ぼす影響を示している。まず〈子ども優先の政策充実(#7.51)〉についてみる。現在、地方への移住に関心を寄せている背景には、人口減少に伴う地方都市の

表4. 〈地方への移住意向〉を目的変数としたロジスティック回帰分析の結果：日韓比較 1.

説明変数	日本		韓国	
	オッズ比(95%信頼区間)	p値	オッズ比(95%信頼区間)	p値
〈性別(#1.1)〉				
女性(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
男性	1.252 (0.990 - 1.581)	0.060	1.351 (1.020 - 1.789)	0.036
〈年齢層別(#1.2)〉				
20~29歳(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
30~39歳	0.954 (0.591 - 1.539)	0.847	2.154 (1.304 - 3.556)	0.003
40~49歳	0.862 (0.545 - 1.363)	0.525	2.676 (1.657 - 4.324)	0.000
50~59歳	0.710 (0.442 - 1.139)	0.155	3.008 (1.842 - 4.913)	0.000
60~69歳	0.758 (0.473 - 1.217)	0.251	2.707 (1.549 - 4.733)	0.000
70歳以上	0.518 (0.321 - 0.838)	0.007	1.758 (1.007 - 3.068)	0.047
〈学歴(#1.3)〉				
学歴低(中学卒以下:参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
学歴中(高校卒)	0.875 (0.578 - 1.322)	0.525	0.793 (0.517 - 1.218)	0.290
学歴高(大学卒以上)	1.081 (0.703 - 1.662)	0.722	0.654 (0.409 - 1.045)	0.076
	対数尤度	-801.874	対数尤度	-593.658
	尤度比 χ^2 (df=8)	23.710 (p<0.01)	尤度比 χ^2 (df=8)	41.590 (p<0.001)
	PseudoR ²	0.015	PseudoR ²	0.034
	n	1223	n	890

注) 日本の結果は、表6における<<モデル1>>としての結果を兼ねている。

表 5. 〈地方への移住意向〉を目的変数としたロジスティック回帰分析の結果：日韓比較 2.

説明変数	日本		韓国		
	オッズ比 (95%信頼区間)	p値	オッズ比 (95%信頼区間)	p値	
<性別(#1.1)>					
女性(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)		
男性	1.343 (1.057 - 1.708)	0.016	1.351 (1.018 - 1.792)	0.037	
<年齢層別(#1.2)>					
20~29歳(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)		
30~39歳	0.951 (0.583 - 1.554)	0.842	2.174 (1.310 - 3.608)	0.003	
40~49歳	0.818 (0.511 - 1.309)	0.402	2.608 (1.610 - 4.224)	0.000	
50~59歳	0.694 (0.426 - 1.129)	0.141	2.976 (1.815 - 4.878)	0.000	
60~69歳	0.954 (0.505 - 1.338)	0.430	2.659 (1.510 - 4.684)	0.001	
70歳以上	0.600 (0.364 - 0.987)	0.044	1.773 (1.005 - 3.126)	0.048	
<学歴(#1.3)>					
学歴低(中学卒以下:参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)		
学歴中(高校卒)	0.807 (0.527 - 1.235)	0.323	0.808 (0.524 - 1.247)	0.336	
学歴高(大学卒以上)	1.062 (0.682 - 1.654)	0.790	0.642 (0.399 - 1.031)	0.067	
<子ども優先の政策充実(#7.51)>					
なし(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)		
あり	0.738 (0.563 - 0.966)	0.027	1.033 (0.770 - 1.386)	0.827	
<地方移住政策への賛否(#7.52)>					
反対(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)		
賛成	3.800 (2.377 - 6.073)	0.000	1.775 (1.232 - 2.557)	0.002	
<自国に対する愛着(#9.22c)>					
よその国に生まれたい(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)		
日本に生まれたい	0.565 (0.411 - 0.777)	0.000	1.104 (0.813 - 1.498)	0.527	
		対数尤度	-774.554	対数尤度	-588.570
		尤度比 χ^2 (df=11)	78.350 (p<0.001)	尤度比 χ^2 (df=11)	51.760 (p<0.001)
		PseudoR ²	0.048	PseudoR ²	0.042
		n	1223	n	890

注) 日本の結果は、表6における<<モデル2>>としての結果を兼ねている。

消滅といった危機意識が根底にある。そのため、本研究では、社会政策全般に対する将来重視的な考え方を持つほど、言い換えればこれから各国が優先すべき政策について‘高齢者のための政策が多少後回しになっても、子ども優先の政策を充実させるべきだ’と考えるほど、地方への移住意向が高いと予想していた。しかし、表5で示した結果では、むしろ子ども優先の政策を充実させるべきだ’と考える社会政策全般に対する将来重視的な考え方と地方への移住意向には負の関係があることが確認された。また、70歳以上の高年齢層は、地方への移住に対して否定的であることもみられた。このことから、70歳以上の高年齢層は‘高齢者のための政策が多少後回しになっても、子ども優先の政策を充実させるべきだ’という将来重視的な考え方よりも‘子ども優先のための政策が多少後回しになっても、高齢者の政策を充実させるべきだ’という現在重視的な考え方を多く持っており、それが地方への移住に対して否定的な影響を及ぼす可能性がうかがえる。厳密に言えば、70歳以上の高年齢層においての〈地方への移住意向(#2.51)〉と〈子ども優先の政策充実(#7.51)〉との関連をも確かめることが必要である。ただし、サンプル数の制約により、ここでは仮説提示に留めることにした。

次に、国や自治体で進められている〈地方移住政策への賛否(#7.52)〉が、日本と韓国ともに、〈地方への移住意向(#2.51)〉に対して有意な正の効果を持つ結果が得られている。国や自治体に取り組んでいる地方への移住政策について賛成していることは、そもそも地方への移住に関する関心が高く、そのことが〈地方への移住意向(#2.51)〉を促していると解釈できる。

一方で、〈地方への移住意向(#2.51)〉に対して‘日本に生まれかわりたい’と思う〈自国に対する愛着(#9.22c)〉が統計的に負の関係にある。〈自国に対する愛着(#9.22c)〉項目は、国に対する愛着心として現れた日本社会の現状肯定感が関連している(朴・前田, 2015)。したがって、

〈地方への移住意向(#2.51)〉には、自国に対する愛着心として現れた日本社会の現状肯定感が関連していることを示唆している。言い換えれば、日本社会の現状肯定感が低いほど、地方への移住を選好していることが読み取れる。このことは、実際の移住者のなかには、都会で疲れた人々が、地方への移住を選択するケースが数少なくないことを合わせて考慮すると、この結果はある程度整合性のあるものではないかと思われる。他方で、韓国では、〈地方への移住意向(#2.51)〉と「韓国に生まれかわりたい」と思う〈自国に対する愛着〉の間には統計的に有意な関係がみられなかった。また、韓国では〈自国に対する愛着〉が6割程度で日本より低いことが確認された(表3参照)。このことは、多くの現代韓国人が、自国に対する愛着心として現れた韓国社会の現状肯定感が低いことを意味している。さらに韓国外務省の在外韓国人現況集計によれば、2011年以降、韓国人の海外移住者が急速に増加している。そのことを踏まえると、現代韓国人は社会の現状肯定感が低いほど、地方への移住意向よりも海外への移住を選択していることが浮き彫りになったのではないかと考えられる。

3.3 〈地方への移住意向(#2.51)〉を目的変数としたロジスティック回帰分析2:〈義理人情度〉の効果

ここでは、一般の社会意識研究の文脈での、日本人固有の人間関係の特徴を表す〈義理人情度(#4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)〉が、〈地方への移住意向(#2.51)〉に及ぼす影響に関する一連のメカニズムを確かめる。そのため、第14次「日本人の国民性調査」結果に基づき、本調査の長期継続項目である〈義理人情スケール〉の7項目を用いて、ロジスティック回帰分析を行う。〈地方への移住意向(#2.51)〉を従属変数としたロジスティック回帰分析を行う。また、〈地方への移住意向(#2.51)〉に影響しうる属性変数として、〈都市規模(#1.5)〉、〈階層帰属意識(#1.8)〉を加え、〈地方への移住意向(#2.51)〉との関連を検討する。さらに、移住・定住に関連する先行研究を踏まえ、〈地方への移住意向(#2.51)〉に影響しうる物理的要因として、新たに〈休日の外出有無(#1.80)〉、〈インターネットの利用(#1.11b)〉といった行動変数を加え、〈地方への移住意向(#2.51)〉に及ぼす影響を確かめる。

なお、モデル間比較のため、日韓比較調査結果において、日韓で同じ属性項目のみを説明変数としたモデル(表4)を《モデル1》、これに新たな三項目(〈子ども優先の政策充実(#7.51)〉、〈地方移住政策への賛否(#7.52)〉、〈自国に対する愛着(#9.22c)〉)を説明変数として加えたモデル(表5)を《モデル2》とする。

また、第14次「日本人の国民性調査」結果に基づき、《モデル1》と《モデル2》に対して、新たに属性変数として〈都市規模(#1.5)〉、〈階層帰属意識(#1.8)〉を加えたモデルをそれぞれ《モデル3》と《モデル4》と呼び、これらを表6に示す。さらに、〈地方への移住意向(#2.51)〉と〈義理人情度(#4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)〉との関係性を分析したモデルを《モデル5》とする。〈休日の外出有無(#1.80)〉、〈インターネットの利用(#1.11b)〉を加えたモデルを《モデル6》と呼び、《モデル5》、《モデル6》の結果を、表7に示す。なお、《モデル1》と《モデル2》についてはそれぞれ表4と表5の結果を参照することとした。

まず第1に、《モデル3》および《モデル4》においては、《モデル1》と《モデル2》で確認された結果が共通して再現されている。具体的には、〈性別〉、〈70歳以上の年齢層〉、〈子ども優先の政策充実(#7.51)〉、〈地方移住政策への賛否(#7.52)〉、〈自国に対する愛着(#9.22c)〉が、〈地方への移住意向(#2.51)〉に対して統計的に有意な効果を示している。また、〈都市規模(#1.5)〉の影響に関しては、中間都市に居住している人は〈地方への移住意向(#2.51)〉が低いことがみられているが、その影響はわずかのようである。

第2に、《モデル5》の結果によれば、〈地方への移住意向(#2.51)〉に対して〈義理人情度(#4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)〉が統計的に正の関係にある。言い換えれば、移住・

表 6. 第 14 次国民性調査における〈都市規模〉と〈階層帰属意識〉を加えたモデルの結果.

説明変数	モデル3		モデル4	
	オッズ比 (95%信頼区間)	ρ 値	オッズ比 (95%信頼区間)	ρ 値
<性別(#1.1)>				
女性(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
男性	1.262 (0.996 - 1.599)	0.054	1.352 (1.060 - 1.724)	0.015
<年齢層別(#1.2)>				
20~29歳(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
30~39歳	0.921 (0.572 - 1.490)	0.738	0.921 (0.563 - 1.506)	0.742
40~49歳	0.845 (0.533 - 1.339)	0.473	0.802 (0.500 - 1.286)	0.359
50~59歳	0.697 (0.439 - 1.121)	0.136	0.680 (0.416 - 1.110)	0.123
60~69歳	0.728 (0.452 - 1.171)	0.190	0.789 (0.483 - 1.289)	0.345
70歳以上	0.512 (0.316 - 0.828)	0.006	0.590 (0.358 - 0.972)	0.038
<学歴(#1.3)>				
学歴低(中学卒以下;参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
学歴中(高校卒)	0.924 (0.609 - 1.402)	0.709	0.853 (0.555 - 1.311)	0.468
学歴高(大学卒以上)	1.184 (0.762 - 1.838)	0.452	1.150 (0.730 - 1.811)	0.546
<都市規模(#1.5)>				
町村~市5万未満(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
市5万~市50万未満	0.725 (0.527 - 0.999)	0.050	0.883 (0.523 - 1.006)	0.054
市50万以上~区 6大都市	0.716 (0.501 - 1.022)	0.066	0.729 (0.507 - 1.050)	0.089
<階層帰属意識(#1.8)>				
低(下~中の下;参照カテゴリ)			1.000 (ref.)	
中(中の中)	0.866 (0.664 - 1.129)	0.287	0.883 (0.673 - 1.160)	0.371
高(中の上~上)	0.883 (0.608 - 1.282)	0.514	0.942 (0.643 - 1.381)	0.760
<子ども優先の政策充実(#7.51)>				
なし(参照カテゴリ)			1.000 (ref.)	
あり			0.739 (0.564 - 0.968)	0.028
<地方移住政策への賛否(#7.52)>				
反対(参照カテゴリ)			1.000 (ref.)	
賛成			3.807 (2.378 - 6.093)	0.000
<自国に対する愛着(#9.22c)>				
よその国に生まれてきたい(参照カテゴリ)			1.000 (ref.)	
日本に生まれてきたい			0.570 (0.414 - 0.785)	0.001
<義理人情度(4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)>				
義理人情スケール合計				
<休日の外出有無(#1.80)>				
しない(参照カテゴリ)				
出かける				
<インターネットの利用(#1.11b)>				
しない(参照カテゴリ)				
する				

対数尤度	-798.971	対数尤度	-771.994
尤度比 χ^2 (df=12)	29.510 (p<0.001)	尤度比 χ^2 (df=15)	82.660 (p<0.001)
PseudoR ²	0.018	PseudoR ²	0.051
n	1223	n	1223

定住への影響要因の一つとして、一般他者に対しての義理人情的な感情を持つことが有効なファクターであることを意味している。このことは、これまで重要なファクターとされてきたコミュニティなどの地域での人間関係という限られた範囲での人間関係像だけではなく、その範囲を超えた一般社会意識の文脈においての義理人情的な人間関係像も影響していることを示唆している結果といえる。

内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局の調査事業報告(内閣府, 2020)によれば、東京圏(東京都, 神奈川県, 千葉県, 埼玉県)在住者を対象とした調査をもとに、全体では「地方暮らし」を意識したきっかけに「将来のライフプランを考えたこと」との回答が最も多いが、東京都出身者にとっては「旅行」をきっかけにという回答のほうが「将来のライフプランを考えたこと」を上回っている。上記の調査報告は、具体的に旅行のどういう点がきっかけになったのかについては明らかにしていないが、例えば旅先での思わぬトラブルや出来事を通じて、地元の人々の親切さや人情味に触れることは、旅先に対するよいイメージにつながるがしばしばある。現段階では推測の域を出ていないが、本研究の結果と合わせて考察すると、義理人情的

表 7. 第 14 次国民性調査における〈義理人情度〉と行動変数を加えたモデルの結果。

説明変数	モデル5		モデル6	
	オッズ比(95%信頼区間)	p値	オッズ比(95%信頼区間)	p値
<性別(#1.1)>				
女性(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
男性	1.374 (1.076 - 1.755)	0.011	1.372 (1.073 - 1.754)	0.012
<年齢層別(#1.2)>				
20~29歳(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
30~39歳	0.914 (0.558 - 1.497)	0.722	0.920 (0.562 - 1.506)	0.740
40~49歳	0.776 (0.483 - 1.247)	0.295	0.781 (0.486 - 1.255)	0.308
50~59歳	0.667 (0.408 - 1.090)	0.106	0.699 (0.426 - 1.147)	0.156
60~69歳	0.768 (0.470 - 1.256)	0.294	0.866 (0.520 - 1.442)	0.580
70歳以上	0.578 (0.350 - 0.954)	0.032	0.699 (0.406 - 1.201)	0.195
<学歴(#1.3)>				
学歴低(中学卒以下;参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
学歴中(高校卒)	0.862 (0.560 - 1.326)	0.499	0.787 (0.506 - 1.225)	0.290
学歴高(大学卒以上)	1.185 (0.752 - 1.868)	0.465	1.047 (0.653 - 1.680)	0.849
<都市規模(#1.5)>				
町村~市5万未満(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
市5万~市50万未満	0.721 (0.520 - 1.001)	0.051	0.707 (0.509 - 0.983)	0.039
市50万以上~区 6大都市	0.733 (0.509 - 1.055)	0.095	0.719 (0.499 - 1.037)	0.078
<階層帰属意識(#1.8)>				
低(下~中の下;参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
中(中の中)	0.882 (0.672 - 1.159)	0.368	0.864 (0.655 - 1.138)	0.298
高(中の上~上)	0.945 (0.644 - 1.386)	0.773	0.926 (0.631 - 1.359)	0.694
<子ども優先の政策充実(#7.51)>				
なし(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
あり	0.741 (0.566 - 0.971)	0.030	0.729 (0.555 - 0.956)	0.023
<地方移住政策への賛否(#7.52)>				
反対(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
賛成	3.840 (2.396 - 6.154)	0.000	3.727 (2.322 - 5.982)	0.000
<自国に対する愛着(#9.22c)>				
よその国に生まれてきたい(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)		1.000 (ref.)	
日本に生まれてきたい	0.562 (0.407 - 0.774)	0.000	0.579 (0.419 - 0.800)	0.001
<義理人情度(#4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)>				
義理人情スケール合計	1.133 (1.000 - 1.284)	0.050	1.139 (1.005 - 1.292)	0.042
<休日の外出有無(#1.80)>				
しない(参照カテゴリ)			1.000 (ref.)	
出かける			0.969 (0.751 - 1.252)	0.811
<インターネットの利用(#1.11b)>				
しない(参照カテゴリ)			1.000 (ref.)	
する			1.452 (1.018 - 2.069)	0.039
対数尤度 -770.073				
尤度比 χ^2 (df=16)		87.310 (p<0.001)	対数尤度 -767.912	
PseudoR ²		0.054	尤度比 χ^2 (df=18)	
n		1223	PseudoR ²	
			0.056	
			n	
			1223	

人間関係係が〈地方への移住意向(#2.51)〉にポジティブに効いていることは解釈できる。

また、〈インターネットの利用(#1.11b)〉の影響をみると、《モデル6》における‘利用しない’群を基準にすると、〈地方への移住意向(#2.51)〉に対する‘利用する’と思う群のオッズ比は、1.452($p = 0.039$)であった。このことは、普段からインターネットを通じて、ホームページや電子メールなどを頻繁に使うことは、あらゆる情報に対するアクセス力が高いことを意味する。ただし、インターネットの使用頻度は、回答者の居住地域に左右される可能性がありうる。そのため、〈インターネットの利用(#1.11b)〉と〈都市規模(#1.5)〉の交互作用項を加えた《モデル7》を表8に示した。

《モデル7》の結果では、〈地方への移住意向(#2.51)〉に対していずれの項も交互作用が有力ではないとの結果が得られている。また、《モデル6》でみられた主効果(都市規模中、インターネットの使用)が、5%水準では有意ではないことが確認された。さらに、モデル間の尤度比検定を行った結果によれば、《モデル6》と《モデル7》の間には統計的に有意な差はない。したがって、最終的に主効果のみの《モデル6》を採用することにした。

近年、情報通信技術が進歩して、働き方改革の一環としてテレワークに対する期待とその効

表 8. 第 14 次国民性調査における交互作用項を加えたモデルの結果.

説明変数	モデル7	
	オッズ比(95%信頼区間)	p値
<性別(#1.1)>		
女性(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
男性	1.368 (1.070 - 1.749)	0.012
<年齢層別(#1.2)>		
20~29歳(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
30~39歳	0.919 (0.561 - 1.504)	0.736
40~49歳	0.773 (0.481 - 1.244)	0.289
50~59歳	0.693 (0.422 - 1.136)	0.146
60~69歳	0.846 (0.507 - 1.413)	0.523
70歳以上	0.686 (0.398 - 1.183)	0.176
<学歴(#1.3)>		
学歴低(中学卒以下;参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
学歴中(高校卒)	0.794 (0.509 - 1.238)	0.308
学歴高(大学卒以上)	1.048 (0.652 - 1.684)	0.846
<都市規模(#1.5)>		
町村~市5万未満(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
市5万~市50万未満	0.720 (0.412 - 1.257)	0.248
市50万以上~区 6大都市	0.501 (0.256 - 0.983)	0.044
<階層帰属意識(#1.8)>		
低(下~中の下;参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
中(中の中)	0.856 (0.650 - 1.128)	0.271
高(中の上~上)	0.917 (0.624 - 1.347)	0.658
<子ども優先の政策充実(#7.51)>		
なし(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
あり	0.715 (0.544 - 0.940)	0.016
<地方移住政策への賛否(#7.52)>		
反対(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
賛成	3.684 (2.293 - 5.917)	0.000
<自国に対する愛着(#9.22c)>		
よその国に生まれてきたい(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
日本に生まれてきたい	0.573 (0.415 - 0.792)	0.001
<義理人情度(#4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)>		
義理人情スケール合計	1.143 (1.008 - 1.297)	0.037
<休日の外出有無(#1.80)>		
しない(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
出かける	0.967 (0.748 - 1.250)	0.796
<インターネットの利用(#1.11b)>		
しない(参照カテゴリ)	1.000 (ref.)	
する	1.278 (0.695 - 2.350)	0.431
交互作用		
インターネット使用 x '市5万~市50万未満に居住'	1.001 (0.502 - 1.996)	0.997
インターネット使用 x '市50万以上~区 6大都市に居住'	1.637 (0.730 - 3.667)	0.231
	対数尤度	-766.787
	尤度比 χ^2 (df=20)	93.880 (p<0.001)
	PseudoR ²	0.058
	n	1223

果がしばしば議論されてきた。さらに新型コロナウイルスの感染拡大に伴って、あらゆる分野においては在宅勤務が余儀なくされている状況である。そういった個人をめぐる社会全体の变化から、都心に住むことのメリットが薄れてきているとの意見もある (Rachel and Ben, 2020; 三浦, 2020)。そのような価値観の変化が、〈地方への移住意向(#2.51)〉に影響していると考えられる。したがって、〈インターネットの利用(#1.11b)〉が、都会と移住先との交流媒体として働き、〈地方への移住意向(#2.51)〉を促す要因になっていると解釈される。

4. 結語

現在、人口減少に伴い、多くの過疎地自治体では、都市部からの移住者を確保するために、3大都市圏や周辺地域への説明会、田舎暮らし体験のPR活動をはじめ、移住者への住宅・就労

支援の補助金制度等、様々な取組が進められている。

韓国でも、地方の青年層人口の減少とともに、国内の青年層の就職問題が解決できる政策的手段の一つとして首都圏から地方への移住が進められている。現在、韓国行政案全部 HP (2021)では、地域主導型青年層就職事業が取り組まれており、2018年から2021年まで7万名への支援が決まっている状況である。しかし、日韓ともに、必ずしも移住者の増加には結びついておらず、多くの現場では、地方への移住を促進させるファクターが何かについて手探りの状態である。

このような状況に対し、本研究では、第14次「日本人の国民性調査」と「韓国総合社会調査 (KGSS 調査)」を通じて、〈地方への移住意向 (#2.51)〉の現況を明らかにしている。その結果、‘UターンやIターンをしたいか’という質問に対して‘してみたいと思う’との回答割合が、日本は38%、韓国は46%となっている。さらに年齢層別で見ると、日本では70歳以上の年齢層を除いたいずれの年齢層においても3割強から4割強程度の肯定的な回答傾向がみられている一方で、韓国では、20代の年齢層を除いたどの年齢層も4割強から5割強程度の肯定的な回答傾向となっている。これらの結果を踏まえると、同様に深刻な少子高齢化に直面している両国であるにもかかわらず、このように‘UターンやIターンをしたいか’という地方への移住意向に対する評価が両国ともに年齢層の違いで異なっているのは興味深い。おそらく、地方に対するイメージの違い、両国で繰り返されている地方への移住に関連する社会全体の動き、政策や取組などと何らかの関連がありうるだろう。

移住をめぐる多くの先行研究では、ソーシャル・ネットワークなどの理論を軸に、移住者と移住先の地域住民との調和、コミュニティの形成・構築が重要であるとされている。そもそもソーシャル・ネットワーク等理論は、主として欧米で発展してきた研究テーマである。日本でも1980年代から今日まで社会学、公衆衛生学、社会福祉の研究領域を中心に、実証研究が行われているが、その多くは調査対象者が思い浮かぶ人数や程度をソーシャル・ネットワークとしてみなしている。そのため、日本人が古くから思う、緩やかな範囲での他者に対する関係性については、捉えきれない懸念がある。これに対し、本研究は、「日本人の国民性調査」での長寿継続項目である〈義理人情スケール〉を用い、「日本型ソーシャル・ネットワークの測定」を試みている。

〈地方への移住意向 (#2.51)〉を促すには、一定の限られた範囲での人間関係ではなく、緩やかな範囲での他者に対する人間関係、すなわち義理人情度が肝心であることが明らかになった。「日本人の国民性調査」を草創期から支えた林知己夫の指摘によれば、“伝統-近代”(古い考え方対新しい考え方)のような考えの筋道が1978年頃から揺らぎはじめている(林, 2001, 第6章など)。林(2001)の指摘以降の日本人の“考えの筋道”の基軸がどのような性質を持つのか明らかではないが、〈義理人情度 (#4.4#5.1#5.1b#5.1c1#5.1c2#5.6#5.1d)〉と〈地方への移住意向 (#2.51)〉に関連させて言えば、現代日本人は今もなお、伝統的・人情的な人間関係像を持っており、そういった関係性への憧憬が地方への移住を促す要因の一つになっていることが、2018年現在の日本の社会意識状況の一側面としてとらえることができると考えられる。そういった観点から、本研究は、〈地方への移住意向 (#2.51)〉に焦点を置きながら、現代日本人の意識構造の一側面を理解することにつながるものと位置づけることができよう。さらに本研究でみられたように、日本では20代、30代の4割程度が〈地方への移住意向 (#2.51)〉に対して肯定的である点は、興味深い。この現象は、まさに若年層において近代から伝統への回帰を起している可能性を示唆する一例になりうる。

義理人情スケールは、元来、複数の項目を通じて、義理人情的か、義理人情的ではないかを測るものさしである(林, 2001)。そのため、これまで義理人情スケールに関連する先行研究では国民性を表す指標の1つとして単独で用いられている。これに対し、本研究では、義理人情

スケールと〈地方への移住意向(#2.51)〉との間に正の連関があることを明らかにしている。本研究では、義理人情スケールを日本人の特徴を表す説明変数として用いることが有効であること、同時に項目間の連関の探索を超えた汎用性があることも確認された。このことは、今後の日本人の国民性研究の拡張に貢献できると考えられる。

今回の研究で用いた目的変数と説明変数の多くは自己評価による主観的変数であることなど、いくつかの限界を抱えている。例えば、「日本人の国民性調査」では収入などの客観的変数を定量的に測定する項目が含まれていない。そのため、本研究では、収入と正の連関があるとされる〈階層帰属意識(#1.8)〉を代理変数としてモデルに組み込んでいる。ただし厳密に言えば、収入と〈階層帰属意識(#1.8)〉を両方とも変数として扱うことが望ましいだろう。

一方、本研究は意識項目を目的変数とした分析を行ったため、〈地方への移住意向(#2.51)〉が具体的に実際に地方への移住行動に結びつくのかまでは検討していない。この点は本研究の限界ともなっているが、今後は地域ごとの移住者数推移を変数として組み込み、マルチレベル分析等を通じたモデルの拡張への展開を検討していきたい。

謝 辞

本論文の審査プロセスにおいて、匿名の審査の先生方から貴重なコメントとアドバイスをいただきました。ここに記して深謝申し上げます。

参 考 文 献

- 阿部正太郎, 近藤光男, 近藤明子 (2010). 地方圏への UIJ ターン人口移動の要因分析と促進施策に関する研究, 土木計画学研究・論文集, 27(2), 219-230.
- 長谷起世子 (2013). 地域への定住と愛着心からみるまちづくりに関する研究: A 市 C 地区における住民の意識分析, 関西福祉大学社会福祉学部研究紀要, 17(1), 51-60.
- 林知己夫 (2001). 『日本人の国民性研究』, 南窓社, 東京.
- 林知己夫, 櫻庭雅文 (2002). 『数字が明かす日本人の潜在力』, 講談社, 東京.
- 林文 (2012). 「考え方の筋道」—数量化 III 類分析でみる日本人の国民性継続調査データの意識構造の変化—, データ分析の理論と応用, 2(1), 1-16.
- 稲葉楊二 (2011). 『ソーシャル・キャピタル入門』, 中公新書, 東京.
- 韓国行政案全部 HP (2021). 地域主導型青年就職事業案内, <https://www.mois.go.kr/frt/sub/a06/b07/localyouthjob/screen.do> (2021.4.1 閲覧).
- 韓国統計庁 (2018). 2018 年出産統計報道資料, http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&aSeq=377055.
- 韓国統計庁 (2019). 報道資料 2019 高齢者統計.pdf, http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&aSeq=385322.
- 吉川徹 (1998). 階層評価基準の静かな変容—階層帰属意識の規定要因の時系列比較—, 『現代日本の階層意識』(間々田孝夫 編), 1995 年 SSM 調査シリーズ 6, 1-21, 1995 年 SSM 調査研究会, 仙台.
- 菊澤育代, 近藤加代子 (2019). 幸福度が定住意向に与える影響に関する研究, 日本建築学会計画系論文集, 84(755), 129-136.
- Kim, J., Kang, J., Kim, S., Kim, C., Park, W., Lee, Y., Choi, S., Choi, S. and Kim, S. (2019). *Korean General Social Survey 2003-2018*, Sungkyunkwan University, Seoul, Korea.
- 前田忠彦, 朴堯星 他 (2020). 国民性の研究(第 14 次全国調査)—2018 年全国調査—統計数理研究所調査研究レポート(準備中).
- 三浦展 (2020). 『コロナが加速する格差消費分断される階層の真実』, 朝日新聞出版, 東京.

- 村田ひろ子 (2014). 日本人が持つ国への愛着とは, 放送研究と調査, **64**(5), 16–31.
- 内閣府 (2019a). 令和元年版少子化社会対策白書, https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/whitepaper/measures/w-2019/r01webhonpen/html/b1_s1-1-2.html.
- 内閣府 (2019b). 令和元年版高齢社会白書, https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2019/zenbun/01pdf_index.html.
- 内閣府 (2020). 移住等の増加に向けた広報戦略の立案・実施のための調査事業報告書, https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/pdf/ijuu_chousa_houkokusho_0515.pdf.
- 中村久美, 田中みさ子, 廣瀬直哉 (2015). 持続可能な郊外住宅地居住のための“地域に関わって住む”住み方に関する研究, 日本建築学会計画系論文集, **80**(711), 1085–1094.
- 中村隆, 土屋隆裕, 前田忠彦 (2015). 国民性の研究第 13 次全国調査—2013 年全国調査—, 統計数理研究所調査研究リポート, No.116.
- 中尾啓子 (2002). 階層帰属意識と生活意識, 理論と方法, **17**(2), 135–149.
- NHK 放送文化研究所世論調査部 (2014). 第 9 回「日本人の意識」調査 (2013) 報告書, NHK 放送文化研究所, 東京.
- 日本創成会議・人口減少問題検討分科会 (2014). 成長を続ける 21 世紀のために「ストップ少子化・地方元気戦略」, 日本創成会議・人口減少問題検討分科会, <http://www.policycouncil.jp/pdf/prop03/prop03.pdf>.
- 大橋幸子, 湯原麻子, 神永希, 高森秀司 (2011). 地方部への移住者の価値観の特徴に関する研究, 土木学会論文集, **67**(4), 47–56.
- 岡崎京子, 後藤春彦, 山崎義人 (2004). U ターン者増加の過程における転入要因の変遷—宮崎県西良村を事例として—, 都市計画論文集, **39**(3), 25–30.
- 朴堯星, 前田忠彦 (2015). 誰が努力は報われると感じているか—現代日本人の〈努力有効感〉に関する分析—, 統計数理, **63**(2), 261–276.
- Putnam R. D. (1993). “What makes democracy work?”, *National Civic Review*, **82**(2), 101–107.
- Rachel, F. and Ben, E. (2020). “When workers can live anywhere, many ask: Why do I live here? Coronavirus prompts Americans to reassess the need to reside near hot job markets,” *The Wall Street Journal (online)*, June 17, <https://www.wsj.com/articles/when-workers-can-live-anywhere-many-ask-why-do-i-live-here-11592386201>.
- 統計数理研究所国民性調査委員会 (1961). 『日本人の国民性』, 至誠堂, 東京.

What Factors Determine the Intent to Out-migrate from Urban Areas to Rural Areas? Focusing on the Sense of “Giri ninjō” (Humanity) in the Survey on the Japanese National Character

Yoosung Park

The Institute of Statistical Mathematics

Since rural areas in Japan face challenges such as aging populations, abandoned houses, and out-migration, particularly of young people, local governments in many depopulated areas have been promoting several positive rural life activities and experiences, subsidies for housing, and employment support for migrants to rural areas. Previous studies have focused on the effectiveness of maintaining personal community networks, but these networks are subjective and comprise surrounding environments such as limited interpersonal relationships. Therefore, this article focuses on the sense of “Giri ninjō” (humanity), a Japanese psychological mechanism, to clarify the intent to out-migrate from urban areas to rural areas. The sense of “Giri ninjō” has long been accepted as a peculiar characteristic of Japanese interpersonal relationships.

This study seeks to evaluate the intent to out-migrate from urban areas to rural areas in Japan and South Korea, both of which are experiencing a rapid decline in population. According to an analysis using the data of “the Survey on the Japanese National Character” and the “Korean General Social Survey,” the groups most likely to out-migrate from urban areas to rural areas are young and middle-aged people in Japan, and middle-aged and older people in South Korea.

This study also aims to explore the relationship between the sense of “Giri ninjō” and the intent to out-migrate from urban areas to rural areas in terms of Japanese attitudes. We conducted logistic regression analysis using the data of “the Survey on the Japanese National Character.” The main findings were as follows: (a) the sense of “Giri ninjō” had a positive effect on an intent to out-migrate from urban areas to rural areas; (b) this intent was affected by high ability to access information regarding frequent use of the Internet; and (c) the lower perceived positive feelings about the current state of Japanese society derived from the feeling of attachment to the country, the higher intent to out-migrate from urban areas to rural areas.

日本人の宗教意識／宗教性に関する質問諸項目の 方法論的な検討

—「日本人の国民性調査」の二次分析—

真鍋 一史[†]

(受付 2021 年 3 月 4 日；改訂 10 月 14 日；採択 10 月 15 日)

要 旨

本稿は、「日本人の国民性調査」の二次分析をとおして、日本人の宗教意識／宗教性に関する質問諸項目の理論的な背景を探るとともに、それらの内容と形式を再検討する方法論的な試みである。まず、前者については、関連調査報告書の記述内容の検討が課題となる。そして、後者については、第 13・14 次調査データを用いたそれら質問諸項目に対する「回答の分布」の検討から始めて、つぎにそれら諸項目の「信頼性」と「妥当性」の検討へとデータ分析を進めていく。

以上の検討から、つぎのようなことが確認される。(1) 質問諸項目の内容の理論的な背景は必ずしも明確でなく、それら諸項目の形式についても十分な検討がなされているとはいえない。(2) 質問諸項目の「関連マトリックス」「因子分析」「クロンバックの α 係数」による検討から、それらが「共通の内容」を含むものであることが示唆されるものの、それらの「関係性」「構造化」「信頼性」のレベルは低い。(3) 諸項目の「妥当性」の検討から、いくつかのケースで「理論的に予測された関係」が確認されず、それらの諸項目のほかの諸項目との「異質性」が示唆される。

では、なぜこのような結果がでてくることになったのであろうか。その原因の探索が今後の課題となる。具体的な方略としては、(1) 本稿で試みた「量的分析」と選択肢の「記入欄」の内容分析などの「質的分析」とを組み合わせた mixed methods approach の試み、(2) 選択肢の「表現形式」の影響についての実験計画法のアイデアにもとづくシステマティックな検討、があげられる。

キーワード：「日本人の国民性調査」、二次分析、理論的な背景、構造分析、項目の妥当性の検討。

1. はじめに

本稿は、「日本人の国民性調査」の二次分析 (secondary analysis) をとおして、日本人の宗教意識／宗教性に関する質問諸項目の「理論的な背景」を探るとともに、それらの「内容」と「形式」を再検討する方法論的な試みである。

では、なぜ、このような方法論的な検討を行なうかという、それは、「日本人の国民性調査」が、一方においては、日本が世界に誇るべき貴重な社会調査の実践の 1 つとして高く評価されながらも、他方においては、その質問紙作成のための理論的な背景の部分が必ずしも明確

[†] 統計数理研究所 客員教授：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

ではなく、質問諸項目の「内容」と「形式」に関する方法論的な検討も決して十分になされてきたとはいえないからにはほかならない(真鍋, 2019a, 2019b)。

本稿は、「日本人の国民性調査」の二次分析をとおして、このような方法論的な検討を試みるものである。一般に、「一次分析(primary analysis)」が調査を実施し、データを収集し、その結果を分析することを指すのに対して、そのようにして収集されたデータを用いて、新たな視座—理論・仮説・方法—から、新たなデータ分析を行ない、新たな知見とその解釈、そして理論化の方向を導き出すことを「二次分析」と呼ぶ—二次分析の歴史・現状・課題については、真鍋(2012)を参照されたい—。そこで、本稿の「新たな視座」が問われることになる。すでに述べたところから明らかのように、「日本人の国民性調査」における、人びとの宗教意識／宗教性に関する質問諸項目に焦点を合わせ、それらの理論的な背景を探るとともに、質問諸項目の「内容」と「形式」に方法論的な検討を加えるというのが、本稿における二次分析のための「新たな視座」ということになる。

このような「新たな視座」は、以下のような筆者の「問題関心」によって導かれる。そもそも、ここでの質問諸項目というものは、宗教意識／宗教性に関する「理論変数」に対応する「経験変数」という位置づけがなされるはずのものである。そこで、これら質問諸項目の作成段階において、どのような「理論変数」を想定していたのかの確認が必要となる。そして、そのような確認を踏まえた上で、つぎに、これらの質問諸項目は宗教意識／宗教性のどのような側面を測定しようとしていたのかの確認が必要となる。これは、一般に、「測定モデル(measurement model)」の実証的な確認と呼ばれるものにほかならない。本稿の二次分析は、このような「問題関心」によって導かれるものである。

こうして、本稿は、「日本人の国民性調査」の宗教意識／宗教性に関する質問諸項目に焦点を合わせ、その調査結果—質問諸項目に対する回答の度数・パーセンテージなどを「記述」する、いわゆる「調査報告」ではなく、そのような質問諸項目の「理論的な背景」の確認と、質問諸項目による「測定モデル」の確認をめざす方法論的な試みとすることができる。

しかし、このような試みは、本稿が初めてというわけではない。すでに、2017年度データサイエンス共同利用基盤施設「ROIS-DS-JOINT / 一般共同研究」をとおして、第13次調査(2013年)の宗教意識／宗教性に関する質問諸項目の二次分析の機会が与えられた。その分析結果をまとめたものとして、真鍋(2019a, 2019b)がある。

では、それら前稿と本稿の違いがどこにあるかという点、それは、本稿では、第14次調査(2018年)のデータ分析を行ない、その結果を前回の第13次調査のデータ分析の結果と比較するというところにある。

では、このような「比較」には、どのような意義があるのであろうか。この点については、以下の2つをあげることができるであろう。

①今回のデータ分析をとおして、前回のデータ分析の結果と同じ結果が得られるとするならば、それは前回のデータ分析の「知見」の、今回のデータ分析による「確認」ということになり、それによって、そのような「知見」の確実性がより大きなものとなるということである。

②今回のデータ分析をとおして、前回のデータ分析の結果と異なる結果が導かれるとするならば、それは人びとの宗教意識／宗教性の「時系列的な変化」の発見の機会となるということである。

以上のような問題関心に導かれて、本稿は、①「日本人の国民性調査」における質問諸項目の作成の「理論的な背景」の探索と、②日本人の宗教意識／宗教性を捉えるための質問諸項目の「形式」の検討、から始めることとする。

2. 二次分析としてのデータ分析の準備作業

2.1 「日本人の国民性調査」における質問諸項目の作成の「理論的な背景」の探索

「日本人の国民性調査」は、1953年に第1次調査、1958年に第2次調査が実施され、それら2回の調査結果をとりまとめて、その調査報告書、『日本人の国民性』（林、1961）が出版された。そこで、林知己夫は、この調査プロジェクトにおける質問諸項目の作成のプロセスについて説明している（pp. 27-52）。それは、日本人の国民性—具体的には、日本人の「性格」「個人的態度」「宗教」「家・子ども」「人間関係」「男女の差異」「社会・文化・倫理・法の問題」「政治的態度」「日本人・外国人」—に関する書籍、雑誌、新聞などの文献・資料を収集するとともに、その記述内容を、約3000枚のカードに書きぬき、それらにもとづいて調査の質問諸項目を作成していったという手順である。このような質問諸項目の作成のもととなった記述の内容の詳細は、付録V（pp. 530-54）に収録されている。

そこで、筆者の問題関心からするならば、以上のような質問諸項目の作成のプロセスに関しては、つぎのような「問題」が提起されることになる。

(1) 「日本人の宗教意識／宗教性」という概念の定義をどうするかという問題がある。そのような「日本人の宗教意識／宗教性」の問題に先立って、「国民性(national character)」という概念について、林は、つぎのように書いている。

「国民性の問題は従来、日本だけでなく諸外国においても数多く研究されているが、その方法は、文献・資料にもとづく概念的なものが多く、したがって現象の説明的解釈に終わっている」（p. 27）。

そこで、林は、このような「洞察的方法」に代わって、「国民性」という概念を「操作的(operational)」に定義することを提案する。こうした操作的定義の方法論的な特徴は、つぎの2点にまとめられる。

①質問紙調査の結果の「回答の分布」から国民性を判断するという A. Inkeles (1997) の提案する「最頻的パーソナリティ(modal personality)」というアイデアと同様の考え方が採用されている。

②社会学の伝統的な概念には、collective consciousness と aggregate consciousness がある。Collective consciousness というのは、ある社会や集団の意識を全体として示す概念であり、それは個々人の意識の総和を超えた独自の性格があるとする「方法論的全体主義(methodological collectivism)」の考え方に立つ概念である。ところが、林は「個人を単位として、その人の示す多くの面での意見を総合してみても、その総合された特性の集団的特性を見る」（p. 29）としている。ここで、林のいう「総合」とは aggregate を意味する用語であり、そこには、国民性を aggregate consciousness として捉えようとする、いわゆる「方法論的個人主義(methodological individualism)」の立場が表明されている。

以上のような「国民性」という概念をめぐる議論からして、そのような「国民性」の下位概念として位置づけられる「人びとの宗教意識／宗教性」は、「宗教という対象に対する最多数の人びとの見方・考え方・感じ方・行動の仕方」と定義されるものと考えられる。しかし、このような定義からは「宗教とは何か」という宗教概念の範囲の問題—哲学者、西谷啓治(1996)の用語でいうならば「宗教と非宗教の間」という問題—がでてくることになる。

(2) 「日本人の国民性調査」においては、その質問諸項目の作成にあたって、それまでの文献・資料における「日本人の国民性」をめぐるさまざまな記述の「収集」「分類」「選択」の準備作業から始めたという。ここでは、質問諸項目の作成のプロセスが説明されている。しかし、こ

のような説明は、その知的営為の「再現性(reproducibility)」を担保する「プロセス提示型」(海野, 1981の用語)の説明にはなっていないという問題を残している。それは具体的にいうならば以下のような問題である。

i) 文献・資料の「収集」について、林はつぎのように述べている。

「国民性に関して記述してあるすべての文献からの確率標本の抽出はできなかった。(中略)取りあげた文献はわれわれの入手しうる範囲で、書籍、雑誌、新聞によった」(p.31)。

この説明からは、以下のような問題がでてくる。

①文献・資料の収集の方法・範囲が明確でない。

②前者の「方法」ということに関して、筆者—真鍋(1985, p.257-281)、真鍋(1998, pp.356-432)—は、かつて、「日本人論の検証」と「市民意識の検証」において独自の方法を提案したが、このような文献・資料の収集の具体的な方法については説明がない。

③後者の「範囲」ということに関しては、本稿のテーマである日本人の宗教意識／宗教性について、日本の「宗教学」「宗教社会学」の領域における学術書が参照されたかどうかは明らかではない。そしてさらに、日本人の宗教意識／宗教性に関する文献・資料という場合、その範囲の判断はどうするのかという問題がでてくる。例えば、和辻(1992)は、そこに宗教という言葉はまったくでてこないにもかかわらず、『竹取物語』に仏教の影響を認めているが、それは現世の権力・帝や皇族や兵隊によって象徴される—を超えた超自然界—人間界のものではない「かぐや姫」とその帰っていく「月の世界」によって象徴される—の存在が示唆されている点において明らかであるという。そうだとするならば、このような宗教・仏教などの言葉のでてこない文献・資料も収集の対象となってくるのであろうか。

ii) 文献・資料の記述の「分類」と「選択」について、林はつぎのように書いている。

「国民性についていろいろ論議されている内容をカードにとり、これを分類し、このうちから一対一の面接調査法における質問として、妥当な回答がとれるようなもののみを選択した」(p.29)。

しかし、ここに記された文章のみから、その「分類」と「選択」のプロセスを追体験することは不可能である。

いずれにしても、以上のようなプロセスを経て、林たちは、第1次調査の調査票(質問紙)を完成させたが、本稿のテーマである日本人の宗教意識／宗教性に関する質問は、17項目となった(p.37)。それらの項目は、調査の回を重ねるとともに少なくなり、第13次、第14次の調査では、それらは以下の表1のとおり4項目となっている。しかし、なぜ、どのように、項目数を減らしてきたのかについては、関連資料に明確な説明はない。

2.2 日本人の宗教意識／宗教性を捉えるための質問諸項目の「形式」の検討

「日本人の国民性調査」における質問項目の「形式」を、林は、「自由回答法の質問」「意見を提示し、賛否を求める質問」「一般的な意見を聞き出す質問」「相反する条件の比較を求めた質問」など11のタイプに分類している。しかし、以下に示した問12、問13a、問13b、問14の日本人の宗教意識／宗教性に関する4つの質問項目は、この分類基準からするならば、すべて「一般的な意見を聞き出す質問」となる。そこで、筆者は、これら4つの質問項目に対する「回答の選択肢」のつぎのような「表現形式」に注目する。

表 1. 「日本人の国民性調査」における宗教意識／宗教性に関する質問諸項目。

問12 あなたはどちらかといえば、先祖を尊ぶ方ですか、それとも尊ばない方ですか？				
1	2	3	4	5
尊ぶ方	普通	尊ばない方	その他 〔記入〕	わからない
問13 a) 宗教についておききしたいのですが、 たとえば、あなたは、何か信仰とか信心とかを持っていますか？				
1				2
もっている、信じている				もっていない、信じていない、関心がない
a) それでは、いままでの宗教にはかかわりなく、「宗教的な心」というものを、大切だと思いますか、それとも大切だとは思いませんか？				
1	2	3	4	
大切	大切でない	その他 〔記入〕	わからない	
問14 あなたは「あの世」というものを、信じていますか？				
1	2	3	4	5
信じる	どちらとも きめかねる	信じては いない	その他 〔記入〕	わからない

問 12 先祖を尊ぶか？

1. 尊ぶ → ポジティブな方向
2. 普通 → 0 ポイント
3. 尊ばない → ネガティブな方向

問 13(a) 信仰・信心を持っているか？

1. 持っている・信じている → ポジティブな方向
2. 持っていない・信じていない → ネガティブな方向

問 13(b) 宗教的な心は大切か？

1. 大切 → ポジティブな方向
2. 大切でない → ネガティブな方向

問 14 「あの世」を信じているか？

1. 信じる → ネガティブな方向
2. どちらとも決めかねる → 0 ポイント
3. 信じていない → ネガティブな方向

以上から、これら 4 項目は Louis Guttman の Facet Theory の用語でいうならば、attitude, belief あるいは values といった「content の方向」で構成されているものの—Facet Theory については、Levy (1994), 真鍋 (2002, 2021) を参照されたい—、その選択肢の「表現形式」の点においては、それらは①ポジティブとネガティブの相対する方向からなる形と、②真ん中に 0 ポイントを置き、その両側にポジティブの方向とネガティブの方向を配した形、の 2 つのタイプに分けられることがわかる。しかし、データ分析の「経験則 (a rule of thumb)」からするならば、このような選択肢の表現形式によっても、質問諸項目間の「関係性」は大きな影響を受ける—このような影響は、“format effect”と呼ばれている—。

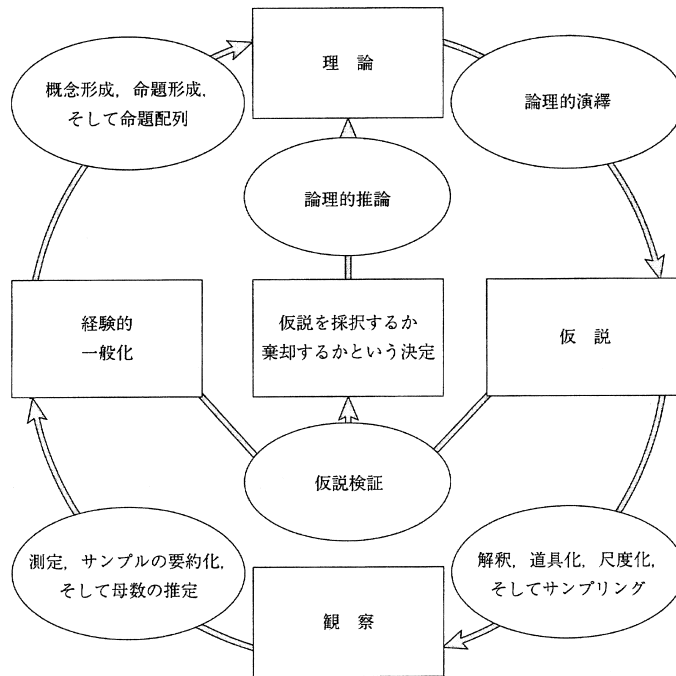


図 1. 「ワラスの輪」と呼ばれる研究過程のモデル。Wallace (2018) より転載。

さて、以上のような 2 つの準備作業をめぐって、ここで筆者の二次分析の出発点を「再」確認しておきたい。それは以下のようにまとめられるであろう。

現代の社会調査、そして社会測定の基本的な考え方の 1 つとして、図 1 に示した「ワラスの輪」(Wallace, 1971) と呼ばれる研究過程のモデルがある。このモデルからするならば、「質問紙法」という技法による「観 察」は、「理論」から論理演繹的に導かれる「仮説」にもとづいて作成される「質問諸項目」を用いて行なわれる。人びとの宗教意識／宗教性がテーマとされる場合であれば、そのための質問諸項目は、宗教意識／宗教性という「理論変数」に対応する「経験変数」という位置づけがなされるはずのものである。そこで、二次分析は、これら質問諸項目がどのような「理論変数」から導かれたものであるかを確認することから出発するのが常道ということになる。ところが、「日本人の国民性調査」においては、このような「理論的考察 (theoretical consideration)」の部分が必ずしも明確でない—ここでは、図 1 の「ワラスの輪」でいえば、右側の下降過程の側面に焦点を当てて議論してきたが、さらに左側の上昇過程の側面についての議論も、当然ありうる—。

それとともに、このような議論の延長線上で、さらに指摘しておくべき点として、林たちの「一次分析」にもとづく報告書・単行本・論文などにおける、日本人の宗教意識／宗教性の諸相をめぐる記述で用いられてきた用語の多くが、宗教社会学の領域で確立されてきた「専門用語」であるよりも、むしろ人びとの日常生活において使用されている「日常用語」であるということがある。この点についての詳細は、筆者による前稿 (真鍋, 2019a, pp. 279-282) を参照されたいが、ここでも指摘しておかなければならないことがある。それは、このような宗教意識／宗教性というテーマに関する質問紙調査の結果の記述・分析・解釈をめぐって、一方の欧米においては「概念・用語の意味内容の標準化 (standardization)」ともいうべき方向が確立されてきた

(Hill and Hood, Jr., 1999 を参照)のに対して、他方の日本においては「日常用語の豊饒性」ともいべき現象が顕著である。では、なぜそうなのかということ、それは簡単に答えられるような「問い」ではないかもしれない。しかし、少なくとも日本人の宗教意識／宗教性が、欧米のキリスト教社会のそれとくらべて、きわめて「多次元性」のレベルの高いものであるからであるということとは間違いのないであろう。こうして、上述の日本人の宗教意識／宗教性を捉える4つの質問項目が、それぞれそのような「多次元性」を包含するものとなっている可能性もきわめて高いといえるのではなからうか。このような問題関心が、筆者による「日本人の国民性調査」の二次分析の具体的な「視座」となる。

3. 宗教意識／宗教性に関する質問諸項目のデータ分析

以上に述べてきた筆者の問題関心—そして視座—にもとづいてなされるデータ分析は、人びとの宗教意識／宗教性を捉えようとする質問諸項目の「測定の道具 (measurement instrument)」としての有効性の再検討—ここでの検討が、「一次分析」に際してなされたであろう方法論的な検討に対して、「二次分析」における問題関心／視座からする検討であるという意味において、再検討という表現を用いた—を主眼とするものである。

では、このような有効性の再検討は、具体的にどのように行なうかということ、それは、まず質問項目に対する回答の結果—つまり「回答の度数分布」—にもとづく検討から始めて、つぎに、それぞれの項目の「信頼性 (reliability)」と「妥当性 (validity)」にもとづく検討へと進めていくという仕方である。後者の「信頼性」と「妥当性」にもとづく検討のねらい・目的・目標については後述するが、前者の「回答の度数分布」にもとづく検討については、「単純集計表」(表2)に見られる「その他・わからない」という回答の%の大きさを確認しておくことが重要な課題となる。その結果、それが「宗教的な心は大切か」という質問において、第13次調査：13%、第14次調査：18%と、やや高くなっていることがわかる。この結果をどのように「解釈」するかについては、真鍋 (2019b) を参照されたいが、ここでは以下のデータ分析を進めるにあたって、このことを記憶にとどめておくことが大切である。

3.1 質問諸項目に対する回答の度数分布の検討

(1) 質問の回答の選択肢の形式に合わせて「回答の度数分布」を見ていくという方法

4つの質問項目の単純集計表(表2)を見ていくなれば、「先祖を尊ぶか」では、「尊ばない」(13%) → 「普通」(28%) → 「尊ぶ」(59%)、「信仰・信心を持っているか」では、「持っている」(26%) → 「持っていない」(74%)、「宗教的な心は大切か」では、「大切でない」(30%) → 「大切」(70%)というように、回答の%が一方方向に向かって大きくなっているものの、問14「あの世を信じるか」では、「信じない」(36%) ← 「どちらともきめかねる」(21%) → 「信じる」(43%)というように、回答の%が真ん中で低く、両極で高いという形—いわゆる「バイモーダルな分布 (bimodal distribution)」—となっていることがわかる。この結果から、三項選択型の選択肢の場合には、middle pointの選択肢のところの%が「中間の値」をとるパターンと、「最小の値」を取るパターンの2つのパターンがあることがわかる。このような結果の「解釈」については、さらなる検討が必要となる。

(2) 宗教意識／宗教性の諸相を視覚的に描写するという方法

ここでの方法は、4つの質問項目に対する回答結果を、それぞれの項目に対する肯定的な回答の%の大きさに応じて、下層から上層へと積み上げ、ピラミッドの形で図形的に描写するという方法である。結果は図2のとおりである。

確かに、このような図形で表わすならば、日本人の宗教意識／宗教性の諸相についての全体

表 2. 宗教意識／宗教性に関する質問諸項目の単純集計.

問12 先祖を尊ぶか：リコード後

		第13次調査 (K型)			第14次調査 (K型)		
		度数	%	有効%	度数	%	有効%
有効	尊ばない方 (1点)	180	11.3%	11.5%	202	12.8%	13.0%
	普通 (2点)	356	22.4%	22.7%	443	28.0%	28.5%
	尊ぶ方 (3点)	1032	64.9%	65.8%	912	57.6%	58.6%
	合計	1568	98.6%	100%	1557	98.3%	100%
欠損値	その他	6	0.4%		4	0.3%	
	D.K.	17	1.1%		23	1.5%	
	合計	23	1.4%		27	1.7%	
合計		1591	100%		1584	100%	

問13a 信仰・信心を持っているか：リコード後

		第13次調査 (K型)			第14次調査 (K型)		
		度数	%	有効%	度数	%	有効%
有効	もっていない・信じていない (1点)	1151	72.3%	72.3%	1175	74.2%	74.2%
	もっている・信じている (2点)	440	27.7%	27.7%	409	25.8%	25.8%
合計		1591	100%	100%	1584	100%	100%

問13b 「宗教的な心」は大切か：リコード後

		第13次調査 (K型)			第14次調査 (K型)		
		度数	%	有効%	度数	%	有効%
有効	大切でない (1点)	328	20.6%	23.8%	388	24.5%	29.9%
	大切 (2点)	1053	66.2%	76.2%	909	57.4%	70.1%
	合計	1381	86.8%	100%	1297	81.9%	100%
欠損値	その他	47	3.0%		48	3.0%	
	D. K.	163	10.2%		239	15.1%	
	合計	210	13.2%		287	18.1%	
合計		1591	100%		1584	100%	

問14 「あの世」を信じるか：リコード後

		第13次調査 (K型)			第14次調査 (K型)		
		度数	%	有効%	度数	%	有効%
有効	信じてない (1点)	530	33.3%	35.8%	540	34.1%	36.1%
	どちらとも (2点)	310	19.5%	21.0%	308	19.4%	20.6%
	信じる (3点)	639	40.2%	43.2%	648	40.9%	43.3%
	合計	1479	93.0%	100%	1496	94.4%	100%
欠損値	その他	10	0.6%		2	0.1%	
	D.K.	102	6.4%		86	5.4%	
	合計	112	7.0%		88	5.6%	
合計		1591	100%		1584	100%	

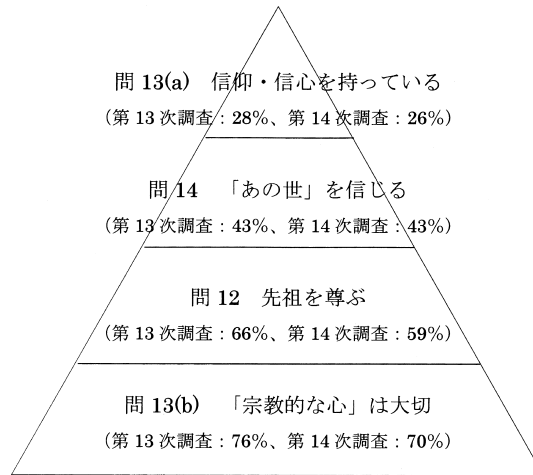


図 2. 日本における宗教意識の諸相のピラミッド。

像ともいべきものが、具体的な形でイメージできることになる。それは、一方の最下層の「宗教的な心は大切」という回答(70%)と、他方の最上層の「信仰・信心を持っている」という回答(26%)の2つの極—この2つの極は、後述する「ポスト近代化の時代の宗教意識／宗教性」と「伝統的な宗教意識／宗教性」を示唆している—の存在が示されており、その2つの極の中間に、「先祖を尊ぶ」という回答(59%)と、「あの世を信じる」という回答(43%)が位置づけられる形となっているということである。

この結果から日本人の宗教意識／宗教性についての以下の示唆がえられることになる。いうまでもなく、そのような示唆は、再び「比較」という視座から導かれることになる。そして、ここでの比較は、「信仰・信心を持っている」と「宗教的な心は大切」という2つの「回答の%」の比較という視座とともに、宗教意識／宗教性についての「国際」比較という視座でもある。具体的にいうならば、前者は、「自分自身は信仰・信心を持っていない」が「宗教的な心は大切だと思う」という回答者の存在を示す知見とその知見の解釈をめぐるものである。このような回答傾向は、第1次調査から継続して見出されてきたもので、林・林(1995)、吉野(1994, 1998, 2001)によって、「伝統的・近代的なものの見方・考え方・行動の仕方」「義理・人情という人間関係のあり方」とともに、「日本人の国民性」を特徴づける主要な「項目・次元・尺度」の1つとして位置づけられてきた。つまり、それは「日本人の宗教に対する考え方の特徴である」「日本人の基底意識ともいえる」として nation specific なものとして「解釈」されてきたのである。

しかし、これまで国際比較調査のデータ分析をとおして欧米の宗教意識／宗教性の変化を時系列的に跡づけてきた筆者の視座からするならば、それは日本に固有な宗教意識の特徴というよりも、むしろ欧米の宗教意識／宗教性の変化の方向との共通の側面を示唆しているように思われる。

欧米の宗教社会学の領域における宗教の変化に関する理論としては、「世俗化理論」「宗教変形理論」「宗教市場理論」が中心的なものといえる—これらの詳細については真鍋(2020)を参照されたい—。ここでとくに「宗教変形理論」に注目するならば、このような理論の萌芽は Luckman(1967)にまで遡ることができる。Luckmanは、一方で伝統的な制度化された宗教が衰退してきたとするが、しかし他方で人びとが宗教を求める心を喪失したわけではないという。そうではなくて、人びとの心のなかに「見えない宗教(invisible religion)」が現われてきたと

いう。つまり、産業社会の進展にともなう宗教の変化を、宗教的な「心」の衰退としてではなく、その社会的な「形態」の変化—私化／個人化・非可視化への変化—として捉えたのである。

このような宗教の変化についての考え方を、新たな視座—宗教とは何かという、その定義と範囲に関わる視座—から、国際比較調査の典型的な事例の1つである「世界価値観調査(World Values Survey)」にもとづいて、さらに展開したのが、Inglehart (1997), Norris and Inglehart (2004)である。そこでは、社会の進展にともなう、人生の意味や目的について深く考えようとする人びとが増えていくが、そのような人びとは伝統的な信仰や宗教集団には背を向ける人びとであるとして、「ポスト近代化の時代の宗教意識／宗教性」と「伝統的な宗教意識／宗教性」が二項対立的に位置づけられることになる。

以上のような議論からするならば、欧米の理論的・実証的研究における「見えない宗教」あるいは「ポスト近代化の時代の宗教意識／宗教性」という概念は、「日本人の国民性調査」における「宗教的な心」という概念と内容的にはかなり等価(equivalent)なものといえるのではなかろうかという問題関心がでてくることになる。

そして、そうだとするならば、日本と欧米の国々において、少なくともこのような宗教意識／宗教性の側面においては、「共通性」ともいうべきものがでてきているといえるのではなかろうか。このような人びとの宗教意識／宗教性の変化は、欧米のキリスト教社会においてよりも、もっと以前に、すでに日本社会においてその顕現化が始まっていたのではなかろうか。このように、人びとの宗教意識／宗教性の変化についての実証的な証拠を提供するという意味において、「日本人の国民性調査」には国際比較の視座からして、きわめて大きな意義があるといわなければならないのである。繰り返しになるが、「日本人の国民性調査」は、日本人の宗教意識／宗教性の「独自性」「特異性」を見出したという点において意義があるというよりも、むしろその欧米との「共通性」「類似性」を示唆することになったという点において意義があるというのが、ここでの筆者の重要な論点である。

最後に、以上のような日本人の宗教意識／宗教性に関する4つの質問項目に対する「回答の度数分布」の形は、第14次調査に固有な結果であるかどうか、問われることになる。そこで、ここでの結果を第13次調査とくらべてみるならば、その全体的な傾向性から見るかぎり、両者に大きな違いは見られない。それでも両者に5%以上の差がでてきているところをあげておくとするならば、「先祖を尊ぶ」が66%から59%に、そして「宗教的な心は大切」が76%から70%に、それぞれ減少している。これが1つの「趨勢」として継続していくものであるかどうかは、今後のきわめて興味深い重要な研究課題であるといえよう。

3.2 日本人の宗教意識／宗教性に関する4つの質問項目の「内容」の検討

このセクションの課題は、4つの質問項目に含まれる意味内容の検討ということである。このような課題に対して、ここでは社会心理学における「態度の構造」の研究と、社会学における「社会意識の構造」の研究という2つの系譜のなかから「構造分析」というアイデアを援用する。それは、具体的にいうならば、上述の4つの質問項目の相互間の「関係の様相」ということを意味する。つまり、ここでは、そのような「構造」の「分析」をとおして、4つの質問項目の「内容」の検討を試みるのである。では、そのような「構造分析」のために、どのような実証的なデータ分析の「技法」が開発されてきたかという点、「相関マトリックス」「因子分析」「クローンバックの α 係数」があげられる。そこで、本稿においても、以下のデータ分析—「構造分析」—において、これらの技法を利用することを試みるのである。

しかし、本稿では、これらの技法を用いたデータ分析に先立って、欧米の宗教意識／宗教性の研究領域においては、これらの技法の利用が特別な意味を持つものであったということを確認しておきたい。それは、一言でいうならば、欧米のキリスト教社会においては、人びとの宗

教意識／宗教性を捉えるために作成されてきた質問諸項目は、相互に高い相関関係を示し、そこからは1因子が抽出され、クロンバックの α 係数の値も大きいということが、繰り返し見出されてきたということである。つまり、このようなデータ分析の技法によって、欧米においては人びとの宗教意識／宗教性と呼ばれるものが、きわめて明確で、堅固で、盤石であることが確認されてきた。そして、このような質問諸項目間の「関係の様相」こそが、「構造」と用語で呼ばれるに相応しいものと考えられてきたのである。

ところが、時を経て、欧米のキリスト教社会においても、このような宗教意識／宗教性の「構造」に、ある変化の兆候が観察されるようになってくる。これまで欧米の宗教意識を表現する場合に用いられてきた「信念体系」という用語が、まさにその「体系」という点において、疑問視されるようになってくるのは、まさにこのようなコンテキストにおいてであった。こうして、欧米の宗教社会学において、このような宗教意識／宗教性の変化に関する諸理論—「世俗化理論」「宗教変形理論」「宗教市場理論」など—の構築の試みが始まった(真鍋, 2020)のである。

では、このような「国際比較」という視座からして、日本においては、どのような結果が導かれることになるであろうか。以上が、ここでのデータ分析の問題関心である。

(1) 相関マトリックスによる検討

相関マトリックスは、 n 個の変数の相互間のすべての単純相関係数を $n \times n$ のマトリックスの形に示したものである。ここでは、以上の4項目を用いて、相関係数の値が、行においても列においても対角線から離れるにつれて、段階的に小さくなるという順にそれらの項目を並べて「相関マトリックス」(表3)を作成した。このような項目の順序の意味については後述する。

こうして作成した「相関マトリックス」は、つぎの2つの段階で検討していく。

①相関係数の「正負」の符号の検討

「相関マトリックス」において、6つの枠内の相関係数の「符号」は、すべて正(プラス)となっていることがわかる。この結果は、宗教意識／宗教性に関する4つの質問項目が、それぞれ相互に「排他的」であるよりも、むしろ「累積的」であることを示している。社会測定の研究領域における先駆的な研究者の一人である Louis Guttman は、「相関マトリックス」において観察されるこのような現象を、人間行動—質問紙調査という方法で捉えられる人間行動—の「第一の法則」と呼んだ(Levy, 1994; 真鍋, 2002, 真鍋, 2021)。ここでは、日本人の宗教意識／宗教性に関する4つの質問項目についても「第一の法則」が成り立つことが確認されたのである。そして、「第一の法則」が成り立つということは、それらの質問項目が「共通の内容」—いうまでもなく、ここでは「宗教意識／宗教性」という共通の内容—を含むものであるといえるということである。このような「法則」の確認が、今回のデータ分析の第一歩となる。

②相関係数の「数値の大きさ」の検討

「相関マトリックス」における相関係数の値は、0.3台が1ケース、0.2台が3ケース、0.1台が2ケースで、それらの値はデータ分析の「経験則」からして、決して高いものとはいえない。この結果からするならば、日本人の宗教意識／宗教性をこれら4項目で捉える—そのような「測定モデル(measurement model)」を構成する—かぎりにおいては、その「構造化のレベル」は、決して高いものとはいえない。これは、そもそも日本人の宗教意識／宗教性が構造化されていないので、その「事実」がそのまま反映されて、このような結果がでてきたのか、それとも、これら4項目が日本人の宗教意識／宗教性の「測定の道具」として適合的でなかったから、いわば“artifact”ともいべきものとして、このような結果となったのかは、ここでのデータ分析では確認することは不可能である。

さらに、「相関マトリックス」の検討—傾向性・法則性の読み取り—におけるもう1つの視座についても述べておきたい。初めに「相関マトリックス」の作成の手続きについて、ここで

表 3. 宗教意識／宗教性に関する質問諸項目間の関係の相関マトリックス.

(第 13 次調査)

	Q12a 信仰・信心を持っているか	Q12b 「宗教的なところ」は大切か	Q11 先祖を尊ぶか	Q13 「あの世」を信じるか
Q12a 信仰・信心を持っているか				
Q12b 「宗教的なところ」は大切か	.302 ***			
Q11 先祖を尊ぶか	.202 ***	.221 ***		
Q13 「あの世」を信じるか	.148 ***	.177 ***	.194 ***	

*** p < .001, ** p < .01, * p < .5, N=1,285

(第 14 次調査)

	Q13a 信仰・信心を持っているか	Q13b 「宗教的なところ」は大切か	Q12 先祖を尊ぶか	Q14 「あの世」を信じるか
Q13a 信仰・信心を持っているか				
Q13b 「宗教的なところ」は大切か	.352 ***			
Q12 先祖を尊ぶか	.218 ***	.241 ***		
Q14 「あの世」を信じるか	.198 ***	.172 ***	.226 ***	

*** p < .001, ** p < .01, * p < .5, N=1,228

表 4. 宗教意識／宗教性に関する質問諸項目の因子分析.

第13次調査

説明された分散の合計							因子行列	
因子	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和			因子	1
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %		
1	1.628	40.70	40.70	.860	21.51	21.51	Q11 先祖を尊ぶか	.430
2	.885	22.14	62.83				Q12a 信仰・信心を持っているか	.500
3	.791	19.78	82.61				Q12b 「宗教的なところ」は大切か	.554
4	.696	17.39	100.00				Q13 「あの世」を信じるか	.344

第14次調査

説明された分散の合計							因子行列	
因子	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和			因子	1
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %		
1	1.696	42.41	42.41	.962	24.04	24.04	Q12 先祖を尊ぶか	.443
2	.889	22.22	64.63				Q13a 信仰・信心を持っているか	.565
3	.778	19.45	84.07				Q13b 「宗教的なところ」は大切か	.566
4	.637	15.93	100.00				Q14 「あの世」を信じるか	.371

の4項目を「調査票(質問紙)」における質問の順番に並べてマトリックス表を作成するのではなく、相関係数の値が行においても列においても、対角線から離れるにつれて、段階的に小さくなるような順番で項目を並べると記した。そして、確かに、今回のデータについてはこのような「相関マトリックス」の作成が可能であった。そして、このこと自体が、今回のデータ分析の「知見」であった。いうまでもなく、このような手続きは、Guttmanの「スケール・アナリシス」のアイデアにもとづくものである。Guttmanは、「相関マトリックス」に見られるこのような相関係数の大きさの順位を「シンプレックス(Simplex)」と呼び、そのような「ランク・オーダーの体系」が示されている場合は、それらの諸項目は「一次元の尺度(Guttman scale)」を構成するという。しかし、今回のデータ分析において、そのような「スケール」の構成に意味があるかという、それは決して納得できるものとはいえない。それは、いうまでもなく、「相関マトリックス」に示された個々の数値が決して大きなものとはいえないということだけでなく、さらに「相関マトリックス」に示された数値の大きさの「ランク・オーダーの体系」—「信仰・信心を持っている」「宗教的な心は大切」「先祖を尊ぶ」「あの世を信じる」というランク・オーダーのパターン—について、いわば「社会学的な意味」ともいべきものを見出すことが不可能である—少なくとも筆者にとっては—からにはほかならない。

最後に、このような「相関マトリックス」についての第13次調査と第14次調査の比較をとおして、両者の結果がほとんど同じ傾向を示していることが確認された。

(2) 探索的因子分析による検討

以上において、4つの質問項目は「相関マトリックス」における相関係数の「正負の符号」の検討をとおして、「共通の内容」を含むものであることが示唆された。しかし、それと同時に、同じく、相関係数の「数値の大きさ」の検討をとおして、その「内容の共通性」のレベルは高いものではないということも示唆された。このような示唆を「探索的因子分析」という技法を用いて確認するというのが、ここでのデータ分析のねらい・目的・目標である。

因子分析の結果は、表4のとおり、1因子が抽出されたことを示している。この結果は、これら4項目が1つの「共通因子」—宗教意識／宗教性という「共通因子」—を持っていることを

確認するものである。では、それぞれの項目ごとの「因子負荷量」がどのくらいであるかというところ、それらは 0.3 台から 0.5 台の値にとどまっている。日本では、一般に、0.4 以上といったところが「それぞれの項目」と「抽出された因子」との関連性が強いという判断の基準とされている(渡邊, 2012, p.148)。ところが、欧米の国々には、「因子負荷量は 0.6 以上でなければならない(Jagodzinski・真鍋, 2013, p.24)」とされている。事実、調査時期、質問諸項目の内容、そしてそのワーディングや選択肢の形などは異なるものの、例えば 1998 年の「国際社会調査プログラム(International Social Survey Programme: ISSP)」の各国の宗教意識／宗教性に関する質問諸項目のデータ分析の結果(真鍋, 2020, p.222)からするならば、「ドイツ」「フランス」「アメリカ合衆国」においては、「因子負荷量」は多くの場合、0.6 台から 0.8 台の値を示している。

これらの結果とくらべるならば、今回の「日本」の値は、やはり低いレベルにある。さらに、ISSP のデータ分析での「日本」の「因子負荷量」は、0.5 台から 0.6 台の値を示しており、この結果とくらべても、今回の「日本人の国民性調査」での「因子負荷量」の値は、やはり低いレベルのものといわざるをえない。

いうまでもなく、探索的因子分析は、以上のような結果を「記述」する一浮き彫りにする一技法であっても、そのような結果を「説明」する一なぜ、そのような結果がでてきたかを「説明」する一技法ではない。

最後に、このような第 14 次調査の因子分析の結果は、第 13 次調査の場合とほとんど同じであったことを指摘しておきたい。

(3) 「クロンバックの α 係数」による検討

繰り返しになるが、本稿での問題関心は、「上述の 4 つの質問項目は、同じように、日本人の宗教意識／宗教性を捉えているであろうか」というものである。そこで、これら 4 つの質問項目間に「内的整合性(internal consistency)」が確認されるとするならば、それらの項目は「同一のもの」つまり、日本人の宗教意識／宗教性という「同一のもの」を捉えていると判断することができる。そして、このような質問諸項目間の「内的整合性」の判断のために、「信頼性係数(coefficient of reliability)」が用いられる。「信頼性係数」にはいろいろなものが開発されてきているが、ここではその最も代表的な「クロンバックの α 係数(Cronbach's Alpha coefficient)」を用いる。では、 α 係数がどのくらいの値であれば「内的整合性」が確認できたといえるかというところ、この点については一般に 0.7 以上(0.6 以上で許容できる)というのがその基準とされている(渡邊, 2012, p.150; 三輪, 2007, p.232)。

今回のデータ分析での「クロンバックの α 係数」は 0.499 という結果になっている(表 5)。上述の ISSP のデータ分析においては、「クロンバックの α 係数」は「ドイツ」「フランス」「アメリカ合衆国」では 0.8 台から 0.9 台の値となっており、「日本」でも 0.8 台という値を示している。今回の「日本人の国民性調査」における 4 項目についての「内的整合性」のレベルはかなり低いものといわなければならない。

最後に、「クロンバックの α 係数」の値についての、第 13 次調査(0.457)と第 14 次調査(0.499)の比較からは、両者にほとんど違いはないという結果が導かれる。

以上、(1) (2) (3) の 3 つの統計的な技法を用いた「日本人の国民性調査」の宗教意識／宗教性に関する 4 つの質問項目の検討の結果、これら 4 項目は、一方で宗教意識／宗教性という「共通な部分」を含みながらも、他方でそれぞれ「異質な部分」を持つものであることが示唆された。では、この「異質な部分」は具体的にどのような内容のものなのであろうか。いうまでもなく、ここで利用した統計的な技法をもってしては、このような疑問に直接的に答えることは不可能である。ただ「直接的」に答えることは不可能であるにしても、「間接的」にその「手がかり」を得ることはできる。それは、「相関マトリックス」において、「相関係数の数値の大きさ」に示され

表 5. 宗教意識／宗教性に関する質問諸項目の信頼性の分析.

	第13次調査		第14次調査	
	N	%	N	%
有効数	1285	80.8%	1228	75.9%
除外数	306	19.2%	389	24.1%
合計	1591	100%	1617	100%

※ 「除外数」はリストワイズ法による欠損値指定によって除外されたサンプルの数を示す

信頼性統計量 (Cronbach のアルファ)	
第13次調査	第14次調査
.457	.499

項目が削除された場合のCronbach のアルファ	第13次調査	第14次調査
	先祖を尊ぶか	.358
信仰・信心を持っているか	.387	.419
「宗教的な心」は大切か	.371	.421
「あの世」を信じるか	.450	.484

た「関係性」の大きさが、「信仰・信心」と「宗教的な心」の場合とくらべて、「あの世」そして「先祖」の場合で小さいということ、そして同じく「4つの項目ごとの因子負荷量」が、「信仰・信心」「宗教的な心」にくらべて、「あの世」そして「先祖」で低いということである。以上の結果は、一方の「信仰・信心」「宗教的な心」と、他方の「先祖」「あの世」との間に、やや意味内容の「隔たり」ともいえるべきものがあることを示唆しているといえるかもしれない—因みに、このような「示唆」をめぐって、第13次調査と第14次調査に「違い」といえるものは見られない—。そして、そのような「手がかり」をより確かなものにするために、さらにもう1つの別の角度からの質問諸項目の検討を試みる。それは、これらの4項目についての「構成概念妥当性(construct validity)」の検討である。

3.3 「日本人の宗教意識／宗教性に関する4つの質問項目」と「ほかの質問項目」との関係の検討

社会科学の領域において、構成概念の測定の妥当性は、どのようにして判断されるであろうか。この点については、「ある構成概念がほかの変数と理論的に予測される関係を示しているとするならば、その構成概念の測定には妥当性がある」(Lewis-Beck, 1994)と判断するという考え方が一般的である。ここでは、その線上で、具体的な分析を以下のように進めていく。

まず、ある変数とほかの変数との関係性の確認においては、そのための「青写真」あるいは「ロードマップ」の役割を果たす「仮説的図式」が必要となる。それは「宗教意識／宗教性に関する4項目」を「鍵変数」として設定し、その「原因変数」と「結果変数」とを組み合わせて構成される。それが、図3の「データ分析のための仮説的図式」である。

この「仮説的図式」においては、「原因変数」として「宗教意識／宗教性」の規定要因と考えられる「ソシオ・デモグラフィック諸項目」—「F1 性」「F2 年齢」「問46 学歴」「地点No: 居住地域の人口規模」—を、そして「結果変数」として「宗教意識／宗教性」によって規定されると考えられる「人びとの個人的-社会的な意識や価値観の諸項目」—「問16 他人の役に立とうとしているか」「問17 他人はあなたを利用しようとしているか」「問18 人は信頼できるか」「問29 世の中のためになることをするか」—を取りあげる。ここでの規定関係は、左から右へ、つまり「原因変数群」から「宗教意識／宗教性変数群」へ、そして「宗教意識／宗教性変数群」から「結果変数

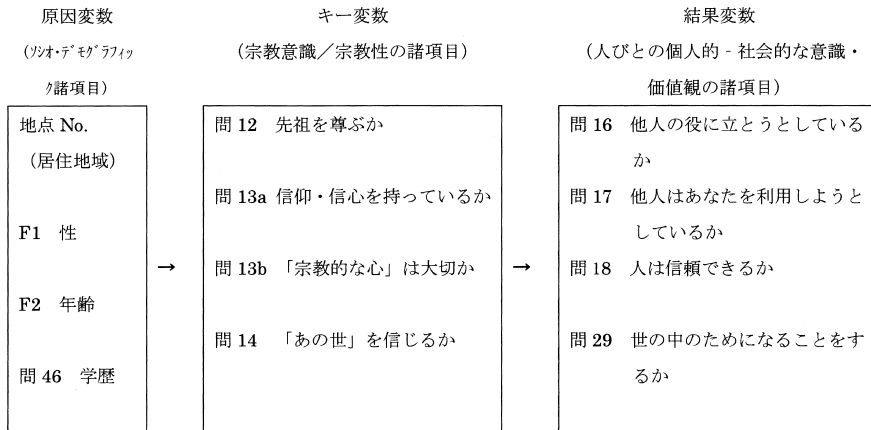


図 3. データ分析のための仮説的図式.

群]へという流れで示されている。こうして、このような関係性で示される理論仮説の確認が、ここでの分析課題となる。

では、このような理論仮説は、具体的にはどのようにして構成されたかということ、それは、宗教意識／宗教性の研究領域における先行研究—理論研究と実証研究—に関する「文献研究 (literature survey)」にもとづいて整理された以下のような諸「命題」を踏まえてなされたのである (真鍋, 2020)。

A. 「ソシオ・デモグラフィック変数」と「宗教意識／宗教性」との関係に関する諸命題

1. 女性は男性よりも宗教性のレベルが高い。
2. 高年層は若年層よりも宗教性のレベルが高い。
3. 低学歴層は高学歴層よりも宗教性のレベルが高い。
4. 町村住民は大都市住民よりも宗教性のレベルが高い。

B. 「宗教意識／宗教性」と「個人的・社会的な意識や価値観」との関係に関する諸命題

1. 宗教性のレベルの高い人は、低い人よりも「他人の役に立とうとする」という回答のレベルが高い。
2. 宗教性のレベルの高い人は、低い人よりも「他人は自分を利用しようとしている」という回答のレベルが低い。
3. 宗教性のレベルの高い人は、低い人よりも「人は信頼できる」という回答のレベルが高い。
4. 宗教性のレベルの高い人は、低い人よりも「世の中のためになることをする」という回答のレベルが高い。

つぎに、図 3 の「仮説的図式」に示された「ある変数とほかの変数との理論的に予測される関係」をどのように測定するかという問題に答えなければならない。このような変数間の関係性の測定のためには、さまざまな統計的な方法が開発されてきている。ここでは、より初等的なレベルの分析から始めることにする。それは、筆者が以前から “Item Validity Approach” という名のもとに独自に用いてきた方法であるが、Braun and Johnson (2010) では、まったく同じアイデアにもとづく、同じ手続きの方法が “Interaction Plot of Item Means” という名のもとに用いられている。因みに、そこでは「平均値の比較」の議論もなされているが、ここでは、それが便宜的な 1 つの測度にすぎないということを指摘するにとどめる。

(A)「仮説的図式」の前半部分の確認のために、「ソシオ・デモグラフィック変数」—①性, ②年齢, ③学歴, ④居住地域—を x 軸に、「宗教意識／宗教性」の変数を y 軸に置き, 2 変数間の関係を「宗教意識・宗教性」の「平均値」をプロットした点をつないだ「折れ線グラフ」の形によって示すという方法をとる。

(B)「仮説的図式」の後半部分の確認のためには, 今度は「宗教意識／宗教性」の変数を x 軸に、「個人的-社会的な意識・価値観」に関する変数を y 軸に置き, 同じく 2 数間の関係を「個人的-社会的な意識・価値観」の「平均値」をプロットした点をつないだ「折れ線グラフ」の形によって示すという方法をとる。

ここでは, 以上の(A)と(B)からなる 2 種類のデータ分析の実際について, もう少し具体的かつ詳細に説明しておきたい。

(1)原因変数としてのそれぞれの「ソシオ・デモグラフィック諸項目」のランク・オーダーの方向はつぎのとおりとする。

地点 No(居住地) : 6 大都市	→	町村
F1 性 : 男	→	女
F2 年齢 : 20 歳台	→	70 歳以上
問 46 学歴 : 短大・大学・大学院	→	小中学校

(2)それぞれの結果変数の選択肢に与える点数は, つぎのとおりとする。なお, それぞれのランク・オーダーの方向は()内に示した。

問 12 先祖を尊ぶか? (尊ばない → 尊ぶ)

1. 尊ぶ → 3 点
2. 普通 → 2 点
3. 尊ばない → 1 点

問 13a 信仰・信心を持っているか? (持っていない・信じていない → 持っている・信じている)

1. 持っている・信じている → 2 点
2. 持っていない・信じていない → 1 点

問 13b 「宗教的な心は」大切か? (大切でない → 大切)

1. 大切 → 2 点
2. 大切でない → 1 点

問 14 「あの世」を信じているか? (信じていない → 信じている)

1. 信じる → 3 点
2. どちらともきめかねる → 2 点
3. 信じていない → 1 点

問 16 他人の役に立とうとしているか? (自分のことだけ → 他人の役に立つ)

1. 他人の役に立とうとしている → 2 点
2. 自分のことだけに気をくばる → 1 点

問 17 他人はあなたを利用しようとしているか? (利用 → そんなことはない)

1. 利用しようとしている → 1 点
2. そんなことはない → 2 点

問 18 人は信頼できるか? (用心 → 信頼)

1. 信頼できる → 2 点
2. 用心する → 1 点

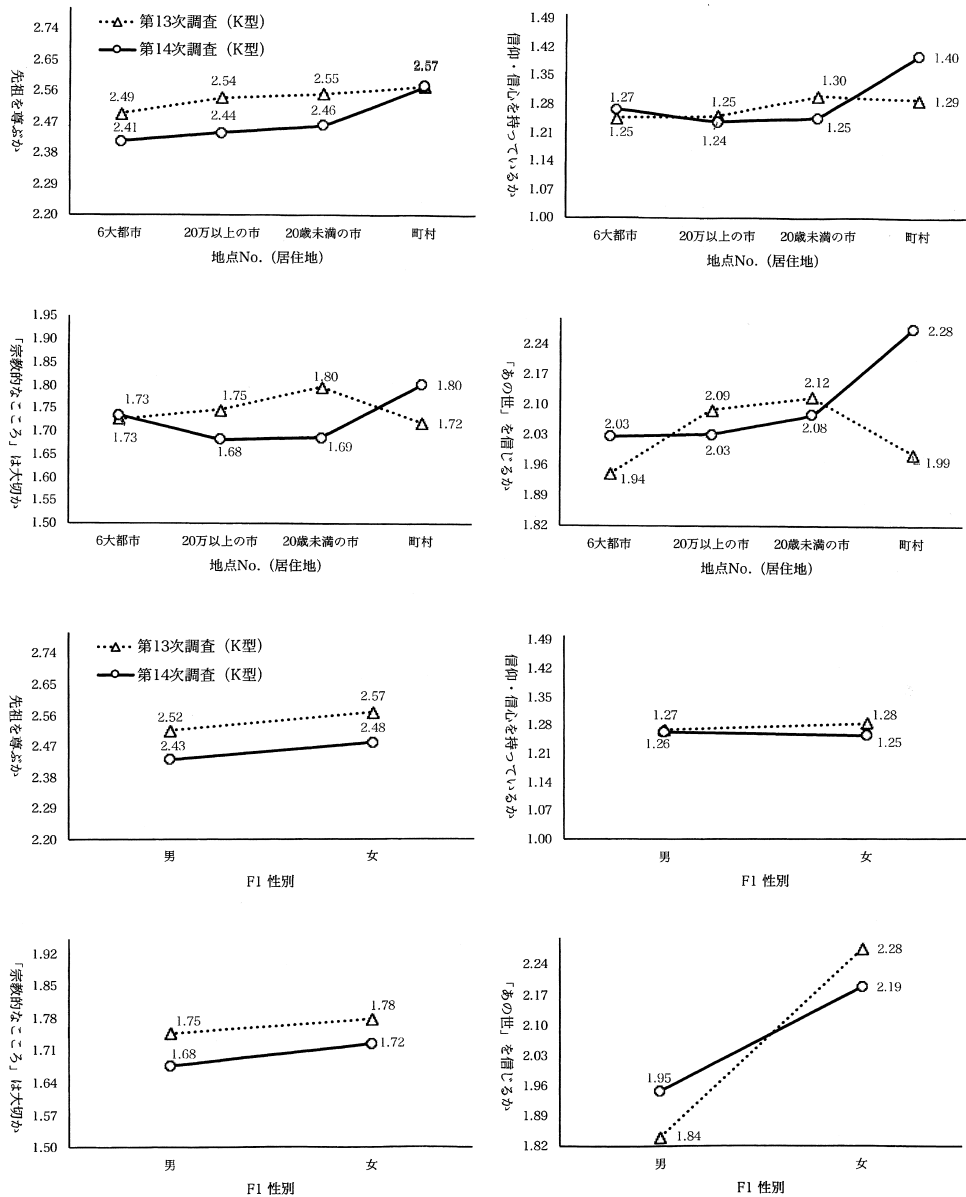


図 4. 「ソシオ・デモグラフィック諸項目」と「宗教意識／宗教性の 4 項目」の関係を示す折れ線グラフ。

問 29 自分がしあわせにくらすか？ それとも、世の中のためになることをするか？
 (自分のしあわせ → 世の中のため)

1. 自分がしあわせにくらす → 1 点
2. 世の中のためになることをするか → 2 点

(3)それぞれの x 軸のカテゴリに対応する y 軸の平均値を計算し、その値をグラフ上に

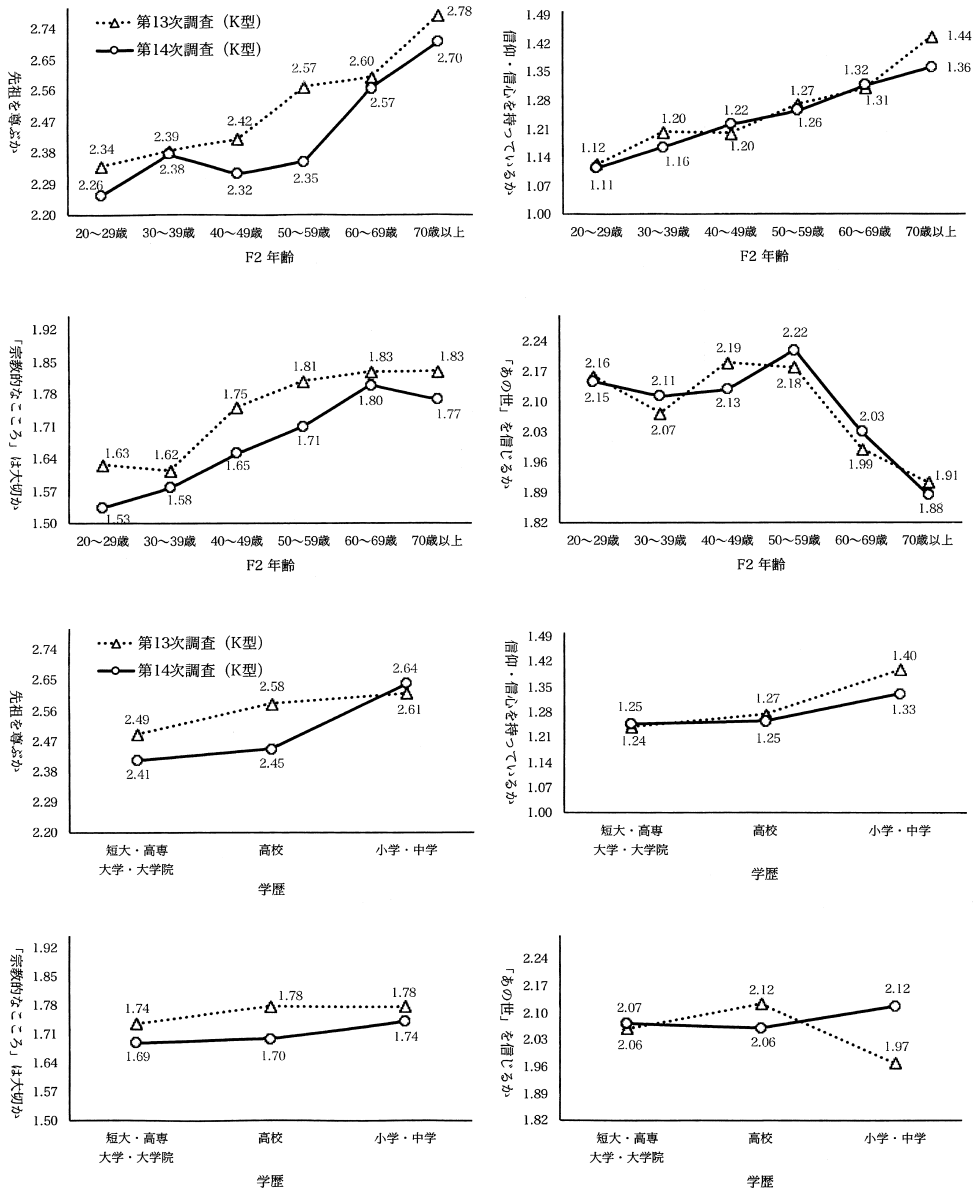


図 4. つづき.

ロットし、これらの点を結んで「折れ線グラフ」を描く。

以上のような手続きによって作成された図 4 と図 5 の「折れ線グラフ」は、ここでの問題関心からして、どのように検討していくことになるのであろうか。いうまでもなく、ここでのねらい・目的・目標は、先行諸研究にもとづく「理論諸仮説」が、これら「折れ線グラフ」に示された諸結果によって、実証的に確認されるかどうかのチェックをとおして、日本人の宗教意識／宗教性を捉えるために作成された 4 つの質問項目のそれぞれのほかの質問諸項目との「異質性」と

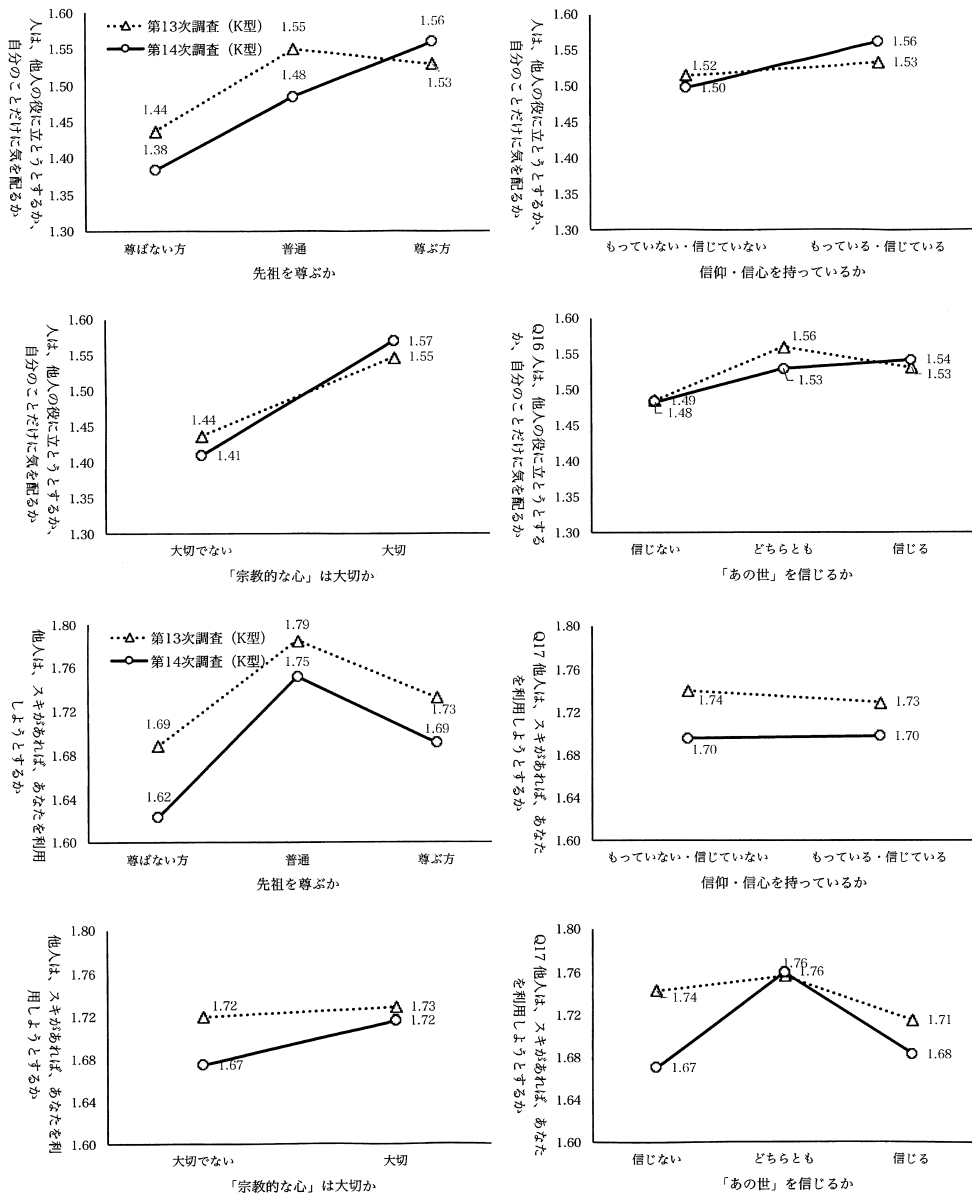


図 5. 「宗教意識／宗教性の 4 項目」と「個人的-社会的な意識・価値観の諸項目」の関係を示す折れ線グラフ.

もいうべきものを探るといったところにある。以下においては、このような検討結果を、具体的に記していきたい。

A. 「ソシオ・デモグラフィック諸項目」と「宗教意識／宗教性の 4 項目」との関係

(1) 居住地域

宗教意識／宗教性のどの「項目においても、「居住地域」の人口規模が小さくなるにつれて、そ

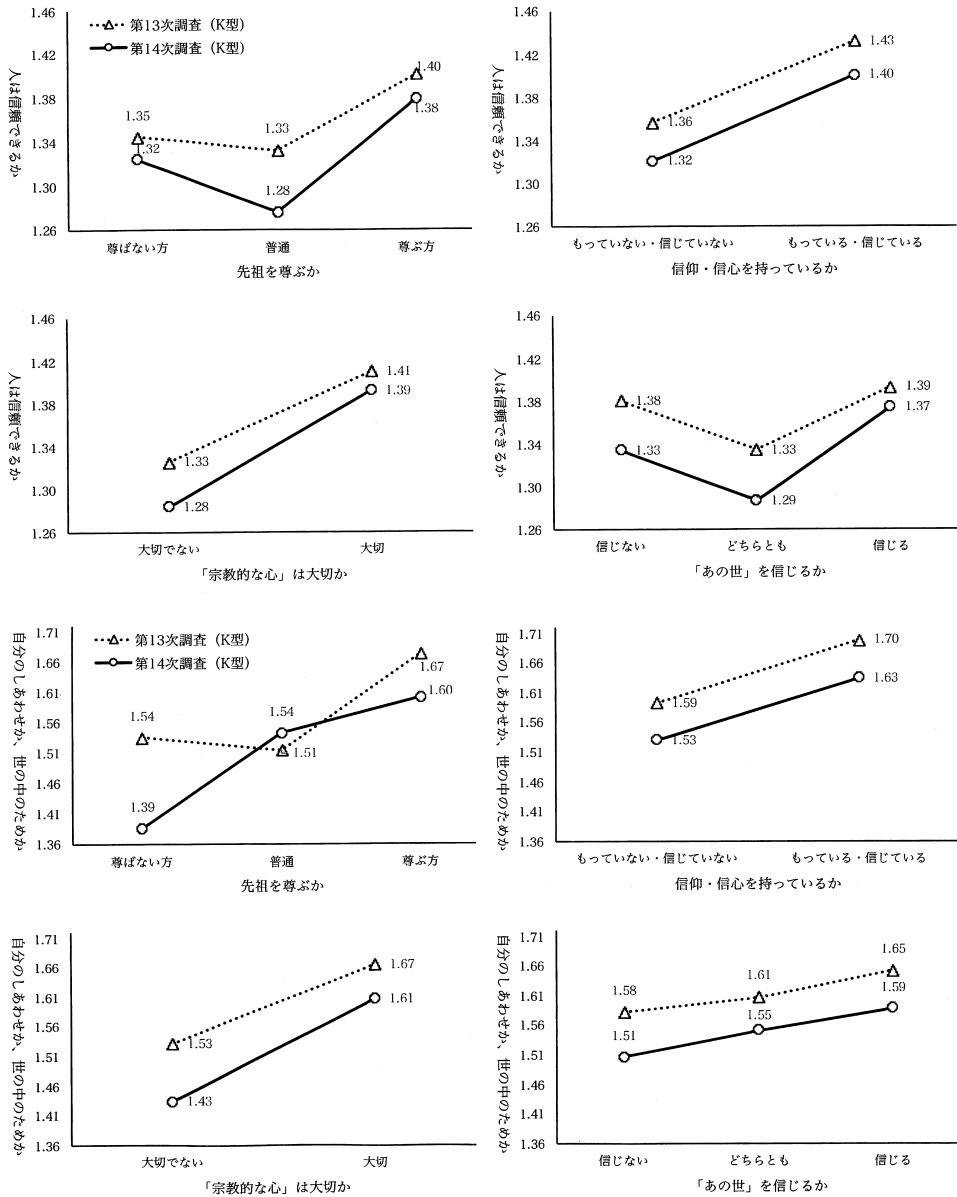


図 5. (つづき)

のレベル(平均値)が高くなる。A-4の仮説(命題)は確認されたといえる。ここでは、いずれかの質問項目の「異質性」といったことは見られない。

(2)性別

「信仰・信心を持っているか」の場合を除いて、「男性」よりも「女性」の方で宗教意識／宗教性のレベル(平均値)が高い。つまり、A-1の仮説(命題)は確認できる。ところが、「信仰・信心を持っているか」の場合は、「男女差」がほとんど見られない。「信仰・信心」についての質問項目

は、この点において、ほかの 3 項目との「違い」が見られる。

(3) 年齢

「あの世を信じるか」の場合を除いて、年齢が高くなるにつれて、宗教意識／宗教性のレベル(平均値)が高くなる。つまり A-2 の仮説(命題)は確認されたといえる。ところが「あの世を信じる」の場合は、年齢が高いところ—60 歳台, 70 歳以上のところ—で、そのレベルが低くなる。この項目は、この点において、ほかの 3 項目との「違い」が見られる。

(4) 学歴

宗教意識／宗教性のどの項目においても、学歴が低くなるにつれて、そのレベル(平均値)が高くなる。そこで、A-3 の仮説(命題)は確認されたといえる。ここでは、いずれかの質問項目の「異質性」といったことは見られない。

B. 「宗教意識／宗教性の 4 項目」と「個人的-社会的な意識・価値観の諸項目」との関係

(1) 他人の役に立とうとしているか？

宗教意識／宗教性のどの項目の場合においても、そのレベル(平均値)が高くなるにつれて、「他人の役に立とうとする」レベルは高くなっている。B-1 の仮説(命題)は確認されたといえる。ここでは、いずれかの質問項目の「異質性」といったことは見られない。

(2) 他人はあなたを利用しようとしているか？

ここでは、折れ線グラフに 3 つのパターンが見られる。

- ①「先祖を尊ぶ」と「あの世を信じる」の 2 つのケースにおいて見られる negative, middle, positive, の 3 つの選択肢の middle のところで平均値が高く、negative と positive のところでそれが低い—ただし、両者をくらべると前者よりも後者で、その値は高い—「山型」のパターン、
 - ②「信仰・信心を持っている」のケースにおいて見られる「持っていない」と「持っている」で平均値の高さがまったく同じレベルで、x 軸と平行線を描くパターン、
 - ③「宗教的な心は大切」において見られる「大切でない」から「大切」に向かって平均値が高くなる「右肩上がり」のパターン、の 3 つのパターンである。
- ここでは、③のケースを除いて、質問項目に「異質性」が示唆される。

(3) 人は信頼できるか？

ここでのパターンは 2 種類に分かれる。

- ①「先祖を尊ぶ」と「あの世を信じる」の 2 つのケースにおいて見られる、(2)-①の「山型」の場合と対照的な、浅い「V字型」のパターンで、平均値が negative, positive の両極のところよりも、middle のところで低い—ただし、negative と positive をくらべると、前者よりも後者で、その値が高い—パターン、
 - ②「信仰・信心を持っている」と「宗教的な心は大切」の 2 つのケースで見られる negative から positive に向かって平均値が高くなる「右肩上がり」のパターン、の 2 つのパターンである。
- ここでは、①のケースにおいて、質問項目に「異質性」が示唆される。

(4) 世の中のためになることをするか？

宗教意識／宗教性のどの項目においても、「右肩上がり」のパターンが見られる。ここでは、いずれかの質問項目の「異質性」といったことは見られない。

以上の A. 「ソシオ・デモグラフィック項目」と「宗教意識／宗教性の 4 項目」との関係を示した「折れ線グラフ」の検討と、B. 「宗教意識／宗教性の 4 項目」と「個人的-社会的な意識・価値観の諸項目」との関係を示した「折れ線グラフ」の検討、をとおして、「宗教意識／宗教性の 4 項目」

のそれぞれの、「構成概念妥当性」の視座からする、「異質性」の検討を進めてきた。宗教意識／宗教性に関する質問項目に、以上のように「異質性」が示唆される「平均値」のケースが見出されたことは、ここでの問題関心からして、きわめて重要な発見であるといわなければならない。

最後に、このような A と B の 2 つの種類「折れ線グラフ」についての、第 13 次調査(2013 年)と第 14 次調査(2018 年)との結果の比較についていえば、多くの場合、両者にほとんど違いは見られない。ただし、その例外ともいえるべきものがないわけではない。それらは、以下のとおりである。

A.

「居住地域」と「信仰・信心」

「居住地域」と「あの世を信じる」

「学歴」と「あの世を信じる」

B.

「先祖を尊ぶ」と「世の中のため」

「学歴」と「あの世を信じる」

以上のケースにおいては、第 14 次調査の結果の方が、より「理論的に予測される関係」を示しているといえる。

4. おわりに

本稿では、「日本人の国民性調査」の第 14 次調査(2018 年実施)を中心に、それとの時系列的な比較のために第 13 次調査(2013 年実施)を取りあげ、それらのデータを用いて、

- (1) 宗教意識／宗教性に関する 4 つの質問項目に対する回答結果の「単純集計」による検討、
- (2) それら回答結果の相互間の関係性・共通性・内的整合性についての「相関マトリックス」「因子分析」「クロンバックの α 係数」による検討、
- (3) それら回答結果と「ソシオ・デモグラフィック諸項目(原因変数)」および「個人的-社会的意識・価値観の諸項目(結果変数)」との関係性・規定性・因果性を示す「折れ線グラフ」の検討、を試みた。

このような検討の結果、それぞれの検討のための技法に方法論的な問題は残されるにしても、少なくともつぎのようなことは確認することができた。

(1) の検討、つまり宗教意識、宗教性に関する 4 つの質問項目についての「回答の度数分布」の検討から、「その他・わからない」という回答の % が「宗教的な心は大切」の場合にやや高くなっている(第 13 次調査 13%, 第 14 次調査 18%)ことがわかる。

(2) の検討から、①これら 4 つの質問項目の相互間の関係を示す相関係数の「符号」はすべてプラスとなっている。②相関係数の値は 0.3 台が 1 ケース、0.2 台が 3 ケース、0.1 台が 2 ケースで、それぞれ大きなものとはいえない。③1 因子が抽出されたが、4 つの質問項目の「因子負荷量」は 0.3 台から 0.5 台の値となっており、低いレベルにとどまっている。④「クロンバックの α 係数」は 0.499 という低い値を示している。

(3) の検討から、これら 4 つの質問項目と、(A) ソシオ・デモグラフィック項目および (B) 個人的-社会的な意識・価値観との間に、多くの場合、「理論的に予測された関係性」が示されているものの、そのような関係性が示されなかったケースもある。それらは以下のケースである。

(A)

①「性別」と「信仰・信心を持っている」

②「年齢」と「あの世を信じる」

(B)

①「先祖を尊ぶ」と「他人はあなたを利用しようとしている」

②「あの世を信じる」と「他人はあなたを利用しようとしている」

③「先祖を尊ぶ」と「人は信頼できる」

④「あの世を信じる」と「人は信頼できる」

以上のような検討の結果から、本稿の問題関心からして、どのような今後の課題が導かれることになるであろうか。いうまでもなく、ここで検討のために利用した技法は、このような結果を「記述」する—問題の所在を明らかにする—ものであっても、そのような結果の原因—なぜ、このような結果が出てきたか—を「説明」するものではない。そのような「原因」の探究のためには、以下の2つが、さしあたっての課題となるであろう。

(1) 以上で検討してきた日本人の宗教意識／宗教性を捉える4つの質問項目では、「問 13a 信仰・信心を持っているか」を除く3つの質問項目の選択肢において、「その他[記入]欄」が設けられている。したがって、この選択肢の記入内容の「質的な分析」に期待が寄せられる。近年、国際比較調査の方法論的研究の領域において、「ある概念とその測定の国際比較の可能性を判断する統計的な検定の方法」が注目されるようになってきたが、このような研究の進展にともなって、社会現象の解明のためには、「統計的な検定」という「量的な分析」だけでなく、やはり「質的な分析」が重要であるということが再認識されるようになってきており、このような「量的分析」と「質的分析」を組み合わせる mixed methods approach が提案されるようになってきた (Braun and Johnson, 2018)。「日本人の国民性調査」のデータ分析においても、このような mixed methods approach は、きわめてプロミシングな課題といえるのではなかろうか。

(2) これら4項目は、L. Guttman の Facet Theory の用語でいうならば、いずれも「content の方向」で構成されているものの、その選択肢の「表現形式」の点においては、positive と negative の相対する方向からなる形と、真ん中に middle point (0 ポイント：具体的にいうならば、「普通」あるいは「どちらともきめかねる」) を置き、その両側に positive の方向と negative の方向を配した形、という2つのタイプに分けられる。以上の分析をとおして、このような選択肢の「表現形式」が質問項目の相互間の関係に何らかの影響を及ぼしていることが示唆された。しかし、この点については、さらにシステムティックな検討の試みが必要となってくることはいうまでもない。

謝 辞

まず、本特集号のオーガナイザの前田忠彦准教授は筆者に、今回のプロジェクトへの参加と原稿投稿の機会を与えてくださった。つぎに、質問紙法にもとづく日本人の宗教意識／宗教性の測定というテーマに関しては、北海道大学の櫻井義秀教授から、その方法論的な問題—例えば、それぞれの質問項目には多義的な意味内容が含まれている可能性があるという問題などをめぐって懇切なご教示をいただいた。最後に、データ分析のコンピュータ処理については、同じく北海道大学の清水香基助教にお世話になった。それぞれ、ここに記して心から感謝の意を表したい。

参 考 文 献

- Braun, Michael and Johnson, Timothy P. (2010). An illustrative review of techniques for detecting inequivalences, *Survey Methods in Multinational, Multiregional and Multicultural Context* (eds. J. Harkness et al.), John Wiley and Sons, Hoboken, New Jersey.
- Braun, Michael and Johnson, Timothy P. (2018). How should immigrants adapt to their country of residence?: A mixed methods approach to evaluate the international applicability of a question from the German general social survey (ALLBUS), *Cross-cultural Analysis: Methods and Applications* (eds. E. Davidov et al.), Routledge, New York.
- 林知己夫 (1961). 研究の概要, 国民性と質問項目の設定, 『日本人の国民性』, 至誠堂, 東京.
- 林知己夫, 林文 (1995). 国民性の国際比較, 統計数理, **43**(1), 27-80.
- Hill, Peter C. and Hood, Ralph W., Jr. (eds.) (1999). *Measures of Religiosity*, Religious Education Press, Birmingham, Alabama.
- Inglehart, Ronald. (1997). *Modernization and Postmodernization*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Inkeles, Alex (1997). *National Character*, Transaction Publishers, New Brunswick, New Jersey. (吉野諒三 訳 (2003). 『国民性論』, 出光書店, 東京.)
- Jagodzinski, Wolfgang, 真鍋一史 (2013). 宗教性の「測度・指数・尺度」に関する実証的な検討—日本と欧米の国々にとの国際比較の視座から—, 関西学院大学社会学部紀要, **117**, 17-29.
- Levy, Shlomit (ed.) (1994). *Louis Guttman on Theory and Methodology: Selected Writings*, Dartmouth, Aldershot.
- Lewis-Beck, Michael S. (1994). Basic Measurement, *International Handbooks of Quantitative Applications in the Social Sciences*, Vol. 4, Sage, Thousand Oaks.
- Luckmann, Thomas (1967). *The Invisible Religion: The Problem of Religion in Modern Society*, The Macmillan Company, New York. (赤池憲昭, ヤン・スィングドー 訳 (1976). 『見えない宗教』, ヨルダン社, 東京.)
- 真鍋一史 (1985). 『世論の研究—内容分析と質問紙調査による接近—』, 慶應通信, 東京.
- 真鍋一史 (1998). 『国際イメージと広告』, 日経広告研究所, 東京.
- 真鍋一史 (2002). ファセット: ファセット・デザイン, ファセット・アナリシス, ファセット・セオリー, 『ファセット理論と解析事例』, ナカニシヤ出版, 京都.
- 真鍋一史 (2012). 社会科学はデータ・アーカイブに何を求めているか, 社会と調査, **8**, 16-23.
- 真鍋一史 (2019a). 「日本人の国民性調査」の二次分析の試み—宗教意識に関する質問諸項目をめぐる理論的考察と方法論的検討—, 青山スタンダード論集 **14**, 275-301.
- 真鍋一史 (2019b). 「日本人の国民性調査」の二次分析の試み—宗教意識に関する質問諸項目のデータ分析—, 関西学院大学社会学部紀要, **131**, 35-59.
- 真鍋一史 (2020). 『宗教意識の国際比較—質問紙調査のデータ分析—』, 北海道大学出版会, 札幌.
- 真鍋一史 (2021). ファセット・アプローチとウェルビーイングの研究, 関西学院大学社会学部紀要, **136**, 1-29.
- 三輪哲 (2007). 変数の合成と主成分分析, 『SPSSによる多変量解析』, オーム社, 東京.
- 西谷啓治 (1996). 『宗教と非宗教の間』, 岩波書店, 東京.
- Norris, Pippa and Inglehart, Ronald (2004). *Sacred and Secular*, Cambridge University Press, Cambridge.
- 海野道郎 (1981). ある数理モデルの誕生, 関西学院大学社会学部紀要, **43**, 16-23.
- Wallace, Walter L. (1971). *The Logic of Science in Sociology*, Aldine, New York. (渡辺深 訳 (2018). 『科学論理の社会学—「ワラスの輪」というモデル—』, ミネルヴァ書房, 京都.)
- 渡邊大輔 (2012). 因子分析, 『社会調査の応用』, 弘文堂, 東京.
- 和辻哲郎 (1992). 『日本精神史研究』, 岩波文庫, 岩波書店, 東京.
- 吉野諒三 (1994). 国民性意識の国際比較調査研究, 統計数理, **42**(2). 259-276.

- 吉野諒三 (1998). 健康と生活満足, 『国民性七か国比較』, 出光書店, 東京.
- 吉野諒三 (2001). 『心を測る』, 朝倉書店, 東京.

Methodical Examination on Question Items Measuring Japanese Religious Consciousness/Religiosity: Secondary Analysis of the Japanese National Character Survey

Kazufumi Manabe

Visiting Professor, The Institute of Statistical Mathematics

This paper evaluates the theoretical background of the Japanese National Character Survey. It methodically examines the question items measuring Japanese religious consciousness/religiosity in the 13th and 14th surveys. The theoretical background is explored from the relevant descriptions in various publications about this survey, whereas “structural analysis” and a “item validity approach” are applied to four question items of Japanese religious consciousness/religiosity after checking the frequency distribution tables. The methods used for “structural analysis” are: (1) a correlation matrix, (2) factor analysis, and (3) Cronbach’s Alpha. The specific procedures in the “item validity approach” are examinations on (1) the relationships between the socio-demographic items and the religious consciousness/religiosity items, and (2) the relationships between the religious consciousness/religiosity items and the personal-social consciousness and value items.

The results reveal the following:

1. The relevant literature does not explain the theoretical background of these question items.
2. The four religious question items have low internal correlations, consistencies, and reliabilities.
3. The relationships between the socio-demographic items and the religious question items, and the relationships between the religious question items and the personal-social consciousness and value items are, in some cases, inconsistent with the theoretical predictions from the relevant literature.

In the future, the factors influencing these results should be explored. Specific strategies include:

1. Applying mixed-method approaches to explain the results by combining quantitative methods such as factor analysis with qualitative ones such as content analysis of open answers to probe questions.
2. Applying experimental design to systematically investigate the effects of the response styles used in the surveys.

企業-銀行間のデータ結合と機械学習による 金融政策効果と波及メカニズムの検証

園田 桂子¹・山下 智志²

(受付 2020 年 7 月 3 日；改訂 2021 年 6 月 18 日；採択 6 月 22 日)

要 旨

金融政策効果の実証分析は専ら経済分野で扱われ、主にパネル回帰分析が行われてきた。しかし、これらは評価と解釈がしにくい高次元のダミー変数を導入しており、回帰式において他の説明変数が担うべき要因をダミー変数に説明させている可能性がある。本稿では、機械学習の予測精度の高さを利用して、金融政策の効果について考察する。1 つめの分析では、企業の借入前年比を被説明変数に、金融政策変数を離散変数として説明変数に用い、かつ、銀行や企業の財務変数やマクロ経済環境変数が企業の借入前年比に影響を与える一方、金融政策の介入／不介入にも影響すると考えた上で、Double Machine Learning(DML)を用いて、ルービンの因果効果における平均処置効果を推定した。この結果、企業のバランスシートを通じた金融政策の介入効果があることが示唆されたものの、その影響度合いは大きくないことがわかった。2 つめの分析では、企業の借入前年比を増加か否かで離散変数に変換して被説明変数に、金融政策変数は連続変数のまま、銀行や企業の財務変数やマクロ経済環境変数と共に説明変数に用いてランダムフォレストによる予測モデルを構築し、Partial Dependence Plot(PDP)、Accumulated Local Effect(ALE)、及び 2 次元 ALE による金融政策への感応度分析を行った。この結果、1 つめの分析と同様に、金融政策の影響度合いは大きくないことと、銀行の資金供給よりも企業の資金需要を通じた影響が強いことがわかった。一方、金融政策は引き締めや緩和の水準や変化の幅というよりも、政策を転換したことが影響を与えている可能性があること、緩和的な金融政策下では規模が小さい銀行や保有流動性が低い銀行が企業向け融資をより活発に行う交互作用が認められることが示唆された。

キーワード：データ結合、金融政策効果、平均処置効果、Double Machine Learning(DML)、Partial Dependence Plot(PDP)、Accumulated Local Effects(ALE)。

1. 導入

金融分野では、マイクロデータに機械学習と呼ばれる手法を適用する試みが進んでいる。例えば、Peer to Peer Lending(P2P)と呼ばれる個人間の貸出(Zhou et al., 2019; Malekipirbazari and Aksakalli, 2015)、クレジットカード決済(Butaru et al., 2016)、銀行貸出におけるデフォルト時損失率の推定(Hurlin et al., 2018)、金融監督の観点から銀行の倒産リスクを計測する場面(Beutel et al., 2019; Suss and Treitel, 2019; Petropoulos et al., 2020)、国際的な金融監督の

¹ 総合研究大学院大学 複合科学研究科統計科学専攻：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

² 統計数理研究所：〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

観点から国別の金融危機発生リスクを計測する場面 (Alessi and Detken, 2018; Bårnning et al., 2019)でも同様の試みがなされている。その結果、先行研究で多く用いられてきた線形回帰分析と比較して、機械学習に基づくモデルの方が高い予測精度を達成している。

政策効果に関心を持つ計量経済の分野においては、マイクロデータを用いた政策効果の検証にはパネル回帰分析による検証が多く行われてきた。しかし、回帰モデルを用いた方法は、被説明変数と説明変数の関係を正しくモデル化しなければ、推計結果がバイアスを持つ。回帰関数の誤設定を避けるために、モデルを事前に指定する必要がなく、関数の形状も柔軟に設定できるカーネル回帰分析を行うことがあるが (Jiménez et al., 2014)、計算コストが高く、説明変数として取り込むことができる数が限られている。そこで、モデルの誤設定を避けながら大量データを扱うことができ予測精度が高い機械学習を取り入れる方法が進展している (Kleinberg et al., 2015; Athey and Imbens, 2017; Athey, 2018)。

機械学習を用いて金融政策の効果を検証する方法としては、観測データに関する統計的因果推論 (星野, 2009)の枠組みに機械学習を取り入れる方法が考えられる。ただし、この枠組みは、政策介入を受けたグループと、受けていないグループのデータが実測されていることが前提となる。金融政策のように、物価や経済活動を安定させるために随時発動し、経済主体に広く影響を及ぼすような介入は、発動している時と、景気に中立的で発動していない時をデータ上区別することが難しい。別途の方法として、機械学習の手法で構築したモデルにおいて、金融政策に対する被説明変数の反応を見る方法が考えられる。金融政策は銀行や企業のバランスシートを通じて拡大を伴って波及すると想定されているが (Bernanke and Gertler, 1995)、この方法は、事前に関数形を指定する必要も、ダミー変数を導入する必要もなく、多くの変数を用いながら交互作用も表現できるほか、オーバーフィッティングをコントロールしながら、高い精度で金融政策の効果を予測することができる。また、これらの利点を前提にした交互作用の効果を見ると、どのような銀行や企業が、金融政策に対してどう反応するかを観察できることから、金融政策の伝播経路に関する既存の理論を実証するのにも有益である。

マイクロデータに基づく金融政策の効果の実証分析に機械学習を用いた先行研究は、調査した限りみつからない。パネル回帰分析による先行研究は、Jiménez et al. (2012, 2014), Dell'Ariccia et al. (2017)。日本については、Hosono and Miyakawa (2014), Ono et al. (2016), Nakashima et al. (2017)等がある。これらの先行研究は、ある企業がどの銀行からいくら借りているかを調査した、銀行と企業のマッチ・レベル・データ (ローン・レベル・データとも呼ばれる)を用いて、借入額 (もしくはその前年比)を説明するモデルを構築し、時間的に先行する金融政策を表す変数の係数が、 p 値で見て有意であれば政策効果があるとしている。経済理論では、金融政策は銀行のバランスシートと、企業のバランスシートの両方を通じて波及すると言われていることから、説明変数には銀行と企業の財務変数も用いて、銀行の供給要因と企業の需要とを区別する。しかし、これら説明変数の数は、Jiménez et al. (2014)では16, Nakashima et al. (2017)は25, Hosono and Miyakawa (2014)は15, Ono et al. (2016)は18系列と、被説明変数のデータ数が10万以上あるのに対して少なく、代わって、時間の数に企業数や銀行数を乗じた多くのダミー変数を入れている。しかし、これらダミー変数は評価と解釈ができず、パラメータの推計にあたって、他の説明変数が本来担うべき要因をダミー変数に説明させている可能性がある。

本稿では、機械学習の予測精度の高さを利用して、金融政策の効果、特にその波及経路を重要とみなして検証する。本稿の構成は以下の通りである。2節では、企業-銀行間の取引関係データを軸として、企業財務データ、銀行財務データ、マクロ経済データ、金融政策データを結合する方法を説明する。3節では、銀行や企業の財務変数やマクロ経済環境変数が企業の借入前年比に影響を与える一方、金融政策の介入/不介入にも影響すると仮定して、企業の借入

前年比を被説明変数とし、金融政策変数を離散変数として説明変数に用いて、金融政策の波及経路を推定する。4節では、金融政策の介入は、企業の借入がいくら増えるかというよりは、借入を増やすか否かという貸し手と借り手の離散的意思決定に影響すると仮定して、企業の借入前年比を増加か否かで離散変数にしてモデルの被説明変数とし、金融政策変数を連続変数のまま説明変数に用いた上で、機械学習による予測モデルを構築する。4節では、モデルを推定した後に、金融政策の介入に対する感応度分析によって、金融政策の効果と波及経路を推定する。各分析の考察は各節の最後で行い、5節で、全体のまとめと今後の課題を述べる。

2. 分析データと企業財務、銀行財務、マクロ経済データ、金融政策データの結合

分析データは、先行研究と同様に、①企業と銀行間の取引関係データ、②銀行の財務データ、③企業の財務データ、④マクロ経済データ、⑤金融政策データを、企業の固有 ID、銀行の固有 ID、年度を使って、完全照合によって結合させて作成する(図 1)。元となる 5 つのデータベースのうち、3 つは 3 次元配列で、2 つは行列である。

企業と銀行間取引関係データベース \mathbf{Y} は、企業 $c(1, \dots, n_c) \times$ 銀行 $b(1, \dots, n_b) \times$ 年度 $t(1, \dots, n_t)$ から成る 3 次元配列で、各要素は、企業 c の、銀行 b からの、年度 t における借入前年比 $y_{c,b,t}$ である。企業財務データベース \mathbf{C} は、企業 $c(1, \dots, n_c) \times$ 企業の財務変数 $f(1, \dots, n_f) \times$ 年度 $t(1, \dots, n_t)$ から成る 3 次元配列で、各要素は、企業 c の財務変数 f の t 年度の値 $x_{c,f,t}^C$ である。銀行財務データベース \mathbf{B} は、銀行 $b(1, \dots, n_b) \times$ 銀行の財務変数 $s(1, \dots, n_s) \times$ 年度 $t(1, \dots, n_t)$ から成る 3 次元配列で、各要素は、銀行 b の財務変数 s の t 年度の値 $x_{b,s,t}^B$ である。マクロ経済データベース \mathbf{Q} は、マクロ経済変数 $q(1, \dots, n_q) \times$ 年度 $t(1, \dots, n_t)$ から成る行列で、各要素は、マクロ経済変数 q の t 年度の値 $x_{q,t}^Q$ である。金融政策データベース \mathbf{Z} は、金融政策変数 $z(1, \dots, n_z) \times$ 年度 $t(1, \dots, n_t)$ から成る行列で、各要素は、金融政策変数 z の t 年度の値 $x_{z,t}^Z$ である。

まず、全ての $y_{c,b,t}$ に、番号 $i(1, \dots, n|n = n_c \times n_b \times n_t)$ を振って行方向に積み上げ、行の数が n 、列の数が 1(借入前年比)のパネルデータによるベクトル \mathbf{y} にする。 \mathbf{y} の中身は下記のようにならびになっている。

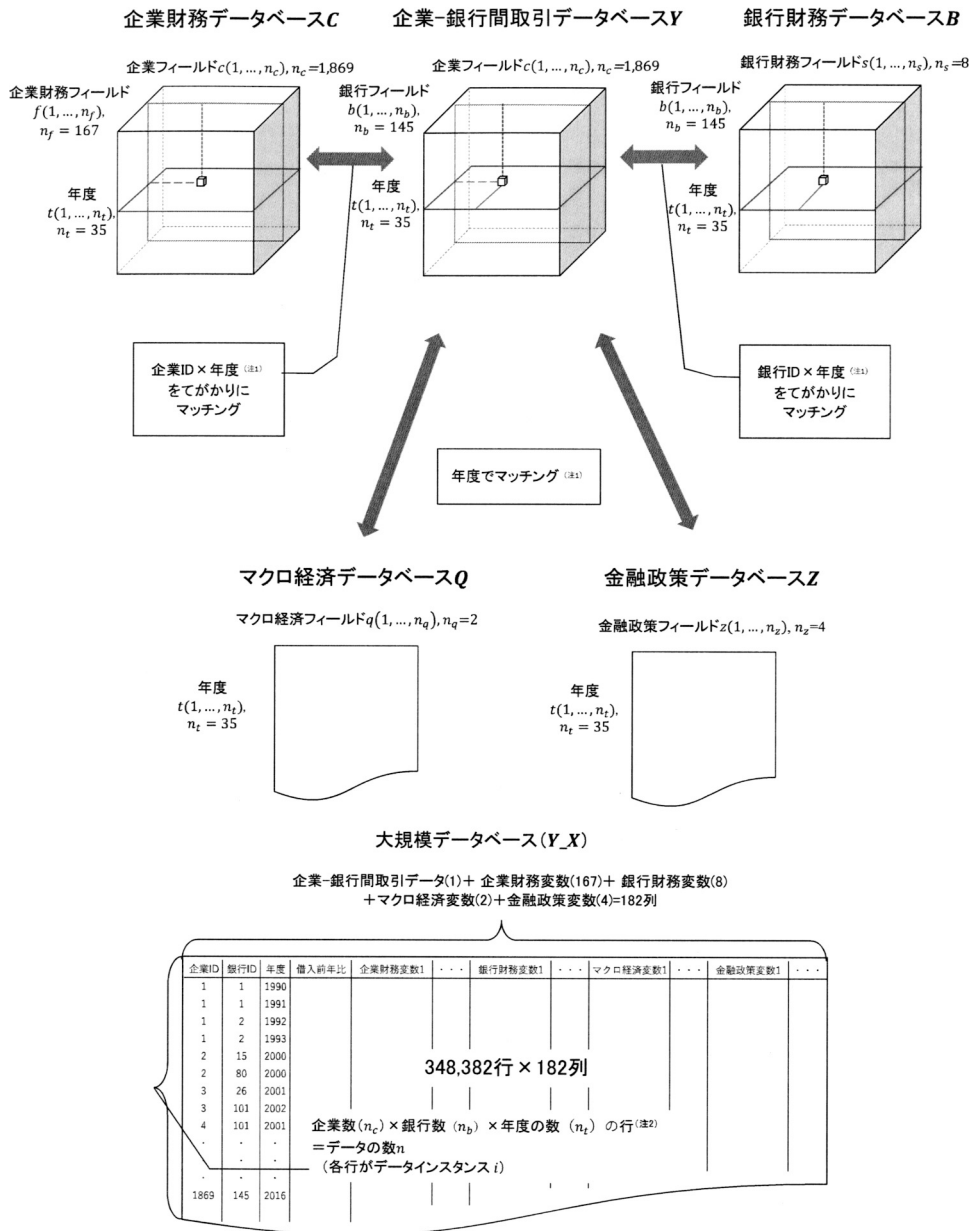
$$(2.1) \quad \mathbf{Y} = \begin{bmatrix} y_{1,1} & \cdots & y_{1,n_b} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{n_c,1} & \cdots & y_{n_c,n_b} \end{bmatrix}_t, \quad t(1, \dots, n_t)$$

$$(2.2) \quad \mathbf{y} = \text{vec}(\mathbf{Y}_{c,b,t}) = \begin{bmatrix} \{(y_{1,1,1}, \dots, y_{1,n_b,1}), (y_{1,1,2}, \dots, y_{1,n_b,2}), \dots, (y_{1,1,n_t}, \dots, y_{1,n_b,n_t})\}, \\ \{(y_{2,1,1}, \dots, y_{2,n_b,1}), (y_{2,1,2}, \dots, y_{2,n_b,2}), \dots, (y_{2,1,n_t}, \dots, y_{2,n_b,n_t})\}, \\ \vdots \\ \{(y_{n_c,1,1}, \dots, y_{n_c,n_b,1}), (y_{n_c,1,2}, \dots, y_{n_c,n_b,2}), \dots, (y_{n_c,1,n_t}, \dots, y_{n_c,n_b,n_t})\} \end{bmatrix}^T$$

次に、3次元配列である \mathbf{C}, \mathbf{B} について、2次元配列にする。企業財務データベース \mathbf{C} は変数 f 別に、要素 $x_{c,f,t}^C$ を、企業及び年度について行方向に積み上げてベクトル化する。

$$(2.3) \quad \mathbf{x}_f = \text{vec}(x_f) = [(x_{1,f,1}, \dots, x_{1,f,n_t}), (x_{2,f,1}, \dots, x_{2,f,n_t}), \dots, (x_{n_c,f,1}, \dots, x_{n_c,f,n_t})]^T$$

こうして作成した \mathbf{x}_f を列方向に並べることで、 $n_c \times n_t$ 行 n_f 列の行列にする。この行列が、



(注) 1. 企業-銀行間取引データベースの t 年度に対して、それ以外のデータベースの $t-1$ 年度をマッチングさせている。
 2. 欠損値が発生している行は削除している。
 3. データ行 n は、分析の際、ブートストラップによってランダムにサンプリングされる。

図 1. データの結合方法.

n_b 個存在しており、被説明変数のデータ数である n 行 n_f 列の行列となる。

銀行財務データベース B も同様に、変数 s 別に、要素 $x_{b,s,t}^B$ を、銀行及び年度について行方向に積み上げてベクトル化する。

$$(2.4) \quad \mathbf{x}_s = \text{vec}(x_s) \\ = [(x_{1,s,1}, \dots, x_{1,s,n_t}), (x_{2,s,1}, \dots, x_{2,s,n_t}), \dots, (x_{n_b,s,1}, \dots, x_{n_b,s,n_t})]^T$$

こうして作成した \mathbf{x}_s を列方向に並べることで、 $n_b \times n_t$ 行 n_s 列の行列にする。この行列が、 n_c 個存在しており、 n 行 n_s 列の行列となる。

マクロ経済データベース \mathbf{Q} は、 n_t 行 n_q 列の行列で、この行列が $n_c \times n_b$ 個存在しており、 n 行 n_q 列の行列となる。金融政策データベース \mathbf{Z} は、 n_t 行 n_z 列の行列で、この行列が $n_c \times n_b$ 個存在しており、 n 行 n_z 列の行列となる。

こうして行列化した5つのデータベースを、列方向に並べたのが、分析データ $\mathbf{Y_X}$ である(図1)。このうち、 \mathbf{y} を除いたものを説明変数行列 \mathbf{X} と呼ぶことにする。

$\mathbf{Y_X}$ は、例えば \mathbf{y} において、ある銀行とある企業の間継続した取引がない、といったことが日常的に生じていることから欠損値が非常に多く、そのまま使用すると分析結果にバイアスが生じる。本研究は欠損値が持つ情報には関心がなく、欠損値の存在が分析上のデメリットになることから、 $\mathbf{Y_X}$ から欠損値を含む行を削除して、擬似的に完全データを作り出した(リストワイズ除去)。この結果、 $\mathbf{Y_X}$ は、348,382 件(行)×181 変数(列)から成るデータとなった(変数リストは表1)。これにあたって、できるだけ多くの変数を使用しつつ、一部の欠損値によるデータの削除を最小限に抑えるために、相対的に欠損値が多い企業の財務データについて、変数毎に欠損値の発生割合を計測し、欠損値がデータ行の2割以上を占める変数を元となるデータベース \mathbf{C} から除外している。また、相対的に欠損値が少ない銀行の財務データについても、分析上注目しにくいと考えられる変数をデータベース \mathbf{B} から除外している。なお、5つのデータベースは、時間軸を年度で統一し、説明変数となる4つのデータベースは被説明変数の1年度前の値を要素とした。

銀行と企業間の取引関係データの元となるのは、日経 NEEDS 社が有償で提供している「金融機関別借入金データ」で(Nakashima et al., 2017; Hosono and Miyakawa, 2014 と同じ)、企業に対して、決算月時点でどの銀行からいくら借りているかを調査したデータである。企業と銀行の財務データは、同社の財務(短信・有報)データベースの「財務データ」及び「財務指標データ」から取得した。データ期間は、1982～2016年度の35年、企業のセグメントは全国証券取引所上場企業(銀行、保険を除く)、銀行のセグメントは都市銀行と地方銀行である。データを結合した後、下記のようなデータ加工を行った。

外れ値への対応：財務指標については、大ききの順にソートし、上位1%以上、または下位1%以下の値については、それぞれ上位1%における値、下位1%における値に置換えた。

変数変換の適用：全ての変数について対数変換又は neglog 変換(森平, 2009; 山下・三浦, 2011)を適用した後、0から1の範囲に収まるように線形変換を行った。コールレートや日銀当座預金(金融政策変数)は、政策導入時は小さく変動させて効果を観察し、効果が不足していると段々と大きく変動させる傾向がある。このため、対数変換によって、相対的に低い水準を強調する目的がある。また、ランダムフォレストでは、分割対象となるノードの数が増えるほど変数の重要度が相対的に増加するため、数値変数の中でも取り得る有効数字の桁数が大きい方が(分割のための閾値を数多くとることができるため)、木が深くなるごとに重要度が相対的に高く出る傾向がある。この傾向への対処の目的もある。

また、分析において、借入前年比を離散的行動データとして扱う場合は、 $y_{c,b,t}$ を、プラスであれば1、0以下であれば0の2値データに変換した変数 δ^y を作成して用いている。

$$(2.5) \quad \delta^y = \begin{cases} 0 & (y_{c,b,t} \leq 0) \\ 1 & (y_{c,b,t} > 0) \end{cases}$$

表 1. 変数一覧.

マ ク ロ 経 済 環 境		(26) 商品・製品回転日数	
(1) 実質GDP成長率		(27) 半製品・仕掛品回転日数	
(2) 実質GDP成長率前年度差		(28) 原材料・その他回転日数	
金 融 政 策		(29) 売上高原価率	
(1) コーレレート		(30) 売上高販管費率	
(2) コーレレート前年度差		(31) 売上高減価償却費率(B)	
(3) 日銀当座預金		(32) 売上高純金利負担率	
(4) 日銀当座預金前年度差		(33) 売上高支払利息割引料率	
銀 行 の 財 務 指 標		(34) 売上高設備投資比率(B)	
(1) 預貸率		(35) 償却前内部留保率	
(2) 預証率		(36) 投融資利回り	
(3) LN(総資産)		(37) 純資産回転率	
(4) 経常利益/総資産		(38) 純利益率	
(5) 国債/総資産		(39) 長期負債對自己資本比率	
(6) 地方債/総資産		(40) 自己資本営業利益率	
(7) 純資産/総資産		(41) 自己資本利払後事業利益率	
(8) (現金+預金+コール市場貸出+売買目的有価証券+国債+地方債-日銀預け金)/総資産		(42) 自己資本経常利益率	
企 業 の 財 務 指 標		(43) 売上高原価率	
一 株 当 たり 指 標		(44) 売上高販管費率	
(1) 1株当たり売上高		(45) 売上高減価償却費率(B)	
(2) 1株当たり事業利益		(46) 売上高純金利負担率	
(3) 1株当利払後事業利益		(47) 売上高支払利息割引料率	
(4) 1株当たり営業利益		(48) 売上高設備投資比率(B)	
(5) 1株当たり経常利益		(49) 償却前内部留保率	
(6) 1株当たり税引前利益		(50) 純利益率	
(7) 1株当たり利益		(51) 長期負債對自己資本比率	
(8) 1株当たりEBIT		資 本 利 益 率 指 標	
(9) 1株当たりEBITDA(B)		(52) 使用総資本総利益率	
(10) 1株当たり簡易版キャッシュフロー(B)		(53) 使用総資本事業利益率	
(11) 1株当たり純資産(A)		(54) 使用総資本事業利益率-利払後	
(12) 1株当たり純資産(B)		(55) 使用総資本営業利益率	
そ の 他 指 標		(56) 使用総資本経常利益率	
(13) 資本市場調達・借入比率		(57) 使用総資本税引前利益率	
(14) 海外売上高比率(3ヵ月)		(58) 使用総資本利益率	
収 益 性		(59) 投資収益率-ROI	
(15) 企業利潤率		(60) 投下資本収益率-ROIC	
(16) 自己資本営業利益率		マ ー ジ ン 関 連	
(17) 自己資本利払後事業利益率		(61) 売上高総利益率	
(18) 自己資本経常利益率		(62) 売上高事業利益率	
(19) 固定資産回転率		(63) 売上高事業利益率-利払後	
(20) 有形固定資産回転率		(64) 売上高営業利益率	
(21) 有形固定資産回転率-取得価格基準		(65) 売上高経常利益率	
(22) 流動資産回転日数		(66) 売上高EBIT比率	
(23) 売上債権回転日数		(67) 売上高EBITDA(B)比率	
(24) 買入債務回転日数		(68) 売上高総利益率	
(25) 棚卸資産回転日数		(69) 売上高事業利益率	
		(70) 売上高事業利益率-利払後	
		(71) 売上高営業利益率	
		(72) 売上高経常利益率	
		(73) 売上高EBIT比率	
		(74) 売上高EBITDA(B)比率	

3. 借入前年比を連続変量として扱った場合の金融政策効果と波及メカニズムの検証

3.1 モデルの概要と分析に用いる変数

本分析では、以下の方法でルービンの因果効果 (Rubin, 1974) を推定する (以下、因果とはこの意味で用いる)。金融政策による介入を受けたデータグループ (処置群) の被説明変数の値を y^1 , 介入を受けなかったデータグループ (対照群) の被説明変数の値を y^0 とする。実際に介入を受けたデータグループがもし介入を受けなかった場合と、実際に介入を受けなかったデータグループがもし介入を受けた場合も反実仮想し、全てのデータについて、2つの潜在的な被説明

表 1. (つづき)

安 全 性	
(75) 手元流動性比率	(119) 固定長期適合率
(76) 支払準備率	(120) 自己資本比率(A)
(77) 預借率	(121) 自己資本比率(B)
(78) 現金・預金対有利子負債比率	(122) 負債比率
(79) 当座比率	(123) 有利子負債額
(80) 流動比率	(124) 純有利子負債額
(81) 正味運転資本額	(125) 有利子負債対自己資本比率
(82) 純運転資本額	(126) 純有利子負債対自己資本比率
(83) 正味運転資本比率	(127) 借入金依存度
(84) 売上債権対買入債務比率	(128) 有利子負債利率
(85) 棚卸資産対買入債務比率	(129) インタレスト・カバレッジ(A)
(86) 受取手形割引高回転日数	(130) インタレスト・カバレッジ(B)
(87) 固定負債対有形固定資産比率(A)	(131) 減価償却率
(88) 固定負債対有形固定資産比率(B)	(132) 有形固定資産減価償却累計率
(89) 固定比率	(133) 増収率(前年同期比)
(90) 固定長期適合率	(134) 自己資本成長率(前年同期比)
(91) 自己資本比率(A)	キャッシュフロー関連
(92) 自己資本比率(B)	(135) 簡易版キャッシュフロー(B)
(93) 負債比率	(136) EBIT
(94) 有利子負債額	(137) EBITDA(B)
(95) 純有利子負債額	(138) 経常収支
(96) 有利子負債対自己資本比率	(139) 経常収支比率
(97) 純有利子負債対自己資本比率	(140) 簡易版キャッシュフロー(A)
(98) 借入金依存度	(141) 株主向けキャッシュフロー
(99) 自己金融比率	(142) EBITDA(A)
(100) 有利子負債利率	(143) EBITDA(B)
(101) インタレスト・カバレッジ(A)	(144) 経常収支
(102) インタレスト・カバレッジ(B)	(145) キャッシュフロー対負債比率
(103) 減価償却率	(146) キャッシュフロー対固定負債比率
(104) 有形固定資産減価償却累計率	(147) キャッシュフロー対流動負債比率
(105) 手元流動性比率	(148) キャッシュフロー対長期負債残高比率
(106) 支払準備率	(149) キャッシュフロー対有利子負債比率
(107) 預借率	(150) インタレストカバレッジ・キャッシュフロー
(108) 現金・預金対有利子負債比率	(151) キャッシュフロー対設備投資比率(B)
(109) 当座比率	(152) キャッシュフロー対売上高比率
(110) 流動比率	(153) キャッシュフロー対負債比率
(111) 正味運転資本額	(154) キャッシュフロー対固定負債比率
(112) 純運転資本額	(155) キャッシュフロー対流動負債比率
(113) 正味運転資本比率	(156) キャッシュフロー対長期負債残高比率
(114) 売上債権対買入債務比率	(157) キャッシュフロー対有利子負債比率
(115) 棚卸資産対買入債務比率	(158) インタレストカバレッジ・キャッシュフロー
(116) 固定負債対有形固定資産比率(A)	(159) キャッシュフロー対売上高比率
(117) 固定負債対有形固定資産比率(B)	ROE関連指標
(118) 固定比率	(160) ROE(自己資本利益率)(A)
	(161) 売上高利益率
	(162) 売上高税引利払前利益率
	(163) 使用総資本回転率
	(164) 財務レバレッジ
	(165) ROE(自己資本利益率)(B)
	(166) 税金等負担効果(1-税率)
	(167) 使用総資本回転率

変数 y^1, y^0 が存在すると考える。 y^1 と y^0 の差の期待値 $E(y^1 - y^0)$ を因果効果と定義して、全てのデータの y^1 と y^0 の差の平均をその推定値(平均処置効果)とする (Rosenbaum and Rubin, 1983)。

想定しているのは、被説明変数が、金融政策変数とそれに係るパラメータとしての平均措置効果と、金融政策以外の説明変数とそれに係るパラメータ、そして、観察されない被説明変数の決定因子(期待値は 0) から成るというモデルである。本節では金融政策の介入効果を議論する都合上、金融政策変数を他の説明変数とは別に扱う。また、説明変数を本節では共変量と呼ぶ。なお、本節で検証する金融政策変数は、 x_z と異なり、新たに作成する変数である。被説明

表 2. 因果効果の推定で使用する金融政策変数.

年度	年別データ数	Z^p				期間データ数
		1列目 (Tight)		2列目 (Loose)		
1982	5,463		0		1	36,086
1983	15,629		0		1	
1984	5,296	中立	0	緩和	1	
1985	2,834		0		1	
1986	6,864		0		1	
1987	12,809		1		0	
1988	12,076	引締め	1	中立	0	46,630
1989	10,911		1		0	
1990	10,834		1		0	
1991	12,238		0		1	
1992	14,009		0		1	
1993	14,970		0		1	
1994	15,304	中立	0	緩和	1	
1995	15,196		0		1	
1996	15,553		0		1	
1997	14,927		0		1	
1998	16,056		0		1	
1999	14,191		0		1	
2000	12,746	引締め	1	中立	0	12,746
2001	10,531		0		1	47,244
2002	9,632		0		1	
2003	10,249	中立	0	緩和	1	
2004	9,032		0		1	
2005	7,800		0		1	
2006	8,262	引締め	1	中立	0	16,572
2007	8,310		1		0	
2008	7,926		0		1	56,660
2009	7,788		0		1	
2010	7,525		0		1	
2011	7,420		0		1	
2012	6,927	中立	0	緩和	1	
2013	5,760		0		1	
2014	5,188		0		1	
2015	4,163		0		1	
2016	3,963		0		1	

変数ベクトルは既出の y で、共変量は X から選択した一部の変数である。

金融政策変数は、金融政策による介入があったデータとなかったとみなせるデータの区別が難しい。しかし、緩和的政策が採られていた時期と引き締めの政策が採られていた時期については、先行研究である程度のコンセンサスがある (Hosono and Miyakawa, 2014; Sonoda and Sudo, 2015)。そこで、緩和的な政策と引き締めの政策の2種類の変数を考え、それぞれの政策について、実施している年度は1、それ以外の期間は0を要素とする n_t 行2列の金融政策変数行列 Z^p を作成した(表2)。この行列が $n_c \times n_b$ 個存在しており、 n 行2列の行列となる。

経済状態の観点からはバブル期もあれば低成長長期もあり、金融政策レジームの観点からは、バブル期の大蔵省による規制や日銀による窓口規制、低成長期に入ってから伝統的金融政策に加えて非伝統的金融政策まで幅広い政策手段が採られている。各年毎のデータ数を見ると、どの年度のデータ数が極端に多いということはないが、処置群と対象群の数を見ると、 Z^p の1列目(Tight変数)では処置群が22%(対照群が78%)、 Z^p の2列目(Loose変数)では逆に処置群が78%(対照群が22%)と偏りがある。

因果関係の推定にあたって想定している変数間の影響関係は、図2のようなものである。次

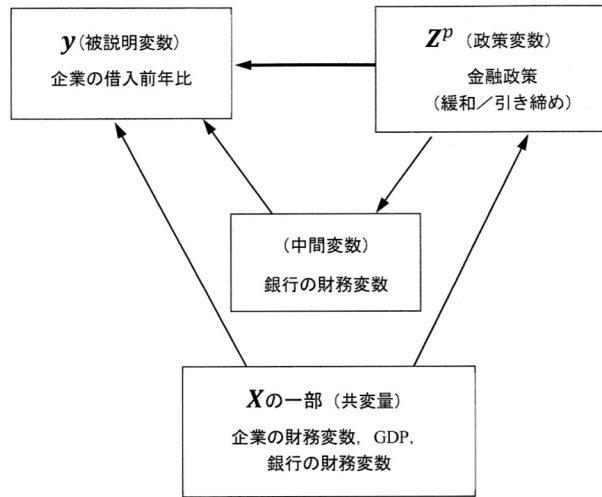


図 2. 因果効果の推定で想定する変量間の影響関係。

項で述べる推計方法を採用すると、共変量として指定した変数についてはその影響が取り除かれて、金融政策変数が被説明変数に与える影響をみることができる。

金融政策は、銀行の財務変数(例えば流動資産の割合を表す財務変数)を通じて、被説明変数(企業の借入前年比)に影響すると想定する。企業の財務変数(例えば設備投資の割合を表す財務変数)は、経済の現状を表すシグナルとなって、金融政策の介入の有無に影響する一方、被説明変数(企業の借入前年比)にも影響を与えると考える。マクロ経済環境である GDP も、政策変数と被説明変数の両方に影響を与えると考える。なお、銀行の財務変数は、政策変数の影響を中継して被説明変数に影響を及ぼすだけでなく、銀行の財務変数の状況が金融政策の介入の有無に影響し、かつ被説明変数にも影響している(共変量である)とも考えられる。このため、共変量については複数の設定で推計を行った。

3.2 モデルのパラメータ推定方法

反実仮想によって、全てのデータに y^1 と y^0 が存在すると考えるものの、実際には処置群は y^0 が、対照群は y^1 が観察されずに欠測している。そこで、観測されているデータのみを用いて因果効果を推定するために、傾向スコア (Rosenbaum and Rubin, 1983) を用いて、推定の偏りの調整を行う (理論については星野, 2009 を参照)。

傾向スコアの推定は、共変量を説明変数とした、金融政策変数の 2 値分類予測で行う。本研究は多数の共変量候補を持つことと、それらの多くが財務データであるために相関があること、また、金融政策変数に対して交互作用を持つ可能性があることから、モデルの誤設定をできるだけ回避しつつ、高次元のデータを使って予測精度を高める趣旨で、ランダムフォレストモデル (Breiman, 2001) による 2 値分類の確率推計を行った。

なお、計算の効率化のため、共変量として使用する企業の財務データは、全 167 変数から 35 変数を選択した。選択にあたっては、 δ^y を被説明変数とした単変数ロジスティック回帰を行って、AUC が相対的に高いグループ (AUC が 0.52 以上) に属した変数を選択した。銀行の財務データ (全 8 変数) に関しては、全てを用いている。平均処置効果の推計の際には、二重にロバストな推計 (Bang and Robins, 2005; Hoshino, 2007) を行う。二重にロバストな推計では、傾向スコアの推定モデルが正しく指定されているか、共変量で被説明変数を説明する回

表 3. 因果効果の推定結果(平均処置効果).

モデル No.	政策変数	共変量	中間変数	ATE(%)	傾向スコア推定モデルのAUC
1	Loose	企業財務	銀行財務	-0.22	0.85
2	Tight	企業財務	銀行財務	0.26	0.85
3	Loose	企業財務とGDP	銀行財務	-0.38	0.96
4	Tight	企業財務とGDP	銀行財務	0.44	0.95
5	Loose	銀行財務	-	0.47	0.81
6	Tight	銀行財務	-	-0.54	0.84

ノードの不純度の指標にジニ係数を用いた上で、モデル1と2については木の数6,木の深さ10
モデル3と4については木の数3,木の深さ3に設定して推計した。

帰関数が正しく指定されていれば、因果効果の一致推定量を得ることができる (Scharfstein et al., 1999). 本研究では、傾向スコアの推定モデルについてはランダムフォレスト分類で、共変量で被説明変数を説明する回帰関数についてはランダムフォレスト回帰で行った。推計には Python の EconML パッケージが提供する Double Machine Learning (DML) と呼ばれるアルゴリズムを利用した (Chernozhukov et al., 2017, 2018). 二重にロバストな推計の具体的手続きは、①共変量で被説明変数を推計する、②共変量で政策変数を推計する、③①と②を組み合わせた最終モデルを作る、であるが、DML は③において、①の残差を②の残差に回帰して、最終モデルにおける残差をできるだけ小さくしている。また、モデル推定で用いる正則化によって拡大する傾向があるバイアスを小さくする条件(ネイマン直交条件)を加えていることと、過学習を避けるために、(ア)傾向スコアと平均処置効果の推計に用いるデータを分ける、(イ)平均処置効果の推計でデータを2分割して2度推計をして結果の平均を用いる、といったクロスフィッティングを行い、機械学習の欠点を補う工夫がされている (Chernozhukov et al., 2017, 2018).

3.3 モデルの推定結果と考察

平均措置効果を推計した結果が表 3 である。推計は、ブートストラップサンプリングを伴う 5-fold クロスバリデーションで行った。

傾向スコアの推計に用いたランダムフォレストモデルによる 2 値分類のパフォーマンスを、アウト・オブ・サンプル検証法による AUC の計測で検証した結果、テストデータに対する予測精度のパフォーマンスはどのモデルも 0.8 を超えている。

企業の借入前年比に関する平均処置効果は、共変量として企業財務データを、中間変数として銀行財務データを指定したモデル 1 と 2 の結果によると、緩和的な金融政策に対してマイナスの効果(-0.22%)、引き締めの金融政策に対してプラスの効果(0.26%)と、政策の意図に反する結果になっている。また、共変量として企業財務データに加えて、マクロ経済環境である GDP 成長率を指定したモデル 3 と 4 の結果も、緩和的な金融政策に対してマイナスの効果(-0.38%)、引き締めの金融政策に対してプラスの効果(0.44%)と、政策の意図に反する結果になっている。

他方、共変量として銀行財務データを指定したモデル 5 と 6 の結果によると、金融政策の緩和に対して、プラスの効果(0.47%)、引き締めに対してマイナスの効果(-0.54%)と政策意図に沿った結果となっている。共変量として銀行財務データの影響を取り除いても金融政策の意図と矛盾しないが、企業財務データの影響を取り除くと矛盾することから、金融政策が銀行のバランスシートを通じて波及する効果については明らかでないが、企業のバランスシートを通じて波及する効果があることを示唆している。

企業財務や銀行財務を共変量として調整した場合に、金融政策が企業の借入前年比に及ぼす効果は、緩和であれ引き締めであれ、絶対値で1%にも満たない。銀行のバランスシートと企業のバランスシートの両方が金融政策の波及経路である可能性があるのに、共変量として何れかの影響を除去している分、効果を過小評価している可能性がある。

4. 借入前年比を離散的行動データとして扱った場合の金融政策効果と波及メカニズムの検証

3節では、企業の借入前年比を連続変数のまま被説明変数とした。しかし、金融政策は、企業や銀行がどれだけ借入(貸出)を増やすかというよりは、元々、借入(貸出)前年比が変化しないケースが多い中で、借入(貸出)を増やすか否かという、離散的な意思決定に影響を与えていると仮定して、本節では、企業の借入前年比を離散変数に変換して被説明変数としたうえで分析する。

4.1 分析方法

4.1.1 モデルの概要と分析に用いる変数及び推定方法

本節では、機械学習の手法のうちランダムフォレストと勾配ブースティングに基づいて、企業の借入前年比 $y_{c,b,t}$ がプラスになるか否かを分類予測するモデルを構築する。被説明変数には、 δ^y を、説明変数には、 \mathbf{X} を用いる。すなわち、前節と異なり、金融政策変数に x_z を用い、伝統的な金融政策を表す変数としてコールレートを、非伝統的な金融政策を表す変数として日銀当座預金を用いる。近年、金融政策手段が多様化しているが、何れの手段も日銀当座預金の増減に反映されるためである。パネル回帰モデルによる先行研究とは異なり、決定木ベースのモデルでは、0 がほとんどを占める特徴量は、ツリーが分割するごとに2つの値(0 か 1)しか選べず、変数としての重要度が相対的に高くなるとは考えづらいため、ダミー変数は導入しない。また、ランダムフォレストと勾配ブースティングは何れも決定木に基づいており、交互作用項に意味があれば木の構造の中で表現されることが期待されるため、交互作用項も取り込まない。

i 番目の被説明変数を δ_i^y 、その説明変数を x_i とすると、目的変数 $f(x)$ は x_i の下で δ^y が 1 である確率を表す。

$$(4.1) \quad f(x) = P_r(\delta_i^y = 1 | x_i)$$

また、 $f(x)$ は、説明変数 x_i に対する未知の関数 g の作用の結果の全てにおいて、 $E[\{\delta_i^y - g(x_i)\}^2]$ を最小にするものとする。

$$(4.2) \quad f(x) = \arg \min_g E[\{\delta_i^y - g(x_i)\}^2]$$

推計の目的は、縮小可能な誤差 $[f(x) - \hat{f}(x)]^2$ が最小となるような、説明変数 x のパラメータ β を見つけて、 $f(x)$ が $\hat{f}(x)$ と一致するようにすることである。本研究では、 β を推計するためにランダムフォレストを使った。その際、アルゴリズムとして Python の scikit-learn ライブラリを¹⁾、勾配ブースティングのアルゴリズムとして Python の LightGBM を使用した²⁾。

アルゴリズムに適用する最適なパラメータ(ハイパーパラメータ)の選択は、ハイパーパラメータの選択に用いるデータと、モデルの構築に用いるデータと、構築したモデルの評価を行うために用いるデータとが重複しないように(重複がもたらす最適モデルの選択バイアスについて Cawley and Talbot, 2010) 入れ子構造の交差検証法である Nested 5-fold Cross-validation を行った。まず、ランダムフォレストと勾配ブースティングそれぞれに、ハイパーパラメータとしていくつかの候補を与えて、5-fold クロスバリデーションにおける AUC 評価で精度が最

表 4. 決定木モデルのハイパーパラメータの候補と選択(下線).

RF

crit ^{erion}	ノードの不純度の指標	<u>ginientropy</u>
max ^{_depth}	木の深さ	1,5,10,14, <u>20</u> ,30
n ^{_estimators}	木の数	1, <u>10</u> ,100

GB

num ^{_leaves}	葉の数	30,100, <u>1000</u>
learning ^{_rate}	学習率	0.01, <u>0.1</u>
min ^{_child_samples}	末端ノードに含まれる最小のデータ数	<u>100</u> ,1000
cols ^{ample_bytree}	木を作成する際に使用する特徴量の数を選択する割合	0.8
sub ^{sample}	使用するデータの選択割合	<u>0.8</u>
reg ^{_lambda}	L2 正則化	0.01, <u>0.1</u>

も高い値をそれぞれ選択する。次に、それぞれ最も適したパラメータを適用したランダムフォレストと勾配ブースティングモデルを比較するために 5-fold クロスバリデーションにおける AUC 評価を行い、最後に、テストデータを用いて未知のデータに対する予測精度を評価している。表 4 はランダムフォレスト、勾配ブースティングの各モデルについて検討したハイパーパラメータの値、及び最終的に使用したハイパーパラメータである。なお、データはブートストラップでランダムにサンプリングされている。

モデルの精度比較に用いた各種指標の定義については以下の通り。

TP(True Positive)：実際は借入前年比プラス、かつ、正しくプラスと予測された数

TN(True Negative)：実際は借入前年比 0 未満、かつ、正しく 0 未満と予測された数

FP(False Positive)：実際は借入前年比 0 未満だが、誤ってプラスと予測された数

FN(False Negative)：実際は借入前年比プラスだが、誤って 0 未満と予測された数

AUC(Area Under the Curve)：ROC 曲線(Receiver Operatorating Characteristic curve)の下側部分の面積で定義される指標。AUC はモデルの順位性(借入前年比がプラスになる確率の高い(低い)企業ほど借入前年比がプラス(0 以下)になっているか)を評価するための指標であり、この値が大きいほど予測精度が高いといえる。

金融政策の効果の観点からは、正確度と適合率が高いことが望ましい。他方、企業の財務環境が銀行の融資審査を通るような数字であっても、また、マクロ経済や金融政策環境が銀行の貸出や企業の借入を後押しするような環境であったとしても、企業に資金需要がなければ融資の申込みはなく、借入前年比プラスの状況も発生しない。逆に、前期の企業の財務環境が良くなくとも、何らかの理由でメインバンクが救済にあたることは考えられる。このため、偽陽性率や偽陰性率の値はこのような実態の影響を受ける可能性がある。なお、分析対象としているデータは借入前年比プラス(クラス 1)よりも 0 未満(クラス 0)の方が多いため(クラス 0 はクラス 1 の約 2 倍存在する)、陰性適中率は高いと想定される。

4.1.2 感応度分析の方法

Partial Dependence Plot(以下、PD プロット)は、注目する説明変数ベクトル(本研究では金融政策変数 x_z やマクロ経済変数 x_q 、以下では x_z を例とする)が他の変数と相関していない事を仮定して、 x_z の値のみが変化した時、被説明変数ベクトル y が平均してどのように変化するかをグラフで示したものである。但し、相関がないという仮定が成り立たない時には、ある値を x_z に強制した結果、実際にはありえないようなデータポイントが含まれて結果が偏る可能性がある。本稿が注目する金融政策変数は、その他の変数にとっては外生ショックであると考

表 5. 決定木モデルの評価.

各種評価指標					
	TP	TN	FP	FN	
RF	9,011	57,216	3,685	17,184	
GB	11,883	55,224	5,677	14,312	

	正確度	陽性的中率	陰性適中率	真陽性率	真陰性率
RF	0.76	0.71	0.77	0.34	0.94
GB	0.77	0.68	0.79	0.45	0.91

	偽陽性率	偽陰性率
RF	0.06	0.66
GB	0.09	0.55

AUC			
	5-fold 平均	5-fold 標準偏差	標準正規分布を仮定した90%信頼区間
RF	0.798	0.0016	[0.796 , 0.801]
GB	0.802	0.0018	[0.799 , 0.805]

えられ、この仮定を満たしているようにも思えるが、他方で、経済理論は、 x_z は他の変数(例えば銀行の財務変数ベクトル x_s)と独立ではなく、かつ、交互作用を持つと考えている。そこで、 x_z と x_s の条件付分布 $p(x_z|x_s)$ を考え、かつ、予測の変化の平均を計算することで、 x_z および x_s 単独の効果と、 x_z と x_s の交互作用をそれぞれ別に表す 2次元の Accumulated Local Effects (以下、ALE)プロットによる感応度分析も行った(Apley and Zhu, 2020)。経済理論が提示している金融政策変数と銀行の財務データ変数の相互作用効果が存在しなければ、2次元 ALE プロットの値は 0 に近い値になる。感応度分析のアルゴリズムには R の ALEPlot を使用した。

4.2 推定結果

4.2.1 モデルの推定結果

表 5 は、ランダムフォレストと勾配ブースティングそれぞれで、モデルの構築に用いなかった未知のデータの分類予測を行い、その結果を比較した表である。Nested 5-fold Cross-validation を 3 回行った結果、最も大きい AUC 値であった回の結果を表章している。正確度はランダムフォレストが 0.76、勾配ブースティングは 0.77、適合度はランダムフォレストが 0.71、勾配ブースティングが 0.68 と高いと言える値であった。偽陽性率は、ランダムフォレストが 0.06、勾配ブースティングが 0.09 と想定外に小さかったが、そもそも企業に資金需要がなければ借入前年比プラスの事象が発生しえないという、予測に不利な前提条件よりも、被説明変数に前年比 0 未満のデータが多く当てやすかったことが影響していると考えられる。他方、想定通り、偽陰性率の値はランダムフォレストが 0.66、勾配ブースティングが 0.55 と高い。これは、モデルの枠外で、メインバンク等の救済が行われてきた証左ではないかと解釈できる。

AUC に基づいて精度比較すると、ランダムフォレスト(0.798)に対して勾配ブースティング

モデルは(0.802)だった。

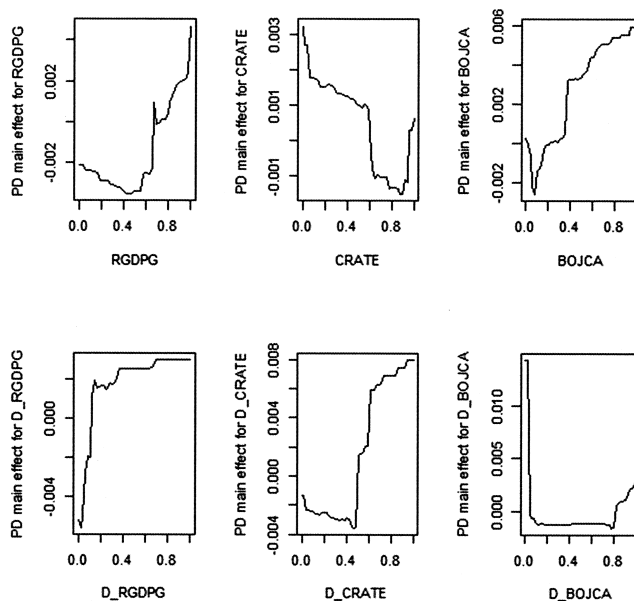
4.2.2 感応度分析の結果

マクロ経済変数と金融政策変数に対する Partial Dependence Plot の結果

図 3 は、構築したランダムフォレストモデルに基づいて、全てのデータを利用して計算した PD プロットである。マクロ経済変数(実質 GDP 成長率, 実質 GDP 成長率前年度差)と金融政策変数(コールレート, コールレート前年度差, 日銀当座預金残高, 日銀当座預金残高前年度差)に対する, 企業の借入前年比がプラスになる確率の反応を示している。コールレートと日銀当座預金は自然対数に, それ以外は neglog 変換した後, 0~1 の範囲に変換しているため, 0 は各変数の過去の観測値の最小値, 1 は最大値を示す。また, 0.1 刻みのラベルは 10 分位ではなく, 相対的に小さい観測値を強調した表現になっている。

6つのグラフを見渡すと, 何れの変数も企業の借入前年比がプラスになる確率に与える影響は極めて小さい。縦軸の最大値を拾って見ると, 概ね, 実質 GDP 成長率で最大 0.4% (前年度差は 0.3%), コールレートで最大 0.3% (同 0.8%), 日銀当座預金で最大 0.6% (同 1.5%) である。

グラフの形状を見ると, 単調に増加, あるいは単調に減少している指標は一つもない。実質 GDP のグラフを見ると, 過去の実質 GDP (-3.4~6.2) を 0~1 の範囲に変換すると, 概ね 0.5



横軸(カッコ内は観測最小値~最大値, 単位)

- ・ RGDPG: 実質GDP成長率(-3.4~6.2, %)
- ・ CRATE: コールレート(0.00~7.77, %)
- ・ BOJCA: 日銀当座預金残高(21,771~1,601,772億円)
- ・ D_RGDPG: 実質GDP成長率前年度差(-4.6~5.5, %)
- ・ D_CRATE: コールレート前年度差(-2.77~2.02, %)
- ・ D_BOJCA: 日銀当座預金残高前年度差(-212,845~681,439億円)

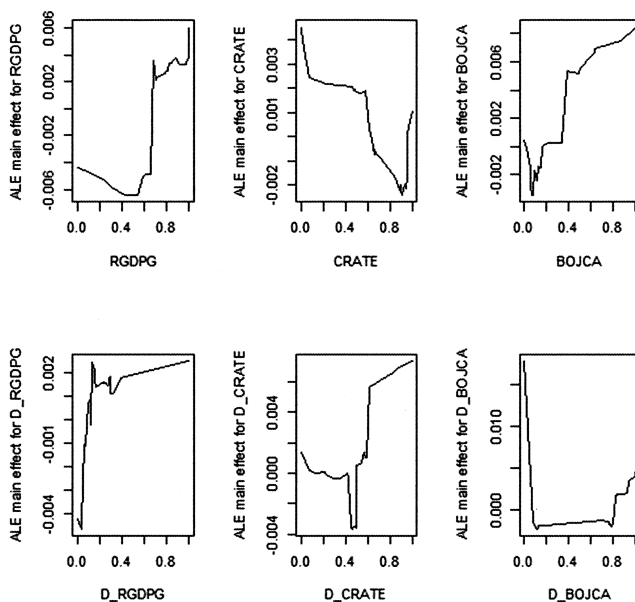
図 3. マクロ経済変数と金融政策変数に対する Partial Dependence Plot (PD プロット)。

までは借入が増加する確率を減少させる効果があり、それ以上になると一転して増加させる効果を持つ。金融政策変数であるコールレートのグラフを見ると、過去のコールレート(0.00~10.90)を0~1の範囲に変換すると、0.6~0.9の範囲で金融引き締め効果が見られるものの、この範囲以外はむしろ逆である。過去の日銀当座預金(21,771~920,333億円)を0~1に変換すると、概ね0.4あたりで急に効果が大きくなるが、それより大きい値での効果の増加は緩やかである。

また、実質GDP前年度差のグラフを見ると、過去の実質GDP前年度差(-4.6~5.5)を0~1の範囲に変換すると、概ね0.1以上では横ばいになっている。同様に、過去のコールレート前年度差(-3.81~2.02)を0~1の範囲に変換すると、概ね0.5を閾値に反応が逆転しているほか、閾値を挟んで横ばいに近い動きになっている。過去の日銀当座預金前年度差(-212,845~681,439億円)を0~1の範囲に変換すると、0.1以下と、0.8を超えたあたりで増加効果が示唆されている。

マクロ経済変数と金融政策変数に対する Accumulated Local Effect の結果

図4は、ALEによる単独効果のプロットである。PDプロットで見られた急激な変動が、PDプロットの仮定に起因する、実際にはありえないようなデータの影響である場合、ALEプロット



横軸(カッコ内は観測最小値~最大値, 単位)

- ・ RGDPG: 実質GDP成長率(-3.4~6.2, %)
- ・ CRATE: コールレート(0.00~7.77, %)
- ・ BOJCA: 日銀当座預金残高(21,771~1,601,772億円)
- ・ D_RGDPG: 実質GDP成長率前年度差(-4.6~5.5, %)
- ・ D_CRATE: コールレート前年度差(-2.77~2.02, %)
- ・ D_BOJCA: 日銀当座預金残高前年度差(-212,845~681,439億円)

図4. マクロ経済変数と金融政策変数に対する Accumulated Local Effect (ALE): Main Effect.

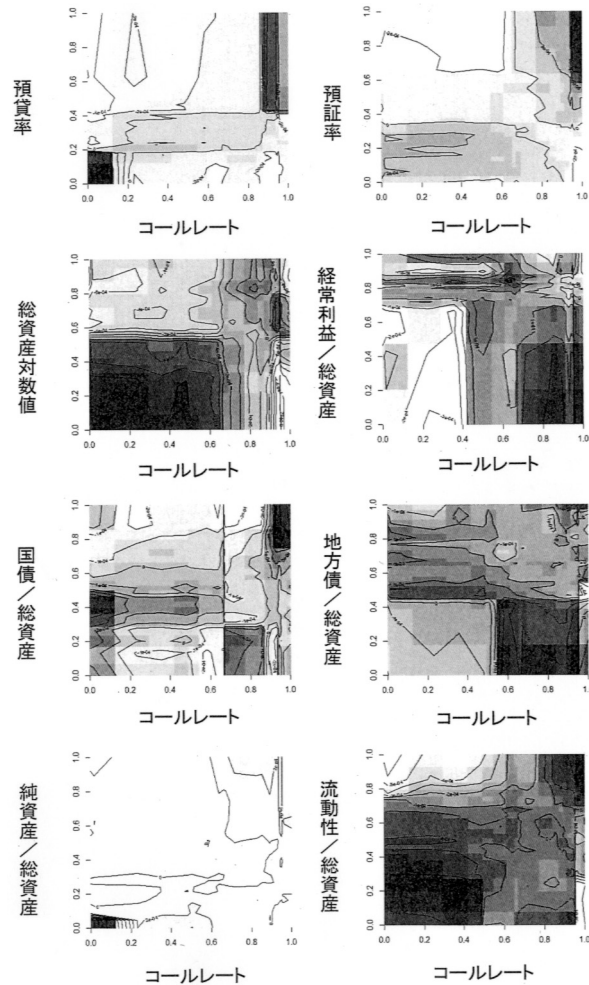


図 5. 金融政策変数に対する Accumulated Local Effect (ALE): Second-order.

トではそれが取り除かれている。両者を比較すると、PD プロットで見られた急激な変動は ALE プロットでも確認されており、こうした錯誤はないことが確認できる。

図 5 は、2 次元 ALE による交互作用のプロットである。金融政策変数(コールレート、日銀当座預金残高)と 8 つの銀行の財務指標変数(預貸率、預証率、総資産対数値、経常利益、国債、地方債、純資産、流動性、なお、経常利益、国債、地方債、純資産、流動性は総資産で割ってある)の組み合わせについて、単独効果に追加するような交互作用があれば、ヒートマップの色が濃く表示されている。ヒートマップ毎に最も濃い色が示す値は異なる。

16 のグラフを見渡すと、どの変数の組み合わせでも企業の借入前年比がプラスになる確率に与える影響は小さく、最大でも 0.25%(コールレートと銀行の純資産/総資産の組み合わせ)である。

過去のコールレートの値を 0~1 の範囲に変換した時、概ね 0.8 以上と相対的に高い部分については、銀行の預貸率が同 0.4 以上の部分と、銀行の預証率が同 0.6 以上の部分、銀行の国

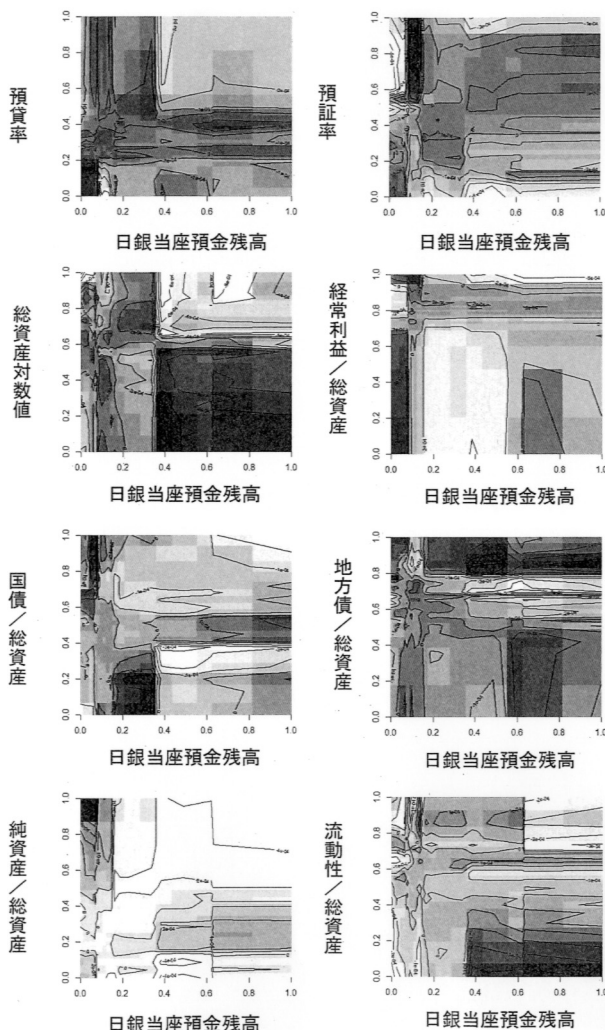


図 5. (つづき)

債保有割合が同 0.8 以上の部分との組み合わせで、ヒートマップが濃い色を示している。逆にコールレートが概ね 0.1 以下と相対的に低い部分については、銀行の預貸率が同 0.2 以下の部分、総資産の対数値が同 0.4 以下の部分、銀行の保有流動性が同 0.4 以下の部分との組み合わせでヒートマップが濃い色を示している。

日銀当座預金残高の水準が概ね 0.6 以上と相対的に高い部分については、銀行の規模(総資産の対数値)を 0~1 の範囲に変換した時に 0.2 以下の部分や、銀行の保有流動性が同 0.2 以下の部分との組み合わせでヒートマップが濃い色を示している。

4.3 感応度分析の結果から見た金融政策効果と波及メカニズムの考察

PD プロットの結果からは、銀行を通じた企業向け金融は実質 GDP 成長率がマイナスの間は不活発だが、閾値を超えると一気に活発化することが窺える。また、金融政策変数であるコー

ルレートについても、一定の範囲では金融引き締め効果が見られるものの、この範囲以外はむしろ逆である。特に、大きな値(過去のコールレートを0~1の範囲に変換した時、0.9を超えると)で企業の借入れ前年比がプラスになる確率が高まっているように見えるのは、1980年代後半を中心としたバブル期に、過度な金融を抑制しようとしたものの、金利の引き上げでは足りず、日銀による窓口規制や当時の大蔵省による総量規制も加わった事を彷彿とさせる。日銀当座預金の金融緩和効果はある閾値で見られるものの、それより大きい範囲ではほぼ横ばいである。このように、コールレートと日銀当座預金の2つの金融政策変数の効果があるのは限られた範囲のみと考えられる。

実質GDP前年度差については、実質GDPが大幅に下落した2008年の国際的金融危機とその直後あたりを除くと、借入前年比が増加する確率との間にあまり関係がないことを示唆している。コールレート前年度差については、変化幅自体には意味がないことを示唆している。なお、コールレートの変化がマイナスの時に企業の借入前年比がプラスになる確率が減少し、プラスの時に増加するのは、金融政策の意図とは逆であり、企業の借入前年比がプラスになる確率の決定要因として資金供給よりは資金需要の方が大きいことを示唆している。日銀当座預金前年度差について、減少している部分で企業の借入前年比が増加する確率が高まっていることは、資金需要の強さを示しているものと考えられる。

2次元ALEプロットの結果からは、コールレートが相対的に高く、銀行の預貸率が高い部分でヒートマップの色が濃くなっている点について、バブル期に金融政策が引き締めにかかったものの効果がなかった姿を彷彿とさせる。銀行の預証率や銀行の国債保有割合が高い部分でもヒートマップの色が濃くなっているのは、有価証券での運用が過熱的な状況だったことを示唆している。

他方、金融緩和の効果や、金融緩和が銀行のリスク選好に影響を及ぼすという、リスクテイキング・チャンネルに関連して興味深いのは、コールレートが相対的に低い時にヒートマップが濃い色を示している部分である。銀行の預貸率が低い部分との組み合わせでヒートマップの色が濃いことは、相対的に企業向け金融での預金の運用が少ない銀行も、コールレートが低い金融緩和的な状況下では、追加的に企業向け金融を活発化させていることを示唆している。総資産の対数値が相対的に小さい部分との組み合わせでヒートマップの色が濃いことは、規模が小さい銀行が、金融緩和的な状況下で、企業向け金融を活発化させていることを示唆している。銀行の保有流動性が相対的に低い部分との組み合わせについても同じ事が言える。これらは、金融緩和政策が銀行のリスク選好に影響を及ぼすという、リスクテイキング・チャンネルの存在を示唆する結果となっている。

日銀当座預金残高の水準が相対的に高い状況の時にヒートマップが濃い色を示している部分についても、同様の示唆が得られる。銀行の規模(総資産の対数値)が相対的に低い部分との組み合わせや、銀行の保有流動性が相対的に低い部分との組み合わせでのヒートマップの色の濃さは、規模が小さい銀行や、保有流動性が低い銀行にとって、緩和的な金融政策環境が、企業向け貸出を活発化させる誘因になっていると解釈できる。

5. まとめと今後の課題

本研究では、金融政策の効果を検証するために2つの分析を行った。2つの分析によって、企業の借入前年比への影響は、銀行の資金供給よりも企業の資金需要の要因が強いことと、金融政策の影響度合いは大きくないことが、矛盾なく導き出された。また、2つ目の分析の結果、金融政策は、引き締めや緩和の水準や変化の幅よりは、政策を転換したことが影響を与えている可能性があること、緩和的な金融政策が、銀行のリスク選好に影響を与えている可能性がある

ることもわかった。

今後の課題は以下の通りである。本分析では金融政策を離散変数と連続変数の両パターンで取り扱ったが、離散変数への情報の集約に精緻化の余地がある。本研究の結果、金融政策は水準や変化幅より政策転換に意味があることが示唆されたことから、複数の政策手段における政策変更のタイミングの情報を集約するよう工夫の余地がある。また、一つ目の分析で平均処置効果の推定に用いた DML は、現状では計算コストがかかるために取り入れることができる変数の数に限りがある。本研究では銀行の財務変数 8、企業の財務変数 35 を用いたが、より幅広い変数を検討することが望ましい。また、これを実現した上で金融政策変数と企業の借入前年比の双方を離散変数として分析すると、より現実に即したものになると考えられる。更に、本分析で用いたデータのカバレッジは上場企業と都市銀行及び地方銀行、種類は財務データに限られるが、統計的手法によるデータ結合を用いて多種のデータベースを結合すれば、別の側面から見た銀行や企業の属性別の結果を得ることや、より普遍的な結果を得ることが可能になると考えられる。

注.

- 1) 本アルゴリズムは、ランダムフォレストモデルを提案した Breiman (2001) に基づいているとされているが、データがどのクラスに属するかの予測は、各決定木がいずれか一つのクラスに Voting (投票) して多数決で決めるのではなく、各決定木の確率的予測を平均した結果で決める扱いとしている。
- 2) 本アルゴリズムは、他の勾配ブースティングアルゴリズム (例えば XgBoost) が訓練の際に決定木の層を成長させてゆくのに対して (Level-wise)、決定木の葉を成長させてゆく (Leaf-wise)。LightGBM は過学習を招きやすい傾向もあるが、Leaf-wise を採用していることと、変数の選択にあたってヒストグラム構造を採用したことで計算が高速化されている。なお、ランダムフォレストと勾配ブースティングはいずれも決定木ベースの手法であり、決定木ベースではないサポート・ベクター・マシン (SVM) といった手法による結果と照らし合わせるのが望ましいが、同手法は計算コストが高く、本分析のようにデータ数が多いケースでは、結果を得ることができなかった。

謝 辞

改稿にあたり、有益なコメントをいただいた 2 名の査読者と編集委員に感謝申し上げます。

参 考 文 献

- Alessi, L. and Detken, C. (2018). Identifying excessive credit growth and leverage, *Journal of Financial Stability*, **35**, 215–225.
- Apley, D. W. and Zhu, J. (2020). Visualizing the effects of predictor variables in black box supervised learning models, *Journal of the Royal Statistical Society Series B (Statistical Methodology)*, **82**(4), 1059–1086.
- Athey, S. (2018). The impact of Machine Learning on economics, *The Economics of Artificial Intelligence: An Agenda* (eds. A. Agrawal, J. Gans and A. Goldfarb), University of Chicago Press, Chicago, Illinois.
- Athey, S. and Imbens, G. W. (2017). The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation, *Journal of Economic Perspectives*, **31**(2), 3–32.

- Bang, H. and Robins, J. M. (2005). Doubly robust estimation in missing data and causal inference models, *Biometrics*, **61**(4), 962–973.
- Bernanke, B. S. and Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission, *Journal of Economic Perspectives*, **9**(4), 27–48.
- Beutel, J., List, S. and von Schweinitz, G. (2019). Does Machine Learning help us predict banking crises?, *Journal of Financial Stability*, **45**, 1100693.
- Bräuning, M., Malikkidou, D., Scalone, S. and Scricco, G. (2019). A new approach to early warning systems for small european banks, European Central Bank Working Paper Series, No. 2348, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Breiman, L. (2001). Random forest, *Machine Learning*, **45**, 5–32.
- Butaru, F., Chen, Q., Clark, B., Das, S., Lo, A. W. and Siddique, A. (2016). Risk and risk management in the credit card industry, *Journal of Banking and Finance*, **72**, 218–239.
- Cawley, G. and Talbot, N. L. C. (2010). On over-fitting in model selection and subsequent selection bias in performance evaluation, *Journal of Machine Learning Research*, **11**, 2079–2107.
- Chernozhukov, V., Chetverikov, D., Demirer, M., Duflo, E., Hansen, C. and Newey, W. (2017). Double/Debiased/Neyman Machine Learning of treatment effects, *American Economic Review*, **107**(5), 261–265.
- Chernozhukov, V., Chetverikov, D., Demirer, M., Duflo, E., Hansen, C., Newey, W. and Robins, J. (2018). Double/Debiased/Neyman Machine Learning for treatment and structural parameters, *The Econometrics Journal*, **21**(1), C1–C68.
- Dell’Ariccia, G., Laeven, L. and Suarez, G. A. (2017). Bank leverage and monetary policy’s risk-taking channel: Evidence from the United States, *The Journal of Finance*, **72**(2), 613–654.
- Hoshino, T. (2007). Doubly robust-type estimation for covariate adjustment in latent variable modeling, *Psychometrika*, **72**(4), 535–549.
- 星野崇宏 (2009). 『調査観察データの統計科学：因果推論・選択バイアス・データ融合』, 岩波書店, 東京.
- Hosono, K. and Miyakawa, D. (2014). Business cycles, monetary policy, and bank lending: Identifying the bank balance sheet channel with firm-bank match-level loan data, RIETI Discussion Paper Series, 14-E-026, Research Institute of Economy, Trade and Industry, Tokyo.
- Hurlin, C., Leymarie, J. and Patin, A. (2018). Loss functions for loss given default model comparison, *European Journal of Operational Research*, **268**(1), 348–360.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L. and Saurina, J. (2012). Credit supply and monetary policy: Identifying the bank balance-sheet channel with loan applications, *American Economic Review*, **102**(5), 2301–2326.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L. and Saurina, J. (2014). Hazardous times for monetary policy: What do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk-taking?, *Econometrica*, **82**(2), 463–505.
- Kleinberg, J., Ludwig, J., Mullainathan, S. and Obermeyer, Z. (2015). Prediction policy problems, *American Economic Review*, **105**(5), 491–495.
- Malekipirbazari, M. and Aksakalli, V. (2015). Risk assessment in social lending via random forests, *Expert Systems with Applications*, **42**(10), 4621–4631.
- 森平爽一郎 (2009). 『信用リスクモデリング：測定と管理』, 朝倉書店, 東京.
- Nakashima, K., Shibamoto, M. and Takahashi, K. (2017). Risk-taking channel of unconventional monetary policies in bank lending, RIEB Working Paper Series, DP2017-24, Research Institute for Economics and Business Administration, Kobe University, Kobe.
- Ono, A., Aoki, K., Nishioka, S., Shintani, K. and Yasui, Y. (2016). Long-term interest rate and bank loan supply: Evidence from firm-bank loan-level data, Bank of Japan Working Paper Series, 16-E-2, Bank of Japan, Tokyo.

- Petropoulos, A., Siakoulis, V., Stavroulakis, E. and Vlachogiannakis, N. E. (2020). Predicting bank insolvencies using Machine Learning techniques, *International Journal of Forecasting*, **36**(3), 1092–1113.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, **70**(1), 41–55.
- Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies, *Journal of Educational Psychology*, **66**(5), 688–701.
- Scharfstein, D. O., Rotnitzky, A. and Robins, J. M. (1999). Adjusting for nonignorable drop-out using semiparametric nonresponse models, *Journal of the American Statistical Association*, **94**(448), 1096–1120.
- Sonoda, K. and Sudo, N. (2015). Is macroprudential policy instrument blunt?, Bank of Japan Working Paper Series, 15-E-11, Bank of Japan, Tokyo.
- Suss, J. and Treitel, H. (2019). Predicting bank distress in the UK with Machine Learning, Bank of England Staff Working Paper, No. 831, Bank of England, London.
- 山下智志, 三浦翔 (2011). 『信用リスクモデルの予測精度：AR 値と評価指標』, 朝倉書店, 東京.
- Zhou, J., Li, W., Wang, J., Ding, S. and Xia, C. (2019). Default prediction in P2P lending from high-dimensional data based on Machine Learning, *Physica A*, **534**.

Data Linkage and Machine Learning Approach for Identifying Monetary Policy Effects and Transmission Mechanisms

Katsurako Sonoda¹ and Satoshi Yamashita²

¹Department of Statistical Science, School of Multidisciplinary Sciences,
The Graduate University for Advanced Studies, SOKENDAI

²The Institute of Statistical Mathematics

In many empirical analyses of the effects of monetary policy, panel regression analyses are conducted that introduce many dummy variables that cannot be evaluated or interpreted. In such settings, dummy variables can have negative effect to estimation of other variables' true parameters in the regression equation. In this paper, we combined multiple database by data linkage, and then studied the effect of monetary policy, taking advantage of the high prediction accuracy of machine learning. We conducted two analyses. In both analysis, corporate borrowing was used as the dependent variable, and the monetary policy variable was used as the explanatory variable along with other variables. In the first analysis, we estimated the average treatment effect (ATE) of monetary easing or tightening policy using the Double Machine Learning (DML) algorithm in the framework of Rubin's causal effect. In this analysis, the dependent variable is continuous, whereas the monetary policy variable is a discrete variable. We consider that the financial variables of banks and firms and macroeconomic environment variables affect the dependent variable and also influence intervention or non-intervention in monetary policy. Our results suggested that monetary policy intervention exerts an effect through firms' balance sheets, but that the size of the effect is small. In the second analysis, we constructed a random forest forecasting model. In this analysis, the dependent variable was discrete and the monetary policy variable was continuous, as monetary policy is expected to affect the decision of whether to increase borrowing, but not the extent of the change in borrowing. Then, we analyzed the sensitivity to monetary policy using the Partial Dependence Plot (PDP), Accumulated Local Effect (ALE), and two-dimensional ALE. The results confirmed that the impact of monetary policy is small, and that monetary policy has a greater impact on the demand for funds by firms than on the supply of funds by banks; however, the impact of monetary policy may be due to a change in policy direction rather than the degree of tightening or easing and the extent of the change. We also detected an interaction effect in which smaller banks and banks with lower liquidity holdings are more active in lending to firms under accommodative monetary policy.

「統計数理」投稿規程

1. 「統計数理」は、統計科学の深化と発展、そして統計科学を通じた社会への貢献を目指すものである。投稿原稿は、統計科学に関連した内容を持つもので、和文の原稿に限る。
2. 投稿原稿は次の6種とする。
 - a. 原著論文 (Paper)
統計科学の発展に貢献すると考えられる研究結果。
 - b. 総合報告 (Review Article)
特定の主題に関する一連の研究およびその周辺領域の発展を著者の見解に従って総括的、かつ体系的に報告したもの。
 - c. 研究ノート (Letter)
研究速報、新しい発想、提言、問題提起、事例報告など研究上、記録にとどめておく価値があると認められるものや、既発表の論文等に対するコメントで、研究上、記録にとどめておく価値があると認められるもの。
 - d. 研究詳解 (Research Review)
特定の研究領域における理論的あるいは応用的成果を、最近の結果や知見を加えてわかりやすく説明したもの。
 - e. 統計ソフトウェア (Statistical Software)
有用な計算法や解析法に関する短いプログラムおよびサブルーチンのリスト、利用手引き、実行例など。
 - f. 研究資料 (Research Archives)
歴史的なデータ、入手困難なデータや統計的手法の比較検討のために有用なデータ、あるいは、歴史的文献の翻訳や解説など。
いずれも原則として、未発表のものに限る。
3. 投稿された原稿は、編集委員会が選定・依頼した査読者の審査を経て、掲載の可否を決定する。
4. 投稿原稿は電子投稿査読システム <https://www.editorialmanager.com/toukei/> より投稿するものとする。原稿は pdf ファイルとし、必要なフォントはすべて埋め込み、原稿全体を一つのファイルにまとめることとする。論文が採択になった場合、著者は最終稿のソースファイルとハードコピーを提出するものとする。
5. 著作権
 - (1) 掲載される論文等の著作権はその採択をもって統計数理研究所に帰属するものとする。統計数理研究所は、紙媒体の「統計数理」のほか電子媒体などを通じて論文等を公表することができる。特別な事情がある場合は、著者と本編集委員会との間で協議の上措置する。
 - (2) 投稿原稿の中で引用する文章や図表の著作権に関する問題は、著者の責任において処理する。
 - (3) 著者が自分の論文等を複製、転載、翻訳、翻案等の形で利用するのは自由である。この場合、著者は掲載先に出典を明記する。
6. 原稿は次の執筆要項に従って作成する。

「統計数理」執筆要項

1. 原稿は A4 用紙に 1 行 36 字から 40 字で 1 行おき、1 頁あたり 22 行程度とする。原稿の長さは原則として表・図を含めて 30 頁相当以内とし、各ページにページ番号を付す。図表は別紙にまとめ、本文中には挿入箇所のみを指定する。L^AT_EX で原稿を作成する場合は、「統計数理」スタイルファイルの使用を推奨する。
<https://www.ism.ac.jp/editsec/toukei/>
2. 原稿は以下の順に書くものとする。

[第 1 頁] 標題, 著者名, 所属名, 和文要旨 (500 字程度, 文献の引用および数式は原則として避ける), 和文キーワード (6 語以内)。

[第 2 頁] 英語による標題, 著者名, 所属名, Abstract (450 ワード程度), Key words (6 words and phrases 以内)。Abstract は、問題の所在と得られた結果等がそれだけで理解できるようなものとする。

[第3頁以降]

- ① 本文：章、節の番号は、第1章にあたるものは、“1.”、第1章第1節にあたるものは、“1.1”というようにつける。また、式の番号は、章ごとに(2.1), (2.2)のようにし、式の左側に配置する。
 - ② 数式：数式は簡明さを心がけ、添字にさらに添字をつけるのはなるべく避ける。
 - ③ 参考文献：書き方は本要項第4項を参照。
 - ④ 表：一枚の用紙に一つの表を書く。表の番号は論文中に現れる順に従って、表1, 表2,... または、Table 1, Table 2,... のようにする。
 - ⑤ 図：一枚の用紙に一つの図を描く。図はそのまま写真製版できる鮮明なものを用意する。大きさは印刷出来上がりの1~2倍とし、トレースが必要な場合は原則として著者が行うものとする。図の番号は論文中に現れる順に従って、図1, 図2,... または、Fig. 1, Fig. 2,... のようにする。図は原則としてモノクロ印刷とするが、カラー印刷を必要とする場合は編集委員会に相談すること。
 - ⑥ 注：本文中の注釈は極力避ける。やむを得ず注釈をつける場合は脚注とせず、論文末尾に後注とする。後注は、順番に“1, 2,...”の番号を付け、本文中では上付きで示す。
3. 本文中での参考文献の引用は、著者名(出版年)とする。たとえば、Efron (1982), 清水・湯浅 (1984), Cox and Snell (1981), 坂元 他 (2004), Nakano et al. (2000).
4. 参考文献の書き方
- ① 雑誌の場合：

著者名(出版年). 標題, 雑誌名, 巻, ページ [始-終]. (雑誌名は省略しないものとする.)

【例】Chernoff, H. (1973). The use of faces to represent points in k -dimensional space graphically, *Journal of the American Statistical Association*, **68**, 361-368.
 - ② 叢書の中の一巻の場合：

著者名(出版年). 書名 (編集者名), 叢書名, 発行所名, 発行地名.

【例】Sakamoto, Y., Ishiguro, M. and Kitagawa, G. (1983). *Akaike Information Criterion Statistics, Mathematics and Its Applications*, Reidel, Dordrecht.
 - ③ 単行本等の場合：

著者名(出版年). 書名, 発行所名, 発行地名.

【例】Cressie, Noel (1993). *Statistics for Spatial Data*, Wiley, New York.
 - ④ 編集書の中の一部の場合：

著者名(出版年). 標題, 編集書名 (編集者名), 巻, ページ, 発行所名, 発行地名.

【例】Akaike, H. (1980). Likelihood and the Bayes procedure, *Bayesian Statistics* (eds. J. M. Bernardo, M. H. DeGroot, D. V. Lindley and A. F. M. Smith), 143-166, University Press, Valencia, Spain.
- なお、同じ著者によるものが同一年に複数個現れる場合には、(1980a), (1980b) などとして区別する。文献は、日本人も含め、著者名のアルファベット順に並べる。
5. 著者校正は原則として一回とする。その際、印刷上の誤り以外の字句や図版の訂正、挿入、削除等は原則として認めない。