

第66回
数理社会学大会
研究報告要旨集

Preprints of
the 66th Conference of the Japanese Association for
Mathematical Sociology

2018年8月30日(木)～8月31日(金)

会津大学



●第 66 回大会開催校より

吉良洋輔（会津大学）

このたび、次回大会を会津大学で開催させて頂く運びとなり、大変光栄に思います。

会津大学は、先進的なコンピューター教育・多様で国際的な環境・ベンチャー精神の涵養を実現するために 25 年前に設立された、若い小規模大学です。コンピューター理工学部のみ単科大で、外国人教員比率 4 割、多数の卒業生が IT ベンチャー起業を行うなど、日本の中で一風変わった大学だと自負しております。大会ではぜひ、若くて自由な大学の雰囲気の皆様を感じて頂ければ幸いです。

また会津地域は、福島県随一の観光名所で、雄大な自然と戊辰戦争をめぐる歴史が感じられる名所が多数あります。大会後の週末は、延泊して若松市内・喜多方・猪苗代・裏磐梯・南会津などの観光を楽しむのもよろしいかと思います。私のおすすめは、高い透明度を誇り「天鏡湖」とも呼ばれる猪苗代湖、NHK の「プラタモリ」で話題となった避暑地の裏磐梯、江戸時代にタイムスリップしたような茅葺屋根が並ぶ南会津の大内宿です。また市内にも、大河ドラマ「八重の桜」の舞台となった鶴ヶ城等があります。

自然に恵まれた会津は、日本酒・お米・地物野菜等の山の幸が大変美味で、市内の繁華街には多数の飲食店もあります。懇親会では、会津大学公認サークル「日本酒研究会」が、地酒を厳選してご用意いたします。市内の居酒屋はどれも工夫を凝らした郷土料理があり、またラーメンや蕎麦も名物となっています。ぜひこちらもご堪能いただければと思います。

車社会である会津は、公共交通の便はあまり良くありません。ホテル等は、下記案内をよくお読みの上で、立地をよくご確認ください。大学の駐車場は 200 台以上ありますので、自家用車（東京から 5 時間、仙台から 3 時間）か、新幹線の郡山駅からレンタカー（1 時間）でお越しになることも可能です。その場合は、大学から車で 30 分弱の場所にある東山温泉の旅館も、手ごろな価格でおすすめです。お酒を飲んでも、会津にはタクシーと同じくらいの料金の運転代行会社が多数あり、居酒屋で注文ができます。

秋の涼しい風が感じられる頃に、会津で皆様のお目にかかれることを楽しみにしております。

●第 66 回数理社会学大会のご案内

下記の要領で開催されます。

1. 期日：2018 年 8 月 30 日（木）、31 日（金）

2. 会場：会津大学講義棟 受け付けは 2 階入り口付近です。

福島県会津若松市一箕町上居合 9 0 大字鶴賀字

3. アクセス

・大学は駐車場 200 台以上完備ですので、自家用車・レンタカー歓迎です。

・市内の路線バス（会津バス）は、時刻表を全て Google Maps 等に提供しているので、スマートフォ

ンの地図検索が正確で便利です。

<会津若松駅からキャンパスまでのアクセス>

- ・バス：駅前広場 2 番乗り場より「会津大学前」まで「中央病院・居合団地線」で約 10 分
時刻表：07:40→07:50 8:15→08:25 09:10→09:20 10:35→10:45 12:10→12:20
13:10→13:20 14:10→14:20 15:30→15:40 17:35→17:45
- ・駅前広場 3 番乗り場より「仁愛高校前」まで「松長団地・西若松駅線」で乗車 20 分，徒歩 15 分．遠回りですが，本数は多いです．
- ・「(神明通→) 若松駅前バスターミナル→北柳原」行きバスも多数あります（下記周辺マップを参照）．
- ・徒歩の場合は 30 分ほどです（下記市内マップ参照）．

【会津若松駅 バス乗り場案内】



<「神明通り」(繁華街) から「北柳原」経由でのアクセス>

- ・神明通→（乗車 10 分）→北柳原→（徒歩 15 分，下記の周辺マップを参照）→大学
「喜多方」または「笈川」行きは，全て北柳原を経由します．

便数は比較的あります．例：07:05→07:16 07:20→07:31 08:20→08:31

- ・「若松駅前」で乗り換えて「会津大学前」に行くことも，便数は少ないですが可能です．

<関西・東京・仙台から会津へのアクセス>

○関西からは，伊丹⇄福島空港便があり，福島空港から会津までバスで 1 時間半です．

○東京からは以下の 3 ルートがあります．

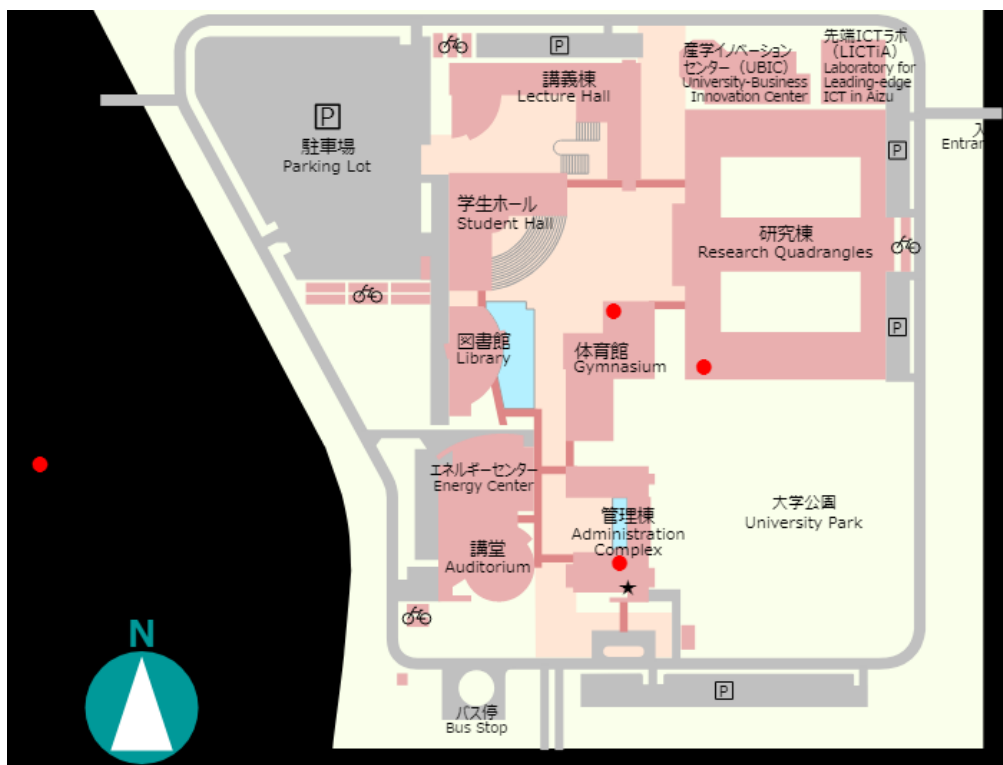
- ・東北新幹線で郡山駅まで行き（1 時間 40 分），乗り換えて高速バスまたは在来線（どちらも約 1 時間）で会津，が最速です．郡山からの高速バスは大学徒歩圏内の「北柳原」停（下記の周辺マップ参照）

で停車するので、29日に郡山駅前で前泊し、早起きして高速バスで直接会場に来ることも可能です。

- ・東京からの高速バスも多数あり、地元民はこちらをよく使います（片道 3000～5000 円，約 5 時間）。
- ・浅草発の会津鉄道（日光・鬼怒川経由会津若松駅行き）は、鉄道ファンの間で極めて人気の高い路線ですが、観光列車の性格が強いのでご注意ください。

○仙台からは、仙台駅東口から直通の高速バス（3 時間弱，片道約 3000 円）と、東京同様の郡山駅経由（約 2 時間，7000 円以上，乗り換え面倒）があり，バスがおすすめです。

<キャンパスマップ>



- ・大会会場は講義棟，懇親会場は隣の学生ホール 1 階 Rat-a-tat となります。
- ・前日（8 月 29 日）は，セミナーが講義棟の大講義室，委員会等が「M6」「M3」「M4」です。
- ・食堂は，懇親会会場と同じく，学生ホール 1 階 Rat-a-tat です。
- ・車でお越しの方は地図内の「駐車場」（学生用）をご利用ください。

<周辺マップ>

・大学から徒歩圏内のバス停は「会津大学前（徒歩0分）」「北柳原（15分）」「仁愛高校前（15分）」の3つです。



4. 参加費

一般（会員）4,000 円， 学生・院生（会員）2,000 円

一般（非会員）5,000 円， 学生・院生（非会員）2,500 円

5. 懇親会 3月14日（火）18:30～20:10

会費 一般 6,000 円，院生・学生 2,000 円

会場 学生ホール1階 Rat-a-tat

懇親会後は路線バスがありませんので，大学から会津若松駅前と神明通りへの貸切バスを手配します。
当日申し込みではご利用頂けない場合もあります。貸切バスをご利用の方は必ず Google Form にて登録お願いいたします。

6. 宿泊：各自でご予約ください。多くのホテルは会津若松駅前か繁華街（七日町駅～大町～会津若松市役所）にあり、大学から距離があります。また若松駅と繁華街の間も、徒歩 15 分ほどの距離があります。繁華街の方が居酒屋等の数は多いですが、若松駅の南側（大町通りエリア～野口秀雄青春通り）にも良いお店がかなりあります。事前に Google maps 等で立地と交通手段をよくご確認ください。

【市内マップ】



7. 昼食：両日ともにキャンパス内の学食は 11：00～19：00 で営業しております。またキャンパス周辺にも、飲食店は多くはありませんがごございます。学内に売店と、北柳原停周辺にコンビニエンスストアにあります。大会事務局によるお弁当の準備は行いません。

8. 出欠：下記のリンク（学会 Web サイトにも掲載致します）より Google Form にて 8 月 8 日（水）までにご登録下さい。例年より期限が早く恐縮ですが、バス手配の都合上必ずご登録よろしくお願いいたします。

<https://goo.gl/VeMS28>

9. 抜き刷り交換・書籍等販売コーナー：学術的な論文・報告書・マニュアル・ソフト等で配布をご希望のものがあれば、以下のいずれかの方式で受け付けます。

(A) 直接配布：会場に現物を置き、希望者が持っていく。

(B) 見本展示：会場に見本を置き、希望者に後日郵送する。

配布物・見本・書籍等は当日ご持参されるか、事前に下記連絡先までお送り下さい。大会に参加されない方もご利用いただけます。その際は見本・残部・入手希望者リスト等の処置をご指示下さい。

事前送付の締切は、8月21日（火）必着とさせていただきます。

10. 情報交換ボード：研究会の案内、著作の紹介、共同研究者の募集、求人、「〇〇について知っていれば教えてください」等、本学会の目的に沿うものであれば掲示します。大会に参加されない方もご利用いただけます。

11. 連絡先：吉良洋輔（大会事務局）

住所：〒965-8580 福島県会津若松市一箕町上居合90大字鶴賀 会津大学

電話：0242-37-2625（吉良研究室）

電子メール：jams.meeting66[at]gmail.com（一般的な問い合わせ）

12. その他：クロークについては、受付で対応させていただきます。

ベビーシッターのサービスを8/30と8/31に提供させていただきます。

大会期間中に会場内でベビーシッターをご利用予定の方は、大会1ヶ月前の7月30日までに、下記の研究活動委員会までご連絡ください。

jams.research[at]gmail.com

現時点では、利用者の方には1時間当たり700円程度の利用料金をいただく予定であります。

第 66 回数理社会学会大会 (JAMS66) プログラム

日時：2018 年 8 月 30 日 (木) ～8 月 31 日 (金)

会場：会津大学

大会委員長：吉良洋輔 (会津大学)

1 参加費，懇親会費 (セミナーの参加は無料)

大会参加費	一般 (会員)	4,000 円	学生・院生 (会員)	2,000 円
	一般 (非会員)	5,000 円	学生・院生 (非会員)	2,500 円
懇親会費	一般	6,000 円	学生・院生	2,000 円

2 主なスケジュール

	時間	講義棟 大講義室	講義棟 M1	その他
8 月 29 日	15:00～17:00	セミナー		
8 月 30 日	9:40～10:30	第 1 部会	第 2 部会	
	10:45～12:00	第 3 部会	第 4 部会	
	12:00～12:55			昼食休憩
	13:00～14:30			萌芽的セッション第 1 部 (講義棟 M3)
	14:45～15:45	学会賞受賞講演		
	16:00～17:00	総会		
	17:20～19:20			懇親会 (学生ホール 檜)
8 月 31 日	09:20～10:50			萌芽的セッション第 2 部 (講義棟 M3)
	11:00～12:15	第 5 部会	第 6 部会	

3 主な会場 (講義棟大講義室および M1)

- ・受付：講義棟入口
- ・会員控室・抜き刷り交換コーナー：講義棟 M2

4 口頭報告者へのお願い (自由報告)

- ・部会開始 5 分前に集合して，司会者と打ち合わせをしてください。報告 15 分，討論 10 分です。
- ・会場設置パソコンを利用できます (Windows8.1, Office2013)。持参パソコンの場合，VGA ケーブル接続の Windows ノートパソコンが使用可能です (ケーブルは会場で用意します)。いずれの場合も持参の機器は，開場前に必ず接続テストをお願いします。
- ・ファイルは当日持参してください (USB メモリ利用可)。
- ・配布資料は，報告直前に配布してください。残部は持ち帰るか，抜き刷りコーナーに置いてください。
- ・(司会者の方々へ) 部会開始 5 分前に集合ください。報告 12 分で 1 鈴，15 分 2 鈴，25 分 3 鈴を鳴らします。

5 ポスター報告者へのお願い (萌芽的セッション報告)

- ・1 日目のポスターは来場後なるべく速やかに貼りつけていただき，懇親会の開始時間までには取り外してください。この時点で残っていたポスターはこちらで撤去します。
- ・2 日目のポスターは当日の 9 時 10 分までに貼りつけていただき，後ほど取り外してください (閉会後でも結構です)。閉会後 10 分経っても残っていたポスターはこちらで撤去します。

- ・最大で A0（縦 1189×横 841mm）のスペースが利用可能．報告ごとにポスター位置が指定されています．
- ・ポスターの貼りつけには画鋏あるいはセロハンテープ（いずれも開催校が用意）が使用可能です．
- ・部会開始 5 分前に集合してください．

6 問い合わせ先

研究事務局 〒108-8345 東京都港区三田 2-15-45

慶應義塾大学法学部 竹ノ下弘久

E-mail : jams.research[at]gmail.com, Tel:03-5427-1097

大会事務局 〒965-8580 福島県会津若松市一箕町上居合 9 0 大字鶴賀字

会津大学文化研究センター 吉良洋輔（大会委員長）

E-mail : jams.meeting66[at]gmail.com, Tel : 0242-37-2625（研究室直通）

8月29日（水）

- 13：00～15：00 編集委員会（講義棟 M2）
 13：00～15：00 研究活動委員会（講義棟 M1）
 15：00～17：00 ワンステップアップ・セミナー（講義棟大講義室）
 15：00～17：00 選挙管理委員会（講義棟 M2）
 17：15～20：00 理事会（講義棟 M1）

8月30日（木）

- 9:00 開場・受付 講義棟入口
 9:30 開会挨拶 大会委員長 吉良洋輔（大会委員長） 講義棟大講義室
 9:40～10:30 自由報告 I

【第1部会】職業・転職 講義棟大講義室
 司会 平尾一朗（大阪大学）

1	転職が賃金上昇に与える影響とそのメカニズム —職業と雇用形態の変化に着目して—	麦山亮太（東京大学大学院・ 日本学術振興会）
2	職業評定の1次元性のほころび —Wilcoxon の対応のある符号順位検定とハッセ図を用いた分析—	辻竜平（近畿大学）

【第2部会】分析法・調査法 I 講義棟 M1
 司会 鈴木伸生（岩手県立大学）

1	アンケート調査の変数間の必要条件分析 —ファジィ集合質的比較分析による統計分析—	森大輔（熊本大学）
2	機械学習の適用による調査現場での自由回答収集支援システムの構 想	○高橋和子（敬愛大学） 奥村学（東京工業大学）

****休憩（15分）****

10:45～12:00 自由報告 II

【第3部会】教育と学校 講義棟大講義室
 司会 多喜弘文（法政大学）

1	Peer Effects in Classes and Extracurricular Activities	○藤山英樹（獨協大学） 賀茂美則（Louisiana State University）
2	職業学科の地位達成過程の趨勢	○池田岳大（東京大学） 濱本真一（立教大学）
3	中国の大学は世界的に存在感が上がったのか？ —世界大学学術ランキング（ARWU）を用いた分析—	樊怡舟（広島大学高等教育研 究開発センター）

1	Panel Conditioning? Evidence from the Japanese Life Course Panel Survey	大久保将貴（東京大学）
2	混合効果モデルとしてみたコウホート分析モデル	○坂口尚文（慶應義塾大学） 中村隆（統計数理研究所）

****昼食休憩（60分）****

13:00～14:30 萌芽的セッション（ポスター報告）Ⅰ

講義棟 M3

1	オープンソース・プロジェクトの活性化を阻害するコミュニティ構造の発見	○新井健太（芝浦工業大学院） 中井豊（芝浦工業大学）
2	子どもに対するひとり親家庭の因果効果の推定 —未婚・死別・離別を区別した分析—	藤原翔（東京大学）
3	嗜好品摂取と幸福感の関連 —他者との関係性を媒介した効果の検討—	橋爪裕人（公益財団法人たばこ総合研究センター）
4	自営業や非正規雇用からの退出後にどのような雇用形態につきやすいか？—2015年SSM調査データを用いて—	平尾一朗（大阪大学）
5	出生力を考慮した教育達成格差の要因分解	○毛塚和宏（東京工業大学） 白波瀬佐和子（東京大学） 瀧川裕貴（東北大学）
6	キャバ嬢はなにを得るのか —インタビュー分析と『小悪魔 ageha』分析による混合研究法アプローチ—	小林盾（成蹊大学）
7	Segmented Paths of Immigrants' Assimilation? Evidence from Japan	キョウ順（東北大学）
8	「クリエイティブな職業」を測定する —ワークスタイルと消費の関連分析に向けて—	水野誠（明治大学）
9	専門学校生はどのような就労動機をもつのか —理容師と美容師の比較を事例として—	森田厚（成蹊大学大学院）
10	ソーシャル・サポート・システムにおける重要な他者の移行 —シーケンス分析を用いた分析から—	中田知生（北星学園大学）
11	H. Esser「状況の定義」論再考	小田中悠（慶應義塾大学大学院）
12	Why Do You Prefer that Model the Best?	Shoki Okubo (University of Tokyo)
13	社会意識に対する社会移動の効果 —SSM2015データを用いたDiagonal Reference Modelによる検討—	鈴木伸生（岩手県立大学）
14	サービス産業化時代の働き方と格差	田上皓大（慶應義塾大学大学院）
15	痩身度と社会階層	太郎丸博（京都大学）

16	児童相談所虐待相談記録についての計量分析の可能性	○藤間公太（国立社会保障・人口問題研究所） 余田翔平（国立社会保障・人口問題研究所） 坪井瞳（東京成徳大学） 西本佳代（香川大学） 野田正人（立命館大学） 原田旬哉（園田学園女子大学） 山岡祐衣（University of Oklahoma） 山口季音（至誠館大学） 泉田信行（国立社会保障・人口問題研究所）
17	多数派姓名を中間変数とした階層要因の段階的検証	塚常健太（KDDI 総合研究所）
18	評定者のジェンダー・ステレオタイプと職業威信スコア	脇田彩（立教大学）

****休憩（15 分）****

14:45～15:45 学会賞受賞講演 講義棟大講義室

****休憩（15 分）****

16:00～17:00 総会 講義棟大講義室

****休憩・移動（20 分）****

17:20～19:20 懇親会 学生ホール 1 階 檜

8月31日（金）

9:00 開場・受付

講義棟入口

9:20～10:50 萌芽的セッション（ポスター報告）Ⅱ

講義棟 M3

1	クラウドファンディングサイト Readyfor における支援者同士の追従ネットワークに関するネットワーク分析	○雨宮俊貴（芝浦工業大学） 中井豊（芝浦工業大学）
2	SSP2015 調査における調査不能バイアスについて	○伏木忠義（新潟大学） 前田忠彦（統計数理研究所）
3	難民に対するヘイトクライムがドイツ人の難民に対する態度に与える影響	五十嵐彰（東北大学大学院）
4	家族の「個人化」をどのように測定するのか —「2018 年社会階層とライフコースについての全国調査」を用いたリスク論的分析の試み—	川端健嗣（成蹊大学）
5	How does Exposure to Violence during Childhood Affect Adulthood Psychological Well-Being	金孟佳（東北大学）
6	継続社会調査における地点間分散の推移	前田忠彦（統計数理研究所）
7	有子既婚者の友人グループへの参加／不参加理由に関する基礎的分析	○大戸朋子（KDDI 総合研究所） 塚常健太（KDDI 総合研究所）
8	虐待の世代間連鎖 —性別による違いに着目して—	眞田英毅（東北大学大学院）
9	高等教育へのイメージと大学中退 —出身階層によるリスクの違いはなぜ生まれるのか—	下瀬川陽（東京大学大学院）
10	評判生成といじめ問題 —エージェントシミュレーションによる検討—	鈴木貴久（津田塾大学）
11	災害遺児の社会的養護に関する意識調査	鈴木努（東北学院大学）
12	夫婦学歴の組み合わせと就業パターン —専門学校学歴に着目して—	多喜弘文（法政大学）
13	雇用の流動化と学歴・学校歴	豊永耕平（東京大学大学院・日本学術振興会）
14	女性の理工系進学と社会階層 —設置者とコホートによる差異に注目して—	山本耕平（京都大学）
15	インターンシップに参加する動機に関する研究	山下悠（滋賀大学）
16	階層帰属意識が有権者の投票行動を促進するメカニズム	横山智哉（立教大学）
17	企業の業績変動は新卒採用者に占める男女比率・文理比率に影響を与えるか？	吉田航（東京大学大学院）

****休憩（10分）****

【第 5 部会】階層とリスク

講義棟大会議室

司会 数土直紀（学習院大学）

1	大人への移行の階層性	石田浩（東京大学）
2	現代アジアのウェル・ビーイング格差 —8 か国比較による規定メカニズム解明—	○小林盾（成蹊大学） Dolgion Aldar (Independent Research Institute of Mongolia)
3	東京都下の 5 年間のデータによるひったくりの被害リスクの推定	原田豊（科学警察研究所）

【第 6 部会】相互行為と数理

講義棟 M1

司会 金井雅之（専修大学）

1	社会的攻撃と地位階層制の数理モデル	瀧川裕貴（東北大学）
2	参照情報がある場合の人の意思決定メカニズムの研究	○川口りほ（東京大学大学院） 柳澤大地（東京大学） 西成活裕（東京大学）
3	複素数による社会ネットワーク分析の可能性	杉原桂太（南山大学）

12:20 閉会挨拶 大会委員長 吉良洋輔（大会委員長）

講義棟大講義室

(備考)

- 印は登壇者を示します。E は英語による報告です。The E symbol stands for English presentations.
- 「抜き差し交換コーナー」を設けます。論文、報告書、マニュアル、自作ソフトなどを置けます。事前に「交換用抜き差し」と表記して大会事務局宛に送付できます。
- ワンステップアップ・セミナー参加（無料）には申し込みが必要です。詳細はセミナー案内をご覧ください。定員に余裕がある場合は当日参加受付もいたします。
- ベビーシッターを利用可能です。必要な方は **7 月 31 日（火）までに研究事務局** (jams.research[at]gmail.com) にご連絡ください。
- 大学敷地内は、指定喫煙所を除いて全面禁煙となっております。ご理解ご協力を願いたします。
- 会場内での無線 LAN は、eduroam を準備予定です。

(変更履歴)

- 2018 年 7 月 10 日 暫定版プログラム 1
 2018 年 7 月 12 日 暫定版プログラム 2
 2018 年 7 月 23 日 暫定版プログラム 3
 2018 年 8 月 24 日 会場場所の変更

第 66 回数理社会学会大会

ワンステップアップ・セミナーのご案内

第 66 回数理社会学会大会前日の 2018 年 8 月 29 日（水）15 時から 17 時に、第 17 回ワンステップアップ・セミナーを下記の要領で開催します。毛塚和宏会員を講師とし、「数理・計量社会学のための数学：論理から大数の法則まで」についてご講演いただきます。会員・非会員を問わずどなたでも参加できますので、奮ってご参加ください。

1. 題目

数理・計量社会学のための数学：論理から大数の法則まで

2. 講師

毛塚和宏（東京工業大学リベラルアーツ研究教育院環境・社会理工学院）

3. 日時

2018 年 8 月 29 日（水）15:00～17:00

4. 会場

会津大学 講義棟大講義室

5. 内容

数理・計量社会学は多かれ少なかれ数学を用いますが、社会学を専門とする研究者・学生は数学を学ぶ機会が少なく、高校数学と実際の研究で使われる数学とのギャップに戸惑うことも少なくありません。このセミナーでは

統計学で登場する「大数の法則」の証明を題材にして、数学の基礎的な部分を解説します。

6. 目標

- ・論理と集合の基礎を理解する
- ・ \forall , \exists の意味を理解する
- ・収束, ε - N 論法を理解する

7. 扱う項目

- ・論理と集合…かつ・または・ならば、といった言葉は数学では日常生活とは微妙に異なる意味合いを持ちます。命題や真偽表、それに対応する集合とその操作を紹介します。同時に、数学の理解の難所の一つである \forall , \exists についても説明します。
- ・収束… \forall , \exists の応用として、数列の収束に関する証明の仕方 (ε - N 論法) を説明します。
- ・大数の法則…数列の収束を応用して、大数の法則（特に弱法則と呼ばれる定理）の証明を解説します。

8. テキスト

特になし

9. 参加費

無料

10. 定員

特になし

11. 参加資格

会員・非会員を問わず、どなたでも参加できます。

12. 申し込み

以下のURLに、ワンステップアップ・セミナーの参加登録をお願いします。参加登録の締め切りは、2018年8月22日（水）です。

<https://goo.gl/forms/iIAVqecS9Az0kXqH2>

13. 留意事項

特になし

転職が賃金上昇に与える影響とそのメカニズム

——職業と雇用形態の変化に着目して——

麦山 亮太

(東京大学大学院・日本学術振興会)

1 序論

本研究の目的は、転職経験が賃金に対して与える中長期的影響を検討し、さらにその影響のパターンが所属する地位（職業および雇用形態）の変化によっていかに異なっているのかを明らかにすることにある。なお本研究において転職とは企業間の移動、すなわちある職場（勤務先）を離れ新しい職場で仕事に就くことを指す。

転職は個人にとってはキャリアを転換させる契機であるとともに、労働市場における格差が生じる契機でもある。ここで、転職によってよりよいキャリアへと転じる可能性は誰にとっても開かれているわけではなく、その機会は労働市場の構造による制約を受ける。日本の労働市場を考えたとき、その特徴は新規学卒一括採用と大企業を中心とする長期雇用慣行にある。労働者は企業内部の労働市場でキャリアを形成し賃金を上昇させると想定され、一方で外部労働市場を通じた地位獲得の機会は乏しいとされてきた。その一端は転職を通じた賃金の変化に現れる。「雇用動向調査」（厚生労働省）によれば、各年の転職入職者のうち賃金が増加した者と低下した者の比率はここ 20 年ほど 20%前後で拮抗している。これを見ても、転職による賃金上昇機会はさほど大きくない。

しかし、このように転職の直前をみるだけではその意味を十分に捉えることはできない。日本を対象とした従来の研究は、転職による賃金の変化を転職の直前の直後という短期的な比較のもとで検討してきた（樋口 2001; 林 2011; Bognanno and Kambayashi 2013）。しかし転職によるライフチャンスの変化を問題とする場合、短期的な変化のみならず、転職後にそれ以前よりも高い賃金上昇を達成できたのか、あるいは賃金の伸びが鈍くなったのかといった中長期的な結果まで検討することが必要である。

転職によって賃金変動する背景には、転職による地位の変化がある（Granovetter 1981）。社会階層・社会移動研究においては職業を中心とする地位の移動の発生要因に関する研究が多くなされてきた。一方で、こうした地位の変化が労働市場から得られる報酬としての賃金にいかに関係しているのかについては十分に検討されてこなかった。他方で転職と賃金変化の関係についての研究も、転職による賃金の変化がなぜ起こるのかについて、地位の変化という観点からの検討は行われてこなかった（Bernhardt et al. 2001）。そこで本研究では、転職による賃金の中長期的変化のみならず、職業と雇用形態という2つの地位指標に着目し、その変化が転職による賃金変化といかに関係しているのかを明らかにする。

2 方法

分析には東京大学社会科学研究所が実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」（若年パネル調査および壮年パネル調査）の wave1-8（2007-2014 年）データ（以下 JLPS）を使用する。

詳細は石田（2017）を参照。分析対象は wave 2-8 において被雇用者として就業している 21-45 歳の観察（男性女性ともに含む）に限定し、追加サンプル（wave 5-8）も分析に用いる。従属変数となる賃金に関しては wave 2 以降でしか聴取していないため、wave 1 のデータは wave 1 から wave 2 にかけての転職を捕捉するためにのみ使用する。自営・家族従業・内職・無業および在学中の者は分析から除外する。

変数について述べる。従属変数となる賃金賃金の支払形態およびその金額に関する回答、1 月あたりの労働日数、1 日あたりの労働時間（残業含む）を用いて作成する。金額は 2013 年を基準として消費者物価指数により実質化した。分析に用いるサンプルを限定した後に、上位 1% および下位 1% の値については分析から除外した。転職に関する変数は以下の 2 種類を作成する。第 1 に転職経験である。これは前の wave と比較し、勤務先が変化した場合にそれ以降を 1、それ以前を 0（観察期間中に 1 度も転職していない場合もすべて 0）とする変数を作成する。初職参入経験をもち、wave 1 時点では無業であった者が wave 2 以降で再度就業した場合にも転職を経験したとみなして 1 とする。第 2 に転職入職後の経過年数である。これは転職経験をした観察について転職入職からの経過年数を表す値 (0, 1, ..., 6) をとり、それ以外はすべて 0 をとる連続変数である。そのほか時変の独立変数として、職業、雇用形態、企業規模、健康状態、居住地域を用いる。

分析には時間あたり賃金を従属変数とする固定効果モデルを用いる。

$$\log Y_{it} = \alpha + \alpha_1 \text{Age}_{it} + \alpha_2 \text{Age}_{it}^2 + \beta_1 \text{Move}_{it} + \beta_2 \text{Year}_{it} + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{itk} + u_i + \varepsilon_{it}$$

Age_{it} は年齢、 Move_{it} は転職経験、 Year_{it} は転職入職後の経過年数、 X_{itk} は時変の独立変数群、 u_i は時不変の固定効果、 ε_{it} は平均 0 分散 σ^2 の誤差項をそれぞれ意味する。転職経験の効果をサブグループに分解する際には、 Move および Year と他の変数との交互作用項を投入することで行う。

3 結果

図 1 には観察期間中に一度も転職を経験しなかった観察、転職を経験した者における転職以前の観察、転職以後の観察のそれぞれについて、時間あたり賃金のカーネル分布を示した。ここから得られる発見は 2 点である。第 1 に、転職経験者は非転職経験者と比べて賃金が低いほうに偏っている。第 2 に、転職転職を経験した後は、それ以前よりも賃金が低いほうに偏る。

転職は賃金の変化のみならず、労働市場における地位の変化をともしなう。表 1 には、転職の前後でどのように地位が変化したのかを集計した結果を示した。雇用形態に関してみると、転職の前後で正規雇用にとどまる者、非正規雇用にとどまる者、雇用形態を変える者がいずれも 3 割程度存在する。若年壮年期といえども正規雇用へと参入する者は 10% と少数である。

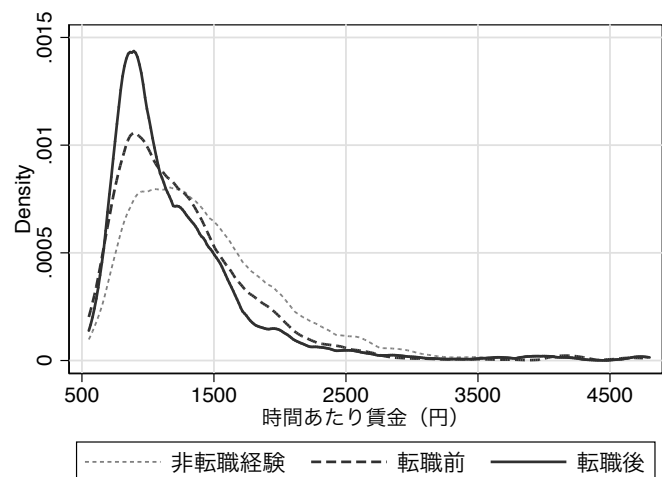


図 1 非転職経験者・転職以前・転職以後の時間あたり賃金の分布

ついで職業についてみると、大分類を用いた場合、同じ職業にとどまる者が6割と多数派である。ただし大分類が一致していたとしてもその内部は多様であり、大分類レベルで同じ職業にとどまることは必ずしも技能の蓄積を反映していないかもしれない。そこでSSM小分類から職業変化が起こったかどうかでみると、同じ職業にとどまる者は4割となる。雇用主によって企業を越えた職業レベルの人的資本が評価されているとすれば、転職しても同じ職種にとどまる者は、賃金は下がりにくいと予想される。

表 1 転職の前後での地位の変化

[A] 雇用形態の変化			[B] 職業の変化	
	N	(%)	N	(%)
正規→正規	298	(29.7)	大分類 (7 分類)	
非正規→正規	103	(10.3)	同職業	587 (58.5)
正規→非正規	240	(23.9)	異職業	416 (41.5)
非正規→非正規	362	(36.1)	小分類 (195 分類)	
合計	1003	(100.0)	同職業	375 (37.4)
			異職業	628 (62.6)
			合計	1003 (100.0)

注) ここでの N は観察期間中に発生した最初の転職入職の総数を意味する。職業の変化について、大分類は JLPs の質問項目においてブリコードとして与えられている職業の回答を、自由回答をもとに修正した分類であり、専門職・技術職、管理職、事務職、販売職、サービス職、生産現場職・技能職・農林、運輸・保安職からなる。転職入職が起こった時点の職と直前職の組み合わせから変数を作成している。小分類は 1995 年 SSM 職業小分類に追加コード（スーパーなどのレジスター係員・キャッシャー、大工、宅配便、訪問看護員、その他の医療・福祉サービス職従事者、雇われている販売店長、雇われている飲食店長）を加え、詳細不明の職業（分類不能の職業、名目上の役員、学校種不明の教員、製品製造作業員、会社員、自営業（職業内容不明））を除外したもの。

表 2 転職経験が時間あたり賃金（対数）に与える中長期的影響に関する固定効果モデル

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
転職経験	-0.038**	-0.013	-0.017	-0.031*	-0.025	0.032
× 30-45 歳入職		-0.034				-0.047
× 非正規→正規			-0.100*			-0.107*
× 正規→非正規			-0.004			-0.009
× 非正規→非正規			-0.037			-0.029
× 職業間移動（大分類）				-0.020		-0.001
× 職業間移動（小分類）					-0.028	-0.033
転職入職後経過年数	-0.006*	-0.004	0.008	-0.004	-0.008	0.007
× 30-45 歳入職		-0.003				-0.004
× 非正規→正規			-0.012			-0.012
× 正規→非正規			-0.032***			-0.033***
× 非正規→非正規			-0.017**			-0.016*
× 職業間移動（大分類）				-0.005		-0.008
× 職業間移動（小分類）					0.003	0.010
R2	0.048	0.048	0.052	0.048	0.048	0.053

注) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. N of observation = 15,557, N of individual = 3,634. 値は係数を表す。クラスター・ロバスト標準誤差を用いた検定の結果を示している。統制変数として年齢、年齢 2 乗、性別×婚姻状態（未婚、既婚、離死別）、調査年ダミー、居住地域（北海道、東北、関東、北陸、東山、東海、近畿、中国、四国、九州）、職業大分類、雇用形態（正規雇用、非正規雇用）、企業規模（1-4 人、5-29 人、30-299 人、300-999 人、1000 人以上、官公庁、わからない）、主観的健康度を投入している。これらおよび切片の係数・標準誤差は省略。

先に述べた固定効果モデルの推定結果が表 2 である。ここでの発見は大きく 3 点にまとめられる。第 1 に、Model 1 より、転職直後はそれ以前と比較して 4%程度低下するのみならず、その後の賃金上昇を毎年 0.6%ほど抑制する。すなわち転職を経験することによる不利は時間が経過するにつれて拡大する。第 2 に、転職経験と賃金の関係は雇用形態の変化パターンによって大きく異なる。Model 2 より、正規雇用から正規雇用への転職の場合は賃金低下も小さく、賃金上昇を抑制する効果もみられない。しかし、

非正規雇用から正規雇用へと転職した場合、賃金は上昇しない。さらに、正規雇用から非正規雇用へと転じた場合には、転職直後の賃金低下はほとんどないものの、賃金上昇が強く抑制されることにより、時間が経過するごとにその不利が顕在化する。第3に、転職の前後で職業を移動したとしても、賃金がより大きく低下するという関連はみられない。言い換えれば、同じ職業への転職が賃金を高めるわけではなく、前職の経験は転職先で得られる賃金に違いを生んでいない。

4 議論

2000年代後半から2010年代前半に転職を経験した者はその直後でみて4%程度の賃金低下を経験していた。それだけでなく、その後の賃金上昇も毎年約0.6%抑えられる。現代日本の労働市場において転職は中長期的にみて被雇用者のライフチャンスを縮小し、階層生成に寄与している。

しかしこの関係は労働市場全体で一様でない。転職全体の30%を占める正規雇用内での転職の場合、中長期的にみて転職の前後で同程度の賃金上昇を享受できている。しかし、非正規雇用に代表される周辺的な労働市場で起こる転職はいずれも大きな賃金減少をとまっていた。転職がライフチャンスの好転につながる機会は限定的といえる。

それを強化しているのが、他企業での職業経験に対する評価の低さであろう。分析結果からは、たとえ同じ職業を移動したとしても、それ自体は転職先での賃金を高める効果をもたないことが確認された。企業内部の経験が重視される日本の労働市場が、転職者にとっての機会を限定的なものとしている。

謝辞

本研究は東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブセンター課題公募型二次分析研究会「パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究」(2015年度)および「就労・家族・意識の変化に関する研究」(2016年度)の成果をもとにその内容を大幅に修正改変したものである。二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「東大社研・若年パネル調査(JLPS-Y) wave 1-8, 2007-2014」「東大社研・壮年パネル調査(JLPS-M) wave 1-8, 2007-2014」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト)の個票データの提供を受けた。記して感謝申し上げる。

文献

- Bernhardt, Annette, Martina Morris, Mark S. Handcock, and Marc A. Scott. 2001. *Divergent Paths: Economic Mobility in the New American Labor Market*. Russell Sage Foundation.
- Bognanno, Michael and Ryo Kambayashi. 2013. "Trends in Worker Displacement Penalties in Japan: 1991-2005." *Japan and the World Economy* 27:41-57.
- Granovetter, Mark. 1981. "Toward a Sociological Theory of Income Differences." Pp. 11-48 in *Sociological Perspectives on Labor Markets*, edited by I. Berg. London: Academic Press.
- 林雄亮, 2011, 「転職時の収入変化——高度経済成長期から2000年代までの構造と変容」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 253-69.
- 樋口美雄, 2001, 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 石田浩, 2017, 「ライフコースから考える若者の格差——研究の意義と調査研究の特色」石田浩編『格差の連鎖と若者1: 教育とキャリア』勁草書房, 3-34.

職業評定の 1 次元性のほころび*

——Wilcoxon の対応のある符号順位検定とハッセ図を用いた分析——

辻 竜平
(近畿大学)

1 目的

職業威信の認識の仕方が多元化しているのではないかとされている。その理由は、同じ職業であっても、その職業に男女のどちらが就いているかや、正規雇用か非正規雇用かによって違いが生じるからである。その一方で、そうした制約を取り払ってしまえば、職業評定は 1 次元に近いことも考えられる。

太郎丸 (1998a, 1998b) は、職業 A と B の威信スコアにおいて A (B) の方が高いとき、B (A) を高いと評定する人が全体に占める割合である「食い違い率」という独自の指標値を用い、それが 0.19 以下の場合に評定に差があるものと見なすことにした。その上で、半順序関係を表すハッセ図を描いた。その結果、比較的上位の階層において、ハッセ図に分岐が見られた。順序づけができないと判断されたのは 26 とおりで、これは、全体 (56 評定職業数の組み合わせである 1540 とおり) の 1.7% であった。この割合は大きくはないものの、弱順序は仮定できないと述べている。つまり、ごくわずかではあるが、部分的には職業評定の 1 次元性は成り立たないということである。

さて、この太郎丸の研究には、太郎丸自身が述べているように、カットポイントとして上述の 0.19 という値が用いられているのだが、その値を変化させることによって結果が変わってくるという問題がある。また、「食い違い率」という独自の指標値を用いているために、厳密な意味での有意性の検定が行われていない。また、「食い違い率」は、同順位が多い場合と少ない場合との違いには敏感ではない。

そこで本研究では、「食い違い率」ではなく、Wilcoxon の符号順位検定 (matched-pairs signed-ranks test, Wilcoxon, 1945) を用いる。これは、2 つの職業の評定が一致した場合を除外し、不一致の場合に評定の差が 0 から離れているかどうかを検討するノンパラメトリック検定である。したがって、評定が一致することが多い場合には、有効なペア数が減るので、有意性の判断は保守的になりうる。また、この手法を用いることによって、z 値をもとに有意性の判断ができることになり、カットポイントの恣意性の問題を回避できるようになる。

2 方法

2016 年 1 月に行われた「職業に関する意識調査」(JSPS 科研費 15H03414, 代表: 元治恵子) から得られたデータを使用する。全国の 200 地点から各 15 人、合計 3000 人をランダムに抽出した。また、職業評定の対象となる職業数が 130 と多いため、5 つの調査票 A~E (各 600 票) に分け、各調査票において、40 項目 (職業) を独自項目、10 項目を 5 つの調査票の共通項目、合計 50 項目として調査票を構成

* 1975 年及び 1995 年 SSM 調査データの利用にあたり、2015 年 SSM データ管理委員会の許可を得た。2016 年版職業威信スコアの利用にあたり、雇用多様化社会における社会的地位の測定研究プロジェクトの許可を得た。

した。このうち D 票と E 票においては、職業項目に性別情報を付したものの 34 項目と、雇用形態（正規－非正規）情報を付したものの 16 項目として提示した。回収されたのは、全部で 1179 票（A 票：223，B 票：234，C 票：265，D 票：225，E 票：232），回収率は 39.3%であった。

本研究で用いるのは、このうち，A～C 票で，共通項目 10 項目を含む計 50 項目ずつを別々に分析することとする。つまり，結果的に 3 つのハッセ図が描かれることになる。Wilcoxon の符号順位検定で，5%の有意水準を設けたとき， $x_1 > x_2$ の場合に， $x_1=1$ ， $x_2=0$ ，それ以外の場合は， $x_1=0$ ， $x_2=0$ としてハッセ図を描いた。ハッセ図の描画には，Concept Explorer FX (Kriegel, 2010 – 2018) を用いた。

3 結果と考察

A 票～C 票から，それぞれのハッセ図は以下のようなものである。これを見ると，どの図も，全体としてはほぼ 1 次元構造であると見なしてよいが，部分的に分岐が見られるので，完全な 1 次元構造とは言いがたい。また，少数ながらも，3 つのデータのいずれにおいても分岐が見られたことから，職業評定の 1 次元性には，部分的なほころびがあると言えそうである。

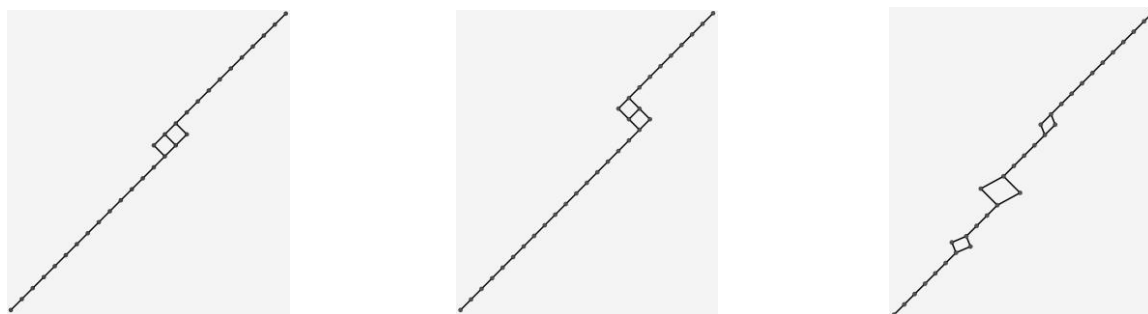


図 1 職業評定ハッセ図（A 票） 図 2 職業評定ハッセ図（B 票） 図 3 職業評定ハッセ図（C 票）

ところで，比較のため，75 年と 95 年 SSM の威信データからも，同様の方法を用いてハッセ図を描いたところ，いずれも分岐はなく，ハッセ図は完全に一直線となった。95 年については，太郎丸（1998a, 1998b）とは異なる結果が得られたことになる。ともあれ，少なくとも Wilcoxon の符号順位検定を用いる限りにおいては，75 年も 95 年も全体として職業威信は 1 次元構造と見なしてよいことがわかった。

これらの結果を総合してみれば，75 年から 95 年にかけては，職業評定は 1 次元であったが，1995 年から 2016 年にかけて，職業評定の 1 次元性が崩れてきている可能性がある。人びとの持つ価値観などによって，何を上・下と見なす基準が少しずつ違ってきているのかもしれない。

文献

Kriegel, F., 2010-2018, Concept Explorer FX.5.50, <https://francesco-kriegel.github.io/conexp-fx/> (6/17/2018)

太郎丸博，1998a，「職業威信と社会階層：半順序関係としての社会階層」『1995 年 SSM 調査シリーズ 5 職業評価の構造と職業威信スコア』1－14。

太郎丸博，1998b，「職業評定の一致度と間主観的階層構造」『1995 年 SSM 調査シリーズ 5 職業評価の構造と職業威信スコア』15－29。

Wilcoxon, F., 1945, “Individual comparisons by ranking methods,” *Biometrics*, 1: 80-83.

アンケート調査の変数間の必要条件分析

——ファジィ集合質的比較分析による統計分析——

森 大輔
(熊本大学法学部)

1 問題

アンケート調査などによる量的研究の場合、データ分析の初期段階において、まず手始めに様々な変数間の関係を見るために相関係数を出力してみることをよく行う。同時に以下のことがよく注意喚起される。相関係数が測っているのは線形関係があるか否かのみであり、他の関係もありうるので相関係数の大きさのみで変数間の関係の有無を判断してはいけない、と。しかし、「他の関係」を測る、相関係数に相当するような手軽な指標や、その統計的検定の方法が提示されることは少ない。

本報告では、アンケート調査データを用いて「他の関係」の1つとして必要条件関係（部分集合関係）があることを示す。そして、それを測る指標として質的比較分析(QCA)、特にファジィ集合を用いたQCA(fsQCA)で用いられる整合度(consistency)という指標を提示し、統計的検定を行う(fsQCAについてはRihoux and Ragin 2008や石田 2010 参照)。QCAは統計的手法とは異質なものであると扱われることが多いが、本報告では、統計的手法の1つとしてのQCAの側面を指摘する。

2 データ

データとして、森・高橋・池田(2017)及びMori, Takahashi and Ikeda (2017)の「民事裁判の損害賠償制度についてのアンケート調査」を用いる。この調査の趣旨は以下の通りである。

他人の権利を違法に侵害した場合、その人は訴えられ、損害賠償を支払うことになる。なぜそうした損害賠償責任が課せられるのか。こうした損害賠償の目的について、いくつかの可能性が考えられる。

1つ目は「損害填補」である。これは、被害者が受けた損害に見合った額の金銭を与えることで、被害者の損害を埋め合わせるというものである。損害には、金銭的なものだけでなく、肉体的苦痛や悲しみなど精神的なものも含まれる。2つ目は「抑止」と「制裁」である。損害賠償を課すことで加害者に罰を与え、またそれを示すことで将来における同種の違法行為を思いとどまらせるというものである。さらに関連して、報復感情の満足ということが触れられることもある。

日本の法学の学説や裁判所では、以上の目的のいずれが主なのかについて、長年議論が続いてきた。そして、「損害填補」が主目的であり、他は副次的な目的にすぎないという説が支配的になっている。しかし翻って、一般の人々が損害賠償の目的をどう考えているかについては、これまであまり調査されたことがなかった。こうしたことから、損害賠償の目的に関する一般の人々の考え方を調査したのが、今回使用するアンケート調査のデータである。

調査は、インターネットを介する方法で2015年1月に実施した(NTT コムリサーチに委託)。調査対象者は、関東地方1都6県に住む20代～60代のモニターであり、各県の男女人口比と年代別人口

比による割当抽出を行った。回収目標を 500 として、実際の回収数は計 546 であった。

調査票は、架空のシナリオを読んでそれに関する質問を行う場面想定法で設計されていた。シナリオの概要は以下の通りである。A さんが、B 社製の車を運転中に事故を起こし、骨折した。前輪が突然外れ、車がガードレールに衝突したという事故である。事故の原因は、車に設計上の問題があったことだった。B 社は設計上の問題を知っていたが、問題を隠し、役所に虚偽の報告を行っていた。

シナリオの後に、B 社が A さんに払うべきだと思う損害賠償の額を尋ね、さらにその額を決める際の要素として、以下の 5 つを考慮した程度を 5 件法（1.考慮しなかった～5.考慮した）で尋ねている。

- (a) A さんの受けた金銭的な損害を埋め合わせること（金銭的損害填補）
- (b) B 社に罰を与えること（制裁）
- (c) A さんの受けた苦痛や悲しみなどの精神的な損害を埋め合わせること（精神的損害填補）
- (d) 今回のような事件に損害賠償が課されることを示すことで、将来同種の事件が起こるのを抑制すること（抑止）
- (e) A さんの報復感情を満足させること（報復感情）

一般人が損害賠償の目的についてどう考えているかを調べるために、この a から e の 5 つの変数間の関係を調べる。具体的には、法学の学説や裁判所が考えるように、a 金銭的損害填補や c 精神的損害填補が主要な考慮要素で、それ以外の b 制裁、d 抑止、e 報復感情は副次的なものであるのか否かを調べる。

3 方法

a から e の 5 つの変数間のピアソンの積率相関係数を計算すると、表 1 のようになる。これを見ると、a 金銭的損害填補は、c 精神的損害填補とのみ有意な相関関係がある。a と c に相関関係があるのは同じ損害填補という枠でくれるので自然である。他方、a と他の変数 b, d, e とは無相関に近い。

しかし、散布図を見ると、一定の関係があることが見えてくる。例えば図 1 は、a 金銭的損害填補と d 抑止の散布図である。図 1 では、ほとんどの点は、右上がりの対角線上およびその右下側にある。つまり、ほとんどの者は a を考慮したうえで、それを下回る程度で d を考慮する、という関係にある。このような関係を表すことのできる指標として、QCA における必要条件の整合度が利用できる。

QCA では、各変数の値は、集合への帰属の観点から数値化される。例えば a 金銭的損害填補は、a を考慮する程度について 1, 2, 3, 4, 5 で表しているが、これは a を考慮している人の集合への帰属度 (membership score) を 0, 0.25, 0.5, 0.75, 1 で表している、と捉え直す。ここでは、集合への帰属の度合いを 1=帰属、0=非帰属の 2 値だけではなく、0 から 1 の間の小数で表すファジィ集合の概念を用いる。

ファジィ集合では、図 2 のように、対角線上及び右下にすべての点がある場合（すべての i について $X_i \geq Y_i$ 、ただし X_i と Y_i は i 番目のデータの集合 X と Y への帰属度）には、 Y が X の部分集合である、言い換えれば X が Y の必要条件である。しかし、すべての点が対角線上及び右下にあることはあまり考えられず、少なくとも一部は左上の領域にある。そのため、点に対角線上及び右下にある度合いを測る指標として、整合度 (consistency) が QCA では使用されている。これがある閾値 (0.9 とすることが多い) を超える場合に、必要条件関係にあると判断される。必要条件の整合度は次のように計算する。

$$\frac{\sum \min(X_i, Y_i)}{\sum Y_i}$$

整合度の計算では、対角線上及び右下に存在している点の割合だけでなく、各点が対角線からどの程度離れているかということも考え併せている。なぜなら、対角線の左上にある場合に、対角線の近くにある場合よりも対角線から遠く離れている方が、必要条件でないとはっきり言えるからである。

QCA では、統計的検定はあまり使用されない。それは、QCA の対象が無作為抽出されたデータでないことが多いためである。しかし、アンケート調査の分析の場合、統計的検定の手続きを経ることが望ましい。そこで、Braumoeller (2015)が提案している統計的検定の手法を用いる。これは、モンテカルロ・シミュレーションを利用した並べ替え検定 (permutation test) である。元のデータのうち Y_i をランダムに何度も並べ替えて X_i と組み合わせた上で必要条件の整合度を何度も計算し、元のデータの必要条件の整合度以上の値になる割合を p 値と考えるものである。

表 1 相関係数

	a 金銭的損害填補	b 制裁	c 精神的損害填補	d 抑止	e 報復感情
a 金銭的損害填補		0.083	0.382**	0.065	0.050
b 制裁			0.428**	0.549**	0.428**
c 精神的損害填補				0.389**	0.393**
d 抑止					0.423**
e 報復感情					

N=546, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

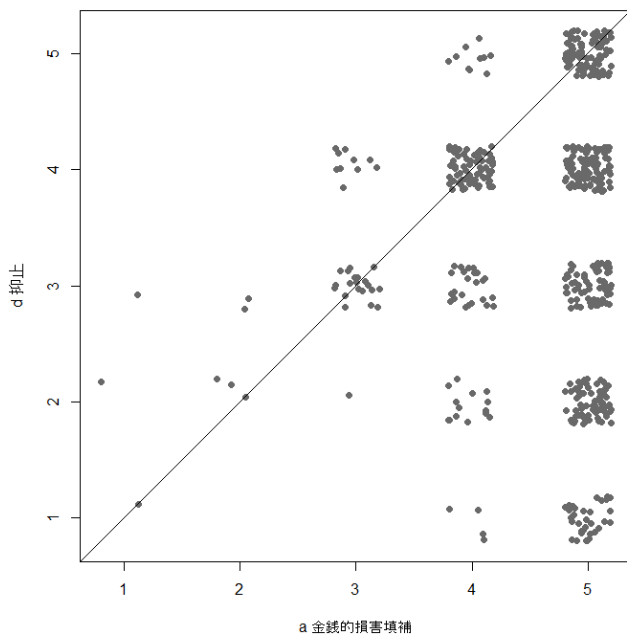


図 1 a 金銭的損害填補と d 抑止の間の散布図

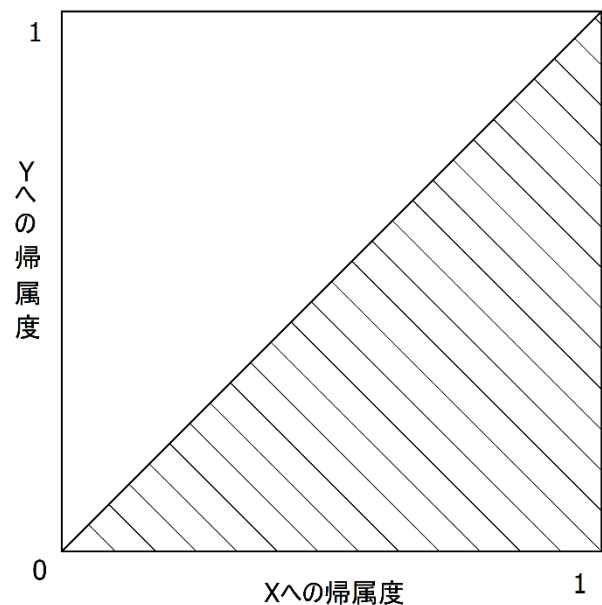


図 2 X が Y の必要条件になっている場合

4 結果

表 2 には、各変数間の必要条件の整合度の値と統計的検定の結果が記されている（算出には R を使用、R の操作について詳しくは森 2017 参照）。整合度の値が閾値 0.9 を超えているもの（表 2 の下線の値）については、X 側の変数が Y 側の変数の必要条件になっていると判断される。また、統計的検定の結果は、どの値も 1% で統計的に有意となった。

この結果から、a 金銭的損害填補は他の 4 つの変数すべての必要条件となっており、c 精神的損害填補は a を除く 3 つの変数すべての必要条件となっていることがわかる。これは言い換えれば、b 制裁、d 抑止、e 報復感情を考慮する人々はそれらだけ考慮しているわけではなく、a 金銭的損害填補や c 精神的損害填補をそれ以上に考慮したうえでこれらを考慮している、という関係になっている。

法学の学説や裁判所のいう、a 金銭的損害填補や c 精神的損害填補が主要な考慮要素で、それ以外の b 制裁、d 抑止、e 報復感情は副次的なものであるというのが、このような必要条件関係のことを示唆しているのであるとすれば、それが検証された、ということになる。

以上のように、相関係数では表せない変数間の関係を、QCA の指標で表せる可能性がある。

表 2 必要条件の整合度

X \ Y	a 金銭的損害填補	b 制裁	c 精神的損害填補	d 抑止	e 報復感情
a 金銭的損害填補		<u>0.981**</u>	<u>0.983**</u>	<u>0.981**</u>	<u>0.984**</u>
b 制裁	0.690**		0.775**	0.874**	0.872**
c 精神的損害填補	0.856**	<u>0.960**</u>		<u>0.961**</u>	<u>0.975**</u>
d 抑止	0.667**	0.843**	0.749**		0.862**
e 報復感情	0.610**	0.769**	0.694**	0.787**	

N=546, * p<0.05, ** p<0.01

文献

Braumoeller, B. F., 2015, “Guarding Against False Positives in Qualitative Comparative Analysis,” *Political Analysis* 23, 471–487.

石田淳, 2010, 「テーマ別研究動向(質的比較分析研究 QCA)」*社会学評論* 61, 90–99.

Rihoux, B. and C. C. Ragin, 2008, *Configurational Comparative Methods: Qualitative Comparative Analysis (QCA) and Related Techniques*, Sage Publications, Inc. (=2016, 石田淳・齋藤圭介監訳『質的比較分析(QCA)と関連手法入門』晃洋書房.)

森大輔, 2017, 「質的比較分析(QCA)のソフトの使用法—fs/QCA と R の QCA・SetMethods パッケージ (1)及び(2)」*熊本法学* 140, 250–209 及び*熊本法学* 141, 388–348.

Mori, D., S. Takahashi, and Y. Ikeda, 2017, “Compensation, Punishment, and Deterrence: Survey on the Purpose of Tort Damages in the Case of a Defective Car Accident in Japan,” *Asia-Pacific Journal of Regional Science* 1, 589–624.

森大輔・高橋脩一・池田康弘, 2017, 「不法行為における損害賠償の目的に関する実証的研究—アンケート調査の統計分析」*熊本法学* 139, 190–109.

機械学習の適用による 調査現場での自由回答収集支援システムの構想

○高橋 和子
(敬愛大学)

奥村 学
(東京工業大学)

1 はじめに

社会調査において収集された自由回答を統計的に処理する際に、事前に設定されたコード（カテゴリー）が存在する場合はアフターコーディングを行ってコードに変換する必要がある。しかし、回答に含まれる情報が曖昧であったり不足していると、コードの負担が大きだけでなく、誤ったコードに分類される可能性もある。このような事態を回避するには、コードの決定に必要な情報が回答に含まれている必要があるが、これをコード体系や定義内容に熟知していない回答者や調査員に要求するのは現実的ではない。そこで、コンピュータの支援により、情報が不足する場合はその場で回答者から分類に有効な情報を追加してもらうシステムを検討することにした（高橋 2017）。

本稿の目的は、調査員が調査現場に持参したコンピュータにより、回答が入力された時点で情報不足か否かを判定し、情報不足と判定した場合は、回答者から必要な情報を追加収集するシステムを提案することである。情報不足の判定には自動コーディングの結果を利用するため、提案システムには回答が得られた段階でコードを得ることができるという利点もある。ただし、システム構築の容易さと汎用性の観点から、提案システムには、コードの定義内容に関する知識に基づくルールベース手法ではなく機械学習を適用するため、訓練事例として、最終的に決定されたコード（正解）付きの回答が必要である。

2 方法

提案システムのアルゴリズムを STEP0 から STEP3 に示す（高橋 2018）。STEP1 以降は、調査員（または回答者）との対話を含めすべて自動処理を行う。本稿では、機械学習として分類得精度の高さで知られているサポートベクターマシン（SVM）を多値分類器に拡張したものを想定するが、他の機械学習も予測結果に対するスコアを出力するため、本アルゴリズムの適用は可能である。

STEP0 データ入力

調査員が回答者から得られた回答をコンピュータに入力する

STEP1 自動コーディング

自動コーディングを行って、回答にコードを予測し、予測コードに対する「確信度」を付与する

STEP2 情報不足の判定

STEP1 の結果が判定条件：「もっとも低いレベルの確信度が付与された場合」に該当する場合は情報不足であると判定して STEP3 に進み、該当しない場合は終了する

STEP3 追加情報の提示と収集

追加する情報の候補を提示し、回答者により選択された情報を回答に追加して STEP1 に戻る

本稿における確信度は、自動コーディングの結果に対する信頼度をはかる目安となるもので、SVMにより予測されたコードに付随して出力されるスコアのうち、第1位に予測されたコードと第2位に予測されたコードに対するスコア（それぞれscore1とscore2とよぶ）に基づいて下記のように定めた5段階のレベル（A～E）がある。

A : score1 > 0 かつ score2 ≤ 0, score1 - score2 > α

B : score1 > 0 かつ score2 ≤ 0, score1 - score2 ≤ α

C : score1 > 0 かつ score2 > 0

D : score1 ≤ 0, score1 - score2 > β

E : score1 ≤ 0, score1 - score2 ≤ β

ここで、αとβは閾値で、今回はJGSS-2006 調査データセット（2,203 事例）を用いたSSM 職業自動コーディングの結果に対する3 分割交差検定により、α=3、β=0.4 とした。このとき、コーディングの種類とデータセットが異なる場合の確信度レベルごとの「正解率」（該当する確信度レベルが付与された事例のうち、正解であった事例の占める割合）と「カバー率」（該当する確信度レベルが付与された事例が全事例に占める割合）を調査すると、正解率は、つねに確信度レベルAで最も高く（約94%～98%）、確信度レベルEで最も低い（約20%～34%）状態で安定している（表1 参照）。

表1 自動コーディング*の結果における確信度レベル別正解率とカバー率（カッコ内） 単位：%

コーディングの種類	確信度 A	確信度 B	確信度 C	確信度 D	確信度 E
SSM 職業コーディング	95.4 (29)	71.6 (48)	50.5 (9)	40.2 (4)	22.6 (10)
ISCO	96.4 (5)	70.1 (67)	44.4 (6)	33.6 (5)	20.1 (17)
SSM 産業コーディング	97.5 (32)	86.7 (54)	64.6 (2)	60.3 (6)	33.6 (6)
ISIC	94.1 (1)	91.9 (56)	0.0 (0)	81.2 (24)	24.0 (19)

*: 訓練事例はJGSS-2000、JGSS-2001、JGSS-2002、JGSS-2003、JGSS-2005 調査データセット（計27,585 事例）である。

提案システムにおいては、「情報不足の判定」と「追加情報の提示と収集」の方法が重要である。まず、情報不足の判定を最も低いレベルの確信度が付与された場合とする理由は、回答の情報が不足すると、コードだけでなく自動コーディングにおいてもコードを正しく予測できず、不正解となる可能性が高いが、提案手法ではこの逆「不正解の回答は情報が不足している」も成立すると考えたためである。ただし、確信度レベルEであっても正解の場合もあるため、この対応を検討する必要がある。

追加情報の提示と収集については、情報の追加により処理を複雑化させないために、自由回答ではなく、分類の決め手となる語を選択肢として複数個提示し、回答者に選択してもらう方法とする。語の提示は、例えば、ある誤コードに対応する複数の正解からそれぞれ決め手となる語を抽出し、誤コードとの対応表をファイルとして準備しておく方法が考えられる。

なお、実装に際しては、持参したコンピュータ上で処理する方法と、インターネットを介してサーバー側にデータを送信し、サーバーによる処理結果を受信する方法の2つが考えられる。前者は処理時間の点から高性能なパソコンが必要なため、コスト面での問題があり、後者はタブレットで対応できるため、コスト面では優れているが、前者に比較すると情報セキュリティの対策を強化する必要がある。

3 結果と考察

3.1 実験設定

現時点では実装が完全ではないために、今回の実験は提案手法の根幹部分（STEP0～STEP3）に限定し（ただし、STEP3 の情報収集部分は人手を介する）、調査員や回答者とのユーザーインタフェース部分や、コードの視点からみた情報追加の効果については行わない。実験の対象は、調査後に SSM 職業コーディングが実施されるため、正解付き事例が大量に存在する職業情報とした。訓練事例は、JGSS-2000、JGSS-2001、JGSS-2002、JGSS-2003、JGSS-2005 データセット（計 27,585 事例）、評価事例は、（１）訓練事例と性質の異なるデータセットとして、東京大学社会科学研究所が 2007 年に実施した「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」の若年・壮年パネル調査（JLPS 第 1 波）（4,345 事例）（２）訓練事例と同じ性質のデータセットとして、JGSS-2008 調査（2,662 事例）の 2 つを用いる。

実験は、最初に情報不足の判定に確信度レベル E を用いることの妥当性を再確認した後、情報追加による効果を「正解率」と「確信度」の変化で評価する。追加情報の提示は、今回は単純に、『SSM 産業分類・職業分類（95 年版）』（1995SSM 調査研究会 1995）で定義された大分類名から抽出した計 14 個の語（例えば、「事務的職業従事者」からは「事務」）を選択肢とする。追加情報の収集は、実際には調査時点で正解は未定であるが、今回は、訓練事例の正解から判明する 1 語（例えば、正解が「566」の場合は「販売」）を回答者が選択したと仮定した。

3.2 実験結果

3.2.1 情報不足の判定に確信度レベル E を用いることの妥当性

表 2 に 2 つのデータセットにおける確信度レベルごとの正解率とカバー率を示す。確信度レベル E の正解率は約 27%～28%で安定して最も低いことが再確認できた。追加情報収集には、約 1 割～2 割程度の事例が該当した。ここで、確信度レベル E では、コードの判断に近いと考えられるルールベース手法によるコード決定の割合は、JLPS 第 1 波 54.8%、JGSS-2008 調査 35.0%で、いずれも最も低かった。

表 2 確信度レベル別正解率とカバー率（カッコ内） 単位：%

データセット	確信度 A	確信度 B	確信度 C	確信度 D	確信度 E	平均
JLPS 第 1 波	96.7 (10)	78.1 (61)	49.7(4)	52.7(8)	28.2(17)	68.4
JGSS-2008	97.4 (29)	74.7 (48)	55.3(9)	47.8(4)	26.6(10)	73.5

3.2.2 情報追加による効果（確信度レベルと正解率の変化）

表 2 より、確信度レベル E が付与された事例は、JLPS 第 1 波で 723 事例、JGSS-2008 で 274 事例である。これらの事例について、語の追加前後の確信度レベルと正解率の変化を示す（表 3、表 4 参照）。

表 3 より、語の追加後も約 3 割～約 5 割の事例は確信度レベルが変化しておらず、全体の約 3%～9%は再度情報追加を行うことになる。繰り返しが無限回にならないように終了条件を定める必要がある。

表 4 より、正解率は、両データセットとも語の追加後に向上し、特に訓練事例と同じ性質の JGSS-2008 データセットでは 2 倍以上の値となった。正解率の変化を、ルールベース手法によりコードが決定できた場合とできなかった場合に分けて調査すると、決定できた場合は、JLPS 第 1 波データセットで 2.6 ポイ

ント、JGSS-2008 データセットで 17.7 ポイント、決定できなかった場合はこの順に 13.1 ポイント、32.6 ポイント向上した。これより、提案システムはルールベース手法でコードを決定できなかった場合に特に有効であると考えられ、コードのコード決定をより容易にすることが期待できる。

表 3 語の追加による確信度レベルの変化 単位：％

データセット	確信度 A	確信度 B	確信度 C	確信度 D	確信度 E (変化なし)
JLPS 第 1 波	0.1	27.9	3.3	14.5	54.1
JGSS-2008	2.2	47.8	5.8	10.6	33.6

表 4 語の追加による正解率の変化 単位：％ (左表：JLPS 第 1 波調査 右表：JGSS-2008 調査)

[追 加 後]				[追 加 後]			
	正解	不正解	計		正解	不正解	計
正 解	18.0	10.2	28.2	正 解	17.2	9.5	26.6
[追加前] 不正解	17.6	54.2	71.8	[追加前] 不正解	36.9	36.5	73.4
計	35.5	64.5	100.0	計	54.0	46.0	100.0

4 おわりに

本稿は、社会調査におけるアフターコーディングの際、回答の情報不足が原因で生じるコードの負担や誤コード付与を軽減するために、回答が得られた段階で情報不足か否かを判定し、情報不足の場合はその場で回答者から有効な情報を収集する支援システムを提案した。今回、SSM 職業コーディングを対象とした実験の結果、提案システムの有効性が示唆された。今後の課題は多いが、まずは SSM 職業コーディングを対象とするシステムの実装を急ぎ、回答者、調査員、コードによる評価を行うことである。

謝辞

2005 年 SSM 調査データの利用に関して、2015 年 SSM 調査研究会の許可を得た。東大社研パネル調査プロジェクトにおける職業・産業コーディングの精度向上を目的として、職業・産業の自由記述データの提供を受けた。日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施した研究プロジェクトである。また、本研究は JSPS 科研費 16k04039 の成果の一部である。

文献

- 1995SSM 調査研究会, 1995, 『SSM 産業分類・職業分類 (95 年版)』 1995SSM 調査研究会.
 高橋和子, 2017, 「機械学習を適用した調査現場における追加情報収集システム—職業コーディングの場合—」
 『数理社会学会第 64 回大会報告要旨集』 31-34.
 高橋和子, 2018, 「機械学習を適用した自由回答収集時における有効情報追加システムの構想—職業コーディングを例として—」『データ分析の理論と応用』 7(1) (印刷中).

Peer Effects in Classes and Extracurricular Activities

○Hideki Fujiyama
(Dokkyo University)

Yoshinori Kamo
(Louisiana State University)

1. Introduction

Peer influence on educational outcomes has been widely discussed, and positive relationships have been found (Crosnoe, Cavanagh, and Elder 2003; Eccles and Barber 1999; Hoxby 2000; Mahoney, Cairns, and Farmer 2003). Recently, more detailed mechanisms have been examined, i.e., micro foundations for peer effects (Calvó-Armengol, Patacchini, and Zenou 2009), differences between long-term and short-term relationships (Patacchini, Rainone, and Zenou 2017), social-multiplier and conformity effects (Liu, Patacchini, and Zenou 2014), and asymmetrical properties of good friends and bad friends (Bond, Chykina, and Jones 2017).

Although many mechanisms have been examined, such analyses have the common property that only one type of tie, i.e., the friendship tie, is discussed. However, students have a variety of ties in their school life. These are missed by the above studies. Network analyses should lead to multiple-network analyses. It is known that if one network is controlled, the effects of another network might alter (Agneessens and Wittek 2012; Ellwardt, Steglich, and Wittek 2012; Lomi et al. 2011; Snijders, Lomi, and Torló 2013).

Communication among friends in class and among participants in extracurricular activities plays an important role (Eccles and Barber 1999; Im et al. 2016; Mahoney et al. 2003). These two types of communication have qualitative differences. In a friendship relationship, students select friends based on preferences. On the other hand, in extracurricular activities, students gather for an organizational purpose, and they must communicate with other students beyond their preferences for one or another person. Put another way, such activities give students the chance to communicate with peers who are not their friends. Friendship communications are deeper and more information is shared in common. In communication with acquaintances, however, not much information is shared, but this leads to the chance to acquire new information. This may include approaches to and tips for study, time management, self-control, and so on. That is, communication in extracurricular activities has interesting properties that distinguish it from communication among friends.

This study examines both peer effects in a friend network and peer effects in extracurricular activities on academic outcomes.

2. Data

We use data from the University of North Carolina's National Longitudinal Study of Adolescent Health (Add Health), which surveyed students in Grades 7 to 12. Data from Wave I ($n = 90,118$, gathered from September 1994 to December 1995) and from Wave II ($n = 20,745$, gathered from April to August 1996) are used.

3. Methods

The empirical model is defined as follows: There are two time periods, times 0 and 1 (i.e., Wave 1 and Wave 2). Let N be a set of agents. For $i \in N$, let GPA_{it} be agent i 's GPA at time t . $AGPAF_{i0}$ is the average GPA of agent i 's friends at time 0, and $AGPAE_{i0}$ is the average GPA of the participants in agent i 's extracurricular activities at time 0. Let $\Delta GPAF_{i0} \equiv AGPAF_{i0} - GPA_{i0}$, giving the difference in GPA between the agent and the average of their friends. Similarly, let $\Delta GPAE_{i0} \equiv AGPAE_{i0} - GPA_{i0}$, which the difference in GPA between the agent and the participants in their extracurricular activities. $DumGPAF_i$ is a dummy variable: if $\Delta GPAF_{i0}$ is positive, then it is 1, and otherwise, it is 0. Similarly, $DumGPAE_i$ is a dummy variable: if $\Delta GPAE_{i0}$ is positive, then it is 1, and otherwise it is 0. This measures the effects of good students, where good students are defined as having an average GPA that is greater than that of agent i . In the following estimation equation, a dummy variable is included for slope.

In addition, a dummy variable for school is included ($\mu_{i,school}$), and let E_i be the set of organizations to which agent i belongs in extracurricular activities. Then, for $k \in E_i$, μ_k is a dummy variable for the organization of extracurricular activities. Finally, let $x_{i,m}$ be the m^{th} attribute for an agent i . Our empirical model for agent i is given as

$$\begin{aligned} GPA_{i1} = & \beta_0 + \beta_1 GPA_{i0} + \beta_2 AGPAF_{i0} + \beta_3 \Delta GPAF_i \times DumGPAF_i + \beta_4 AGPAE_{i0} \\ & + \beta_5 \Delta GPAE_i \times DumGPAE_i + \beta_6 \times \mu_{i,school} + \sum_{k \in E_i} \beta_k \times \mu_{i,k} + \sum_{m=1}^M \beta_{7,m} x_{i,m} + \varepsilon_{i1}. \end{aligned}$$

The dependent variable GPA_{i1} is a variable for time 1. However, all explanatory variables are decided at time 0. Therefore, we used ordinary least squares for our estimation.

4. Results

The descriptive statistics are given in Table 1. The estimated results are given in Table 2. The estimated coefficient of $AGPAF_{i0}$ is positive and significant, and those of $\Delta GPAF_i \times DumGPAF_i$ are not significant. This means that there are peer effects, but there are no good-student effects. The magnitude of the peer effect is relatively high. If the average GPA of an agent's friends increases by 1, then the agent's GPA increases by 0.11, on average. The estimated coefficient of $AGPAE_{i0}$ is not significant, but those of $\Delta GPAE_i \times DumGPAE_i$ are both positive and significant. This means that only good-student effects exist. The magnitude of this effect is also relatively high. If the average GPA of the members in the agent's extracurricular activity is greater by 1, then the agent's GPA increases by 0.22, on average.

The above results are consistent with our comments in the Introduction. That is, friend communication is closer. Therefore, peer effects come from both bad and good students. In situations where communication is less close, as in extracurricular activities, students can choose good information.

Table 1: Descriptive statistics (N= = 4391 in 130 schools)

VARIABLES	mean	sd	min	max
GPA (wave 2)	2.937	0.726	1	4
GPA (wave 1)	2.973	0.762	1	4
Δ GPAF*DumGPAF	-0.0553	0.704	-3	2.75
Δ GPAE *DumGPAE	0.0133	0.712	-2.787	2.73
N. of participating organizations	3.06	2.354	1	33
Age	16	1.492	11	20
Female	0.552	0.497	0	1
Black	0.187	0.39	0	1
Asian / Pacific islander	0.0685	0.253	0	1
Hispanic	0.143	0.35	0	1
Other race	0.119	0.324	0	1
Parent's income (thousand dollars)	51.22	58.82	0	999
Parent's edu. (High school)	0.382	0.486	0	1
Parent's edu. (College, didn't graduate)	0.204	0.403	0	1
Parent's edu. (College)	0.18	0.384	0	1
Parent's edu. (Beyond College)	0.12	0.324	0	1
Parent's Marital Status (Married=1)	0.752	0.432	0	1
Attending school (Private =1)	0.0836	0.277	0	1
Attending schools' size (Total number of full time classroom teachers)	60.69	31.98	5	182
Friends' average GPA	2.917	0.525	1	4
Activity members' average GPA	2.986	0.317	1.212	3.836

Table 2: Estimated results

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	4,391
Model	970.568687	178	5.45263307	F(178, 4212)	=	17.11
Residual	1342.49677	4,212	.318731426	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4196
				Adj R-squared	=	0.3951
Total	2313.06545	4,390	.526894181	Root MSE	=	.56456

GPA (wave2)	Coef.	Std. Err.	t	P> t	Beta
GPA (wave1)	.5603826	.0309711	18.09	0.000	.5886485
Friends' average GPA (AGPAF)	.1165551	.0295531	3.94	0.000	.0842736
Δ GPAF *DumGPAF	-.0217374	.0478437	-0.45	0.650	-.0125873
Activity members' average GPA (AGPAE)	.0193095	.0621525	0.31	0.756	.0084447
Δ GPAE *DumGPAE	.2229217	.0513591	4.34	0.000	.1407877
Age	.0051425	.0081032	0.63	0.526	.0105667
Female	.092442	.0223626	4.13	0.000	.0633407
Black	-.0604523	.031032	-1.95	0.051	-.0324745
Asian / Pacific islander	.0998171	.0413026	2.42	0.016	.0347516
Hispanic	-.0425327	.0321298	-1.32	0.186	-.0204888
Other race	-.0815703	.0293733	-2.78	0.006	-.036374
Parent's income (thousand dollars)	.0001361	.0001696	0.80	0.422	.0110302
Parent's edu. (High school)	.0827168	.0313212	2.64	0.008	.0553782
Parent's edu. (College, didn't graduate)	.1007203	.03449	2.92	0.004	.0559267
Parent's edu. (College)	.1100949	.0365188	3.01	0.003	.0582662
Parent's edu. (Beyond College)	.1627924	.0403458	4.03	0.000	.0727728
Parent's Marital Status (Married=1)	.0552807	.0215838	2.56	0.010	.032913

5. Conclusion

The estimated results show peer effects for both friends and other participants in extracurricular activities. The friend peer effect is symmetrical, i.e., there are both good and bad student effects. On the other hand, the effects of other participants in extracurricular activities are asymmetrical, i.e., if the average GPA of the participant is greater than that of the student, then they are influenced by others. This shows a positive aspect of participation in extracurricular activities.

References

- Agneessens, Filip and Rafael Wittek. 2012. "Where Do Intra-Organizational Advice Relations Come from? The Role of Informal Status and Social Capital in Social Exchange." *Social Networks* 34(3):333–45.
- Bond, Robert M., Volha Chykina, and Jason J. Jones. 2017. "Social Network Effects on Academic Achievement." *The Social Science Journal* 1–12.
- Calvó-Armengol, Antoni, Eleonora Patacchini, and Yves Zenou. 2009. "Peer Effects and Social Networks in Education." *Review of Economic Studies* 76(4):1239–67.
- Crosnoe, Robert, Shannon Cavanagh, and Glen H. Elder. 2003. "Adolescent Friendships as Academic Resources: The Intersection of Friendship, Race, and School Disadvantage." *Sociological Perspectives* 46(3):331–52.
- Eccles, Jacquelynne S. and Bonnie L. Barber. 1999. "Student Council, Volunteering, Basketball, or Marching Band: What Kind of Extracurricular Involvement Matters?" *Journal of Adolescent Research* 14(1):10–43.
- Ellwardt, Lea, Christian Steglich, and Rafael Wittek. 2012. "The Co-Evolution of Gossip and Friendship in Workplace Social Networks." *Social Networks* 34(4):623–33.
- Hoxby, Caroline. 2000. *Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation*. NBER Working Paper No. 7867.
- Im, Myung Hee, Jan N. Hughes, Qian Cao, and Oi-man Kwok. 2016. "Effects of Extracurricular Participation During Middle School on Academic Motivation and Achievement at Grade 9." *American Educational Research Journal* 53(5):1343–1375.
- Liu, Xiaodong, Eleonora Patacchini, and Yves Zenou. 2014. "Endogenous Peer Effects: Local Aggregate or Local Average?" *Journal of Economic Behavior and Organization* 103:39–59.
- Lomi, Alessandro, Tom A. B. Snijders, Christian E. G. Steglich, and Vanina Jasmine Torló. 2011. "Why Are Some More Peer than Others? Evidence from a Longitudinal Study of Social Networks and Individual Academic Performance." *Social Science Research* 40(6):1506–20.
- Mahoney, Joseph L., Beverley D. Cairns, and Thomas W. Farmer. 2003. "Promoting Interpersonal Competence and Educational Success through Extracurricular Activity Participation." *Journal of Educational Psychology* 95(2):409–18.
- Patacchini, Eleonora, Edoardo Rainone, and Yves Zenou. 2017. "Heterogeneous Peer Effects in Education." *Journal of Economic Behavior & Organization* 134:190–227.
- Snijders, Tom A. B., Alessandro Lomi, and Vanina Jasmine Torló. 2013. "A Model for the Multiplex Dynamics of Two-Mode and One-Mode Networks, with an Application to Employment Preference, Friendship, and Advice." *Social Networks* 35(2):265–76.

職業学科の地位達成過程の趨勢

○池田 岳大
(東京大学)

濱本 真一
(立教大学)

1 はじめに

本研究は、地位達成過程における高校職業学科の意味を再検討することを目的とする。それに先立ち高校職業学科の教育達成の一つの指標として高校学科別の大学進学率の変化をみると、高校普通科の進学率が大きく上昇し、高校職業学科の上昇幅は小さく、両者の大学進学率が拡大したことがマクロデータからわかる。大学進学を教育達成とみなすならば、高校職業学科が普通科に比較して不利、かつその格差が拡大したことは確からしいものの、その後の地位達成過程においても不利益を被ると結論づけることは必ずしもできない。その理由として労働市場の不安定化の中、専門教育を行う高校職業学科は、学生を特定に仕事にリンクさせ、地位達成過程において必ずしも不利益を被るといえないという点が挙げられる。そこで本研究では、高校職業学科に焦点を当てながら、彼らの地位達成過程が高学歴化や労働市場の不安定化の中でどのような趨勢をたどってきたのか把握することを目的とする。

2 先行研究の整理と問題設定

中西ほか(1997)では、普通科と職業学科へ入学する学生の出身階層の格差が拡大したこと、また地位達成における格差が拡大したことを個票データ分析によって示している。一方稲田(1997)は、職業学科の中でも特に工業科の生徒が地位達成において一定数上昇移動がみられたという結果から、たしかに大学に比べると移動機会は少ないものの、単純に職業学科の社会的地位が低いと結論づけることに対して慎重な姿勢を取っている。

ただし、これらの研究は1990年代前半までの地位達成を検討した点で、その後の30年で教育および労働市場の構造は大きく変化によって教育と地位達成の関連変化がみられることが予想される。加えてこれらの分析では初職や現職などの地位達成過程の一部を切り取った評価に過ぎず、教育と職業移動パターンとの関連については未検討である。特に労働市場の不安定化が進む中で地位達成過程に着目することは社会階層論の中の世代内社会移動研究においては重要な視点であると考えられる。

3 データ・変数・分析

本研究では、社会階層と社会移動全国調査(SSM調査)の1995, 2005, 2015年の合併データを用いた分析を試みる。本調査は、個人の教育歴と職歴を詳細に尋ね、かつ両者の関戦後以降の長期の関連の趨勢が検討可能な唯一の調査であるといえる。教育変数として、「大学進学」、「大学非進学」、「高校工業科」、「工業商業科」、「高校農業科」、「高校非進学(中卒)」に分類する。また職業変数は、「専門・ホワイト(W)」、「大企業ブルー(B)」、「中小企業B・自営」、「農林」の4分類とし、25歳, 30歳, 35歳, 40歳の4時点の職業移動のパターンを分類する。

4 結果

職業移動のパターン別の分析に先立ち、まずは25歳時点での職業を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った（基準は、専門W）。ただし、今回は2005年、2015年のSSMデータに限定して分析を行った。工業科出身者は、普通科から大学進学した者と比較して、大企業ブルーへと移動しやすいことがわかる。また、その係数の大きさは他の学歴と比較しても大きく、さらには工業科の小企業B、自営の係数と比較しても大きい。このことから、工業科の職業レリバンスを生かしたブルーカラー職へ就きやすいだけでなく、小企業よりも大企業へ就きやすいことが示唆される。さらに、普通科から非大卒の係数を見てみたときに、大企業B、および小企業Bや自営の係数の大きさよりも農林の係数が大きいことがわかる。これによって、大学への非進学層というのはその職業レリバンスから離れた農林へと移動しやすいことが示唆される。

表：25歳時点の職業を従属変数としたロジスティック回帰分析（基準：専門ホワイト）

	大企業ブルー		中小企業ブルー、自営		農林	
ref 普通科→大学						
普通科→非大学	1.64	(0.19) **	1.83	(0.14) **	2.05	(0.43) **
工業	2.65	(0.19) **	2.36	(0.15) **	1.17	(0.54) *
商業	1.16	(0.24) **	1.60	(0.17) **	-0.68	(1.08)
農業	1.81	(0.26) **	1.95	(0.20) **	4.24	(0.42) **
高校非進学(中卒)	2.81	(0.24) **	3.78	(0.19) **	4.47	(0.43) **
父教育年数	-0.06	(0.02) **	-0.05	(0.02) **	-0.13	(0.04) **
定数項	-2.23	(0.26) **	-1.64	(0.20) **	-3.35	(0.54) **
N	3439					
Loglikelihood	-3274.52					
BIC	6720.039					

legend:*p<.1; **p<.05; ***p<.01

表の結果はSSM2005,2015に限る。SSM1995は報告当日に追加する。

○参考文献

- ・稲田雅也，1997，「職業系中等学歴の社会的位置づけの変遷——SSM 調査データの s 40 歳時職に着目して」『教育社会学研究』61，123-141.
- ・中西祐子・中村高康・大内裕和，1997，「戦後日本の高校間格差成立過程と社会階層——1985SSM 調査データの分析を通じて」『教育社会学研究』60，61-82.

○謝辞

本研究の分析は、2015年社会階層と社会移動（SSM）調査研究会より、『社会階層と社会移動全国調査1995年、2005年、2015年』の個票データの提供を受けて行うことが可能となった。記して深謝いたします。

中国の大学は世界的に存在感が上がったのか？

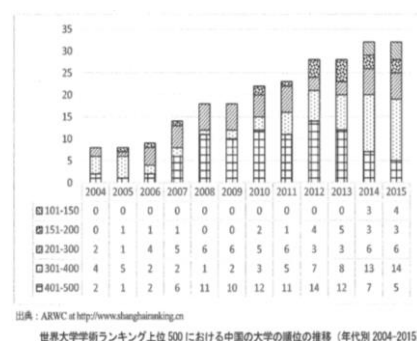
——世界大学学術ランキング（ARWU）を用いた分析——

樊 怡舟（ハン イシュウ）
（広島大学高等教育研究開発センター）

1 研究背景と目的

近年世界大学ランキングにおける東京大学の順位の降下したことが明らかになり（例えば THE 世界大学ランキングでは 2011 年の 25 位から 2017 年に 46 位に）、日本高等教育に対する懸念が新聞記事等で取り上げられた。その一方、北京大学と清華大学の堅実な成長ぶりも話題になり、中国の高等教育に対する関心が集まる。だが、周知のように、北京大学と清華大学は中国の中では断トツのトップ 2 であり、中国の全体水準を表す指標として適切ではない。中国の高等教育事情を把握するために、ランキングにおける中国の存在感（ランクインした大学のうち中国）を全面的にみる必要がある。

そのような試みがすでにされている。黄（2016）が世界大学学術ランキング（以下 ARWU）をいくつかのカテゴリーに分け（100 位内、100 位から 150 位、150 位から 200 位など）、それぞれのカテゴリーにおける中国のランクインした大学の数を示した（右の図）。しかし、黄の研究は「全体的にランキングした大学の数が増えている、特に 300 位 - 400 位の間の増加が最も著しい」という現状の叙述にとどまり、それは何を意味するのかについて論理的に分析していない。そのほか、ARWU を作り出した者の一人である

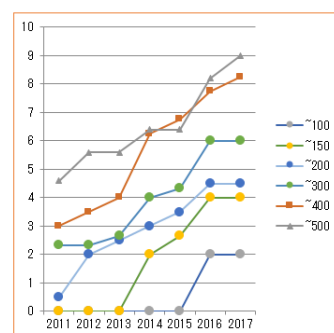


Nian Cai Liu（2016）は、2015 年の ARWU を以て、各国が世界 100 位・500 位まで占める割合を、それぞれの国が世界 GDP 総額や世界人口に占める割合と比較した。しかし、その研究は何らかの関連性が示されたものの、大学ランキングにおける存在感と国力との関係を論理的に考察していない。

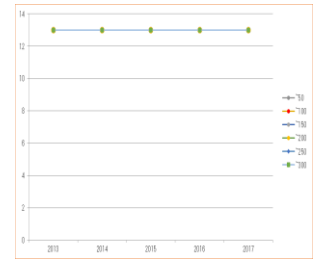
そこで本稿は、国際大学ランキングにおける中国の台頭をより論理的に叙述・分析することを目的とする。具体的に、次の問題に答えてみる。すなわち、世界大学ランキングにおいて中国の存在感が上がっているのか、その存在感の「上がり方」がどのような特徴を持っているのか。

2 方法

ランキングをいくつかのカテゴリーに分け（例えば、50 位まで、100 位まで、150 位までなど）、それぞれのカテゴリーの中における中国大陸の大学が占める割合を算出し、さらにそれぞれの割合の経年変化をまとめて図にする。以下そのような図表を「存在感グラフ」と称す。（右の図は ARWU における中国の存在感グラフである。縦軸は割合をパーセンテージで表記した）。「存在感グラフ」を以て、大学ランキングにおける中国の存在感を分析する。



まず大学ランキング上の格差が国別に存在しない場合を考えていこう。すなわちいずれの国においても国内の大学の質が同じ正規分布に従っていると仮定する。そうすると、いずれの国もがすべてのカテゴリーにおいて同じ割合を占めていることが予期される。割合は経年変化なくそのまま維持していく。ゆえにその、存在感グラフにおいて、すべてのカテゴリーは一本の水平の線に収束していく。(右の図のように)



つまり、存在感グラフが一本の水平の線に収束していないということは、国別の格差が存在していることを示している。そして線が水平でないということは、そのカテゴリーにおいて中国の存在感が変割っていることを表している。中国の発展途上国であるということを考えれば、存在感グラフ考えられる原因は①世界平均に追いついてきていること、②極度な重点化政策でトップ大学だけ強化したこと。

本稿では「世界平均に追いついてきている」場合の成長に関する数理モデルを構築し、そしてその場合の存在感の「上がり方」の特徴を明らかにする。それらの特徴を以て、2011年から2017年までの世界大学学術ランキング（以下 ARWU）における実際の存在感グラフを説明する。もしそれらの特徴だけで説明しきれない部分があれば、それを「重点化政策」の影響ととらえ、さらなる分析を行う。

3 結果と考察

結果、発展途上国における大学の質の確率分布が、世界平均と分散の同じ正規分布に従うと仮定した場合、発展途上国の存在感グラフは下記のような代表的な特徴を持っていることが分かった。

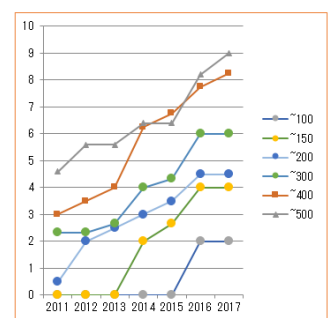
- ①上位のカテゴリーと比べて、下位のカテゴリーにおいて発展途上国の存在感が高い。
- ②世界平均となさが縮まるのにつれ、いずれカテゴリーにおいても発展途上国の存在感が高くなる。
- ③世界平均との差が縮まる中、あるランクを境に（現時点世界平均との差と関連している）、それより比較的上位のカテゴリーを表す線は互いに発散する趨勢にあり、それより比較的下位のカテゴリーを表す線は互いに収束する趨勢にある。

以上の結論を以て、右の図を分析すると次のようなことがわかる。

①ARWU から見ると、全てのカテゴリーで中国の存在感が上昇している。

②ARWU における中国の台頭はほとんど、「世界平均に追いついてきている」というシナリオで説明できている。つまり、存在感が上がったのは、重点化政策より、全体水準の向上が主因であるといえる。

③ほかのカテゴリーと比べて、「400 位まで」と「500 位まで」の線が明らかに互いに収束していく趨勢に見える。つまり中国と世界平均との差がある程度に縮んできていることがわかる。その差がさらに縮んでいくと、「300 位まで」というカテゴリーにおける中国の存在感が急上昇することが予測できる。



文献

Nian Cai Liu, 2016, Global University Rankings and Improving International Competitiveness of Japan's Universities, Research Institute for Higher Education: 1-16

黄福涛, 2016, 「世界一流大学の構築——政策・効果・課題」『高等教育研究叢書』132 : 1-12.

Panel Conditioning?

Evidence from the Japanese Life Course Panel Survey*

大久保将貴
東京大学社会科学研究所

1 目的

Panel Conditioning (PC) とは、ある時点でパネル調査に回答した経験が、後の回答に影響を及ぼすことをいう。例えば以下のストーリーを考えてみよう。 t 時点でパネル調査に回答した i は調査に対する信頼が低いために真の値とは異なる回答を敢えてしたとする。しかしながら $t+1$ 時点では、 t 時点の調査回答経験より、思ったよりも信頼のできる調査だという信念が更新されたため、 t 時点に比べて真の値に近い回答をしたとする。この例のように、パネル調査の回答経験が後の回答傾向に影響を与えることが確認できた場合に、PC が存在すると表現する。つまり PC はパネル調査特有の測定誤差の一種であり、PC が存在する場合には推定上のバイアスに直面する。本稿では、東大社研若年・壮年パネル調査（Japanese Life Course Panel Survey）を用いて、PC の有無と大きさについて検証する。

2 仮説

どのような場合に、なぜ PC が生じるのかについては、すでにいくつかの仮説が提示されている（Warren and Halpern-Manners 2012 *SMR*）。以下では代表的な 5 つの仮説を提示する。

1. 調査対象者と社会の規範に乖離がある場合（Torche et al. 2012 *SF*）
 - 調査回答経験を通して自身の意識、行動、地位が社会が規範的または適切とみなしているものと矛盾しているという事実を知った場合に、後の調査では社会的に望ましいとされている方向に回答が変化する。
2. 回答負担を最小化する場合（Bailar 1989 *Panel Survey*）
 - 調査回答経験を通して調査が退屈で億劫であると感じた場合に、回答負担を最小化するような選択をする（分岐のある質問に答えないような選択をする等）。
3. 調査回答プロセスをより理解した場合（Waterton and Lievesley 1989 *Panel Survey*）
 - 調査回答経験を通して調査回答プロセスを理解した場合に、回答が変化する。より正確な回答をするようになる。もしくは仮説 2 の帰結のように真の値とは異なる報告をする。
4. 調査を信頼するようになった場合（van der Zouwen and Tilburg 2011 *SMR*）
 - 調査回答経験を通して調査への信頼が高まったり愛着をもった場合に、回答が変化する。
5. 調査項目に関する知識を獲得した場合（Toepoel et al. 2011 *SRM*）
 - 調査回答経験を通して調査項目への関心や知識が高まった場合に、回答が変化する。

* 本研究は、日本学術振興会（JSPS）科学研究費補助金・特別推進研究（25000001, 18H05204）、基盤研究（S）（18103003, 22223005）の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所（東大社研）パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル運営委員会の許可を受けた。

上記の仮説は PC によって回答が変化するものを挙げたものであるが、仮説 1 や 3 のように変化の報告を示唆する仮説もある。残念ながら、これらの仮説の検証はほとんど着手されていない (Halpern-Manners et al. 2017 *SMR*)。本報告では PC の有無とその方向および大きさを検証するが、分析結果がこうした仮説のうちいずれによって生成されているのかについては限定的な解釈しかできない。厳密な効果のメカニズムを議論するためには、追加的なサーベイ実験をおこなう必要があることを付言しておく。

3 方法

以下では、PC を因果効果として解釈するために Potential Outcome (PO) を用いて、PC の平均因果効果 τ を定義する。調査項目における目的変数を Y_i とし、過去のパネル調査回答経験 $T_i = t$ がランダムもしくは条件付き独立を満たした状況で割り当てられているとすると、

$$\begin{aligned} E[Y_i|T_i = 1] - E[Y_i|T_i = 0] &= E[Y_{1i}|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 0] \\ &= E[Y_{0i} + \tau|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 0] \\ &= \tau + E[Y_{0i}|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 0] \\ &= \tau \end{aligned} \tag{1}$$

とかける^{*1}。これは調査観察データから τ が推定できることを意味する。このように展開できるのは、 $T_i = t$ がランダムに割り当てられていれば $E[Y_{0i}|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 0] = 0$ となるからである。多くの調査観察データでは、 $E[Y_{0i}|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 0] \neq 0$ となるいわゆるセレクションバイアスが問題となる。したがって、PC の平均因果効果を識別するうえでの肝は $T_i = t$ がランダムもしくは条件付き独立を満たすような割り当てをデザインすることである。本稿で用いる東大社研パネル（若年・壮年）は 2018 年には wave12 を実施しているが、wave5 において、脱落問題を考慮し継続調査と同年代の対象者がランダムサンプリングによって追加されている。本稿の識別戦略の根本的なアイデアは、初めてパネル調査を経験する新規対象者と既に経験している継続対象者を比較するというものである。両者はいずれもランダムにサンプリングされている点が重要である。ただし、wave5 における新規対象者と継続対象者を単純に比較するだけでは、その差が PC によるのかそれとも脱落（Panel Attrition）によるのか識別できない。この問題を回避するために、同期間において調査回答している対象者をサブサンプルに設定して比較をおこなう。連続変数の場合には t 検定を、離散変数の場合には χ^2 検定をおこない差の比較の目安とした。

4 結果

分析の結果、家族構成、デモグラフィック属性、意識、態度において PC の平均因果効果を確認した。すべての項目について検討はできていないが、以下では PC の平均因果効果が確認されたいくつかの具体的項目をあげる。

1. 特定の国への感情

- 日本やアメリカといった特定の国への感情はトリートメントグループで低くなる。

2. 制度の有無

- 育児休暇や有給休暇といった制度が有ると回答するのはトリートメントグループで高くなる。

3. 家族構成

- 同居人数はトリートメントグループで多くなる。

4. 労働時間や月給

- 労働時間や月給はトリートメントグループで高くなる。

^{*1} ただし個体間の相互作用がないこと (No interference between units) を仮定する。

混合効果モデルとしてみたコウホート分析モデル

○坂口 尚文
慶應義塾大学

中村 隆
統計数理研究所

1 目的

階層型コウホート (HAPC) モデルは、一般的に時点とコウホートを個々の対象者が属する集団の効果として、それらを変量効果として扱うモデルである (Yang & Land 2006). 近年ではコウホート分析の標準的手法といえる位置づけにある. 一方で, HAPC モデルの推定は想定されるものよりもフラットなコウホート効果が得られやすいとの批判もなされている. 本報告では, この批判が HAPC モデルの推定に内在された問題であることを数理面から明らかにする. さらに問題の克服には効果パラメータの一次階差をとる手続きが有用であることを示す. 一次階差に着目したコウホート分析モデルとして, 中村(1982, 2005)によるベイズ型コウホート (BAPC) モデルが知られている.

2 方法

推定値の導出アルゴリズムおよびコウホート分析の識別問題の観点から, HAPC モデルと BAPC モデルが年齢, 時点, コウホートの各効果についてどのような推定値を導きだしやすいかを示す.

さらに, コウホート効果 (世代間の差違) の存在が予想できる実データを用いて, 両モデルが明確なコウホート効果を推定するかを確認する. 実データには男性大学卒割合の推移を用いる. 日本では大学に進学する人の年齢幅は限られており, 20 歳代以降に最終学歴が変更される割合は大きくはない. そのため, 大学卒割合の上昇は世代の違いによるコウホート効果でほぼ説明でき, 加齢や調査時点の影響を受けにくいといえる.

3 結果と考察

HAPC モデルは各個人が特定の年齢, 時点, コウホートに属する (cross-classification) 点に着目し, コウホート分析に階層モデル (マルチレベル分析) の枠組みを取り入れたものである. 換言すれば各効果パラメータが正規分布に従うモデルととらえることもできる. BAPC モデルは各効果パラメータの 1 次階差が正規分布に従う (漸進的変化の条件) ことを仮定する平滑化の手法であり各要因を個人が属する集団 (レベル) として捉える発想はない. 設計の発想は全く異なる両モデルだが, 双方とも混合効果モデルの一類型として解釈でき, L^2 正則化により 3 効果の識別不足を解消する点は共通している.

ただし, それぞれのモデルでは尤度関数に現れる罰則項の形状が異なる. HAPC モデルの罰則項は各効果の区分数の影響を強く受け, 一般的に年齢や時点よりも区分数が多いコウホートの効果をフラットにする圧力がかかりやすい. BAPC モデルの罰則項に区分数の違いが与える影響は HAPC モデルほど顕著ではなく, コウホートの効果をフラットにする圧力は相対的に弱いものとなる. コウホートをはじ

めとして、両モデルでは各効果の推定値が異なったものとなりやすいが、そのメカニズムの詳細は当日の発表で報告する。

両モデルで異なる結果が得られる実例として、統計数理研究所が実施している「日本人の国民性調査」から男性の大学卒の割合をとりあげ、図1に分析結果を示しておく。点線で示した HAPC モデルによる推定ではコウホート効果がフラットであるのに対し、実線の BAPC モデルによる推定は出生年に沿って右上がりのコウホート効果が得られている。つまり、BAPC モデルでは後生まれの世代ほど、大学進学割合が高くなっている様子をうまくとらえている。一方で HAPC モデルではむしろ年齢と時点の効果が表れており、常識的には受け入れがたい結果となっている。

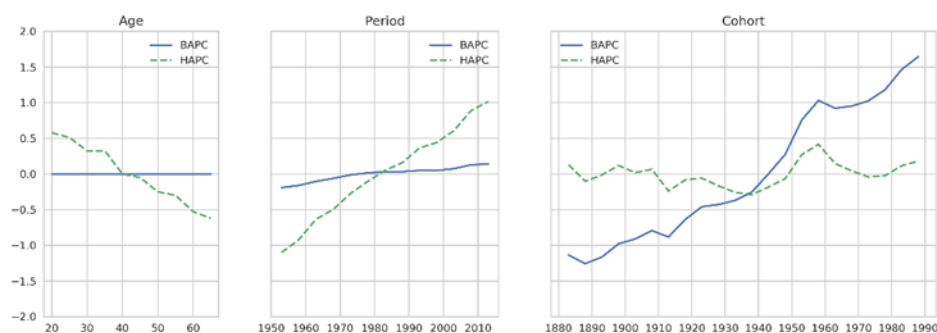


図1 男性大学卒割合のコウホート分析

文献

Yang, Y. & K. C. Land, 2006, "A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores," *Sociological Methodology*, 36(1): 75-97.

中村隆, 1982, 「ベイズ型コウホート・モデル-標準コウホート表への適用」『統計数理研究所彙報』29: 77-97.

——, 2005, 「コウホート分析における交互作用効果モデル再考」『統計数理』53(1): 103-32.

大人への移行の階層性

——出身階層とライフイベントの関連——

石田 浩
(東京大学)

1 目的

本研究は、親元からの離家、初めての結婚という若年期における「大人への移行」を象徴するライフイベントが、生れ落ちた家庭の社会・経済的背景にどのように影響を受けているのかを検討する。社会階層研究の伝統では、出身階層が職業的地位や所得といった労働市場での達成に与える影響を分析してきた。世代間移動の研究では、15歳の頃の親の階層と子の現在の階層の間にみられる世代間の継承・移動パターンを分析している。いずれも労働市場における社会経済的な地位が研究の焦点となっている。本研究では、地位達成ではなく、離家・結婚というライフイベントに着目し、出身家庭の社会・経済的背景が、個人が経験するライフイベントのチャンスに対しても影響を与えているのかを検証する。

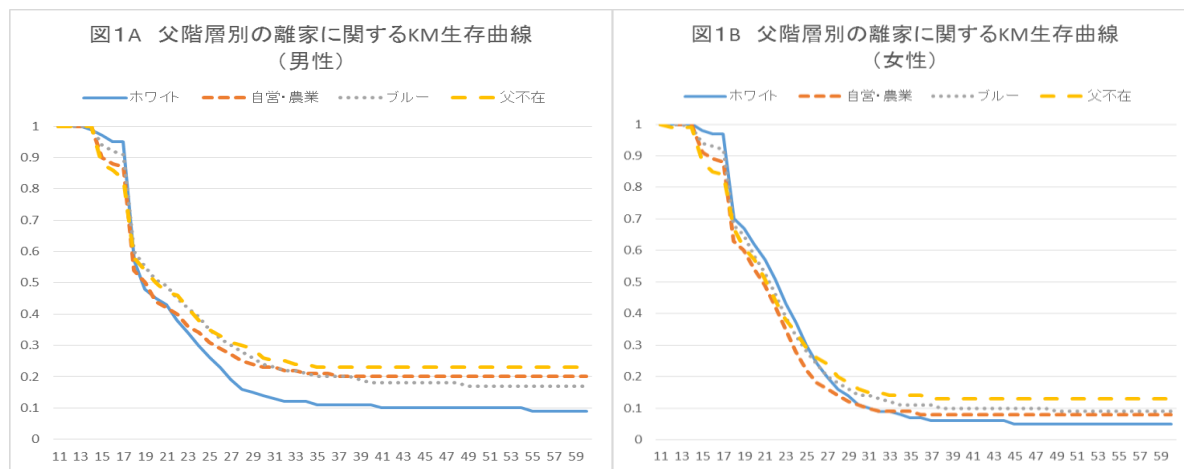
2 方法

本研究は、2015年社会階層と社会移動全国調査(SSM)を用いる。2015年SSMは、日本全国に居住する20歳から79歳の日本国籍をもつ男女を対象とし、面接調査と留置調査を併用して実施された。本分析では、初めて親元を離れた時期と初めての結婚を従属変数とする。独立変数は、対象者が15歳時の父親と母親の階層、父親と母親の最終学歴である。階層カテゴリーは、職業、従業上の地位、事業先規模、そして役職をもとに作成したErikson-Goldthorpe-Portocarero (EGP)カテゴリーを採用し、「ホワイトカラー層(専門・管理・事務・販売の雇用者)」、「自営業(都市の雇用者のいる自営と単独自営)・農業層(農業自営と家族従業者などの農業作業者)」、「ブルーカラー層(熟練・非熟練マニュアル雇用者)」、「父不在あるいは母不在・無業」の4カテゴリーとし、学歴については、短大・高専・大学・大学院の高学歴か否かのダミー変数を作成した。

3 結果

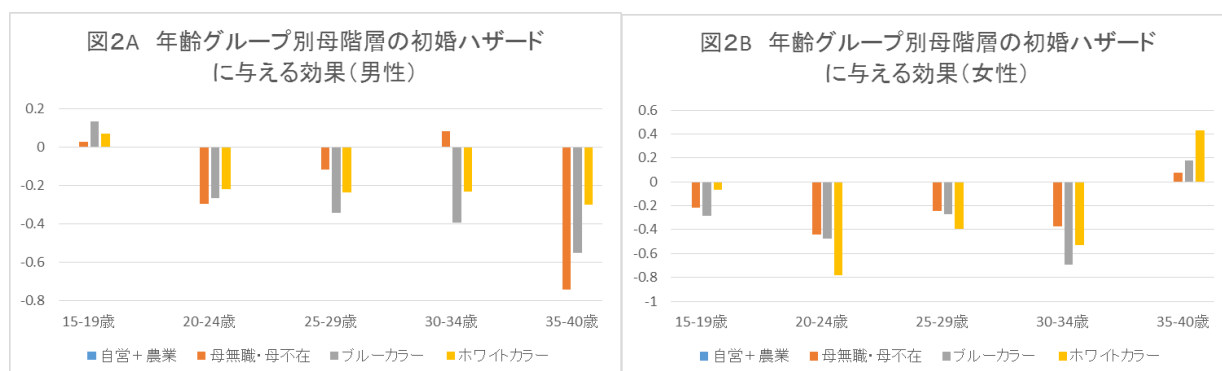
親元からの巣立ちは、欧米の「大人への移行」研究では、移行の第1歩として位置づけられている。親元からの退出時期について、カプラン・マイヤー(KM)生存曲線を15歳時の父階層ごとにみたのが図1A(男性)図1B(女性)である。男女共に、離家時期と父階層との間の関連が確認できる。男性については、18歳時までは、「父不在」「自営・農業」「ブルーカラー」「ホワイトカラー」出身者の順に離家が起こりやすい。しかし、20歳代前半には「自営・農業」「ホワイトカラー」出身者の離家が起こりやすくなり、20歳代後半以降では「ホワイトカラー」出身者が最も離家を経験しやすい。女性についても18歳時までは、男性と同様に、「父不在」「自営・農業」「ブルーカラー」「ホワイトカラー」出身者の順に離家が起こりやすい。しかし、その後は20歳代前半では顕著な階層格差はみられず、20歳代後

半になり、「自営・農業」出身者が離家しやすい傾向があり、30歳以降は「ホワイトカラー」出身者が離家しやすい傾向が認められる。



「大人への移行」の次のステップとしての自らの家族・世帯を形成する（生殖家族）、結婚に着目して分析をすすめていく。初めての結婚イベントの起こりやすさ（ハザード率）を離散時間生存分析にて検討した結果を示したのが、図2ABである。初婚がどの年齢段階で発生するかにより出身階層の影響が異なることを考慮して10歳代、20歳代前半と後半、30歳代前半と後半に分けた。階層のレファレンスカテゴリーは「自営・農業」である。ここでは母階層の効果に焦点を当てる。

まず男性からみると、15-19歳を除きどの年齢区間においても出身階層による違いがあり、母階層の効果が明らかである。「母自営・農業出身者」は最も結婚しやすいグループであり、「母ブルーカラー」が最も結婚しにくいグループという結果を得た。35-40歳の結婚については「母無職・不在」の場合に結婚チャンスが明らかに低くなる傾向がみられる。女性については、20歳代、30歳代前半で、母階層による結婚チャンスの違いが明らかで、男性と同様に「母自営・農業出身者」において結婚チャンスが最も高い傾向がある。



4 考察

本研究の結果から、社会的地位の達成のみならず、人々の人生を形成するライフイベントの生起に関しても、出身階層からの影響が無視できないことが明らかになった。このことは、社会階層論をライフコースの視点から捉え直すという視点の重要性を示唆していると考えられる。

現代アジアのウェル・ビーイング格差

——8 か国比較による規定メカニズム解明——

○小林 盾
(成蹊大学)

Dolgion Aldar
(Independent Research Institute of Mongolia)

1 目的

ウェル・ビーイング（善き生）に、格差（ウェル・ビーイング格差）はあるのだろうか。その規定メカニズムは、国を超えて共通なのか、それとも国によって異なるのだろうか。この発表は、アジア諸国における主観的幸福感を事例とし、以下のリサーチ・クエスチョンにアタックする。

リサーチ・クエスチョン 現代のアジア諸国に、ウェル・ビーイング格差はあるのか。あるとしたら、国によって規定メカニズムに共通点や差異はあるのか。

これまで、幸福感、満足度、健康といったウェル・ビーイングは、おもに欧米諸国を対象として研究されてきた。たとえば Layard (2005) によれば、主観的幸福感には、「家族、収入、雇用、地域と友人、健康、個人の自由、人生観」という7つの主な規定要因（ビッグ・セブン）があるという。

しかし、こうした知見がすべてアジアに当てはまるとはかぎらない。そこで、ここでは東アジアから日本、韓国、台湾、モンゴル4国を、東南アジアからフィリピン、インドネシア、ベトナム、タイ4国を対象とする。2つの国グループに分けよう。国グループごとに、おおむね経済水準が近いといえる。

仮説1 主観的幸福感の水準と格差は、東アジア諸国と東南アジア諸国のあいだで異なり、各国グループのなかでは同程度だろう。

仮説2 主観的幸福感の規定メカニズムは、東アジア諸国と東南アジア諸国のあいだで異なり、各国グループのなかでは似ているだろう。

2 方法

データとして、ライフスタイルと価値観に関する国際比較調査（モンゴル以外）と、2016年主観的ウェル・ビーイング測定調査（モンゴル）の2つのサーベイ調査を用いる。すべて2015～17年のあいだに実施された。日本、韓国、台湾はウェブ調査であり、他は代表的標本への訪問面接調査である。サンプル・サイズはウェブ調査の各国が2,000～10,000、訪問面接調査の各国が800～1,200ほどであった。検出力をそろえるため、ウェブ調査の3国では、各1,200ケースへとリサンプリングした。

従属変数には、以下のカントリルの（人生の）階段（階梯）を用いて、主観的幸福感を測定した。独立変数として、階層的地位のうち教育（教育年数）、職業（有職ダミー）、収入（等価所得）を用いる。

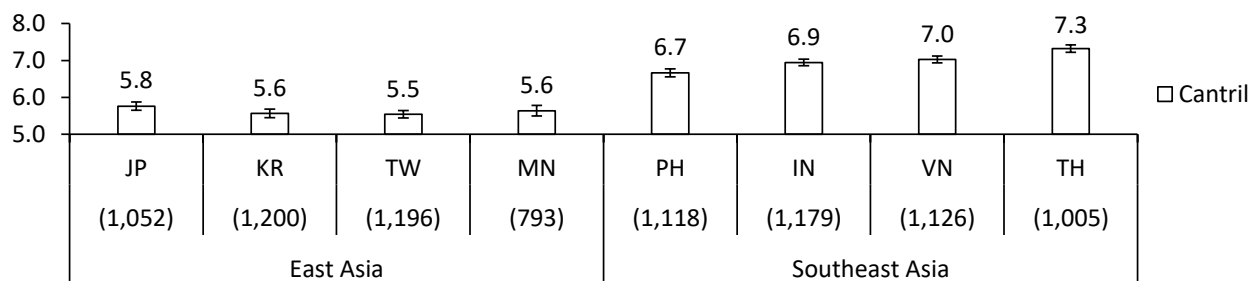


図1 国別、カントリルの階段の平均

(注) $N=8,669$. 値は平均. エラーバーは95%信頼区間. かつこ内はサンプル・サイズ.

統制変数として、男性ダミー、年齢、現在結婚ダミーと離死別ダミー、世帯人数を使用する.

質問 On which step of the ladder would you say you personally feel you stand at this time?

Worst life	← . →									Best life
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

分析では、欠損値のない8,669 ケースを対象とする. そのうち、日本 1,052、韓国 1,200、台湾 1,196、モンゴル 793、フィリピン 1,118、インドネシア 1,179、ベトナム 1,126、タイ 1,005 だった.

3 結果

カントリルの階段の分布は、どの国でもおおむね一山であり、多くて二山だった(日本、フィリピン).

平均は、図1 となった. 東アジアではすべて5 ポイント台だったのにたいし、東南アジアではすべて6~7 ポイント台だった. 分散分析を行なった結果、有意に異なった (0.1%水準). したがって、東アジアより東南アジアのほうが、平均すると幸せといえる. ただし、東アジア内で4 国の平均の分散分析を行なっても、有意に異なり (5%水準)、東南アジア内の4 国でも同様だった (0.1%水準).

標準偏差は、東アジアで1.8~2.0 にたいし、東南アジアでは1.5~1.8 だった. 2 つの国グループ間で、標準偏差の差は有意だった (0.1%水準).

では、グループ別の平均はどうか. 教育は初等、中等、高等の3 グループに、職業は有職無職の2 グループに、等価所得は四分位で4 グループに分けた. その結果が、図2 である. ここから、おおむねどの国でも、教育が上がると幸福となった (分散分析でモンゴルのみ有意でなかった).

有職無職では、日本とインドネシアで無職ほど幸せであり、フィリピンとベトナムではほぼ同じくらい幸せだった. 他の4 国では、有職者ほど幸福を感じていた (分散分析で有意だったのは韓国、モンゴル、インドネシア、タイ).

収入では、多くの国で多いほど幸せだったが、ベトナムだけ明確な方向がなかった (分散分析でベトナムのみ有意でなかった).

回帰分析の結果が、表1 である. 東アジアでは、共通して結婚経験と収入が有意な正の効果をもった.

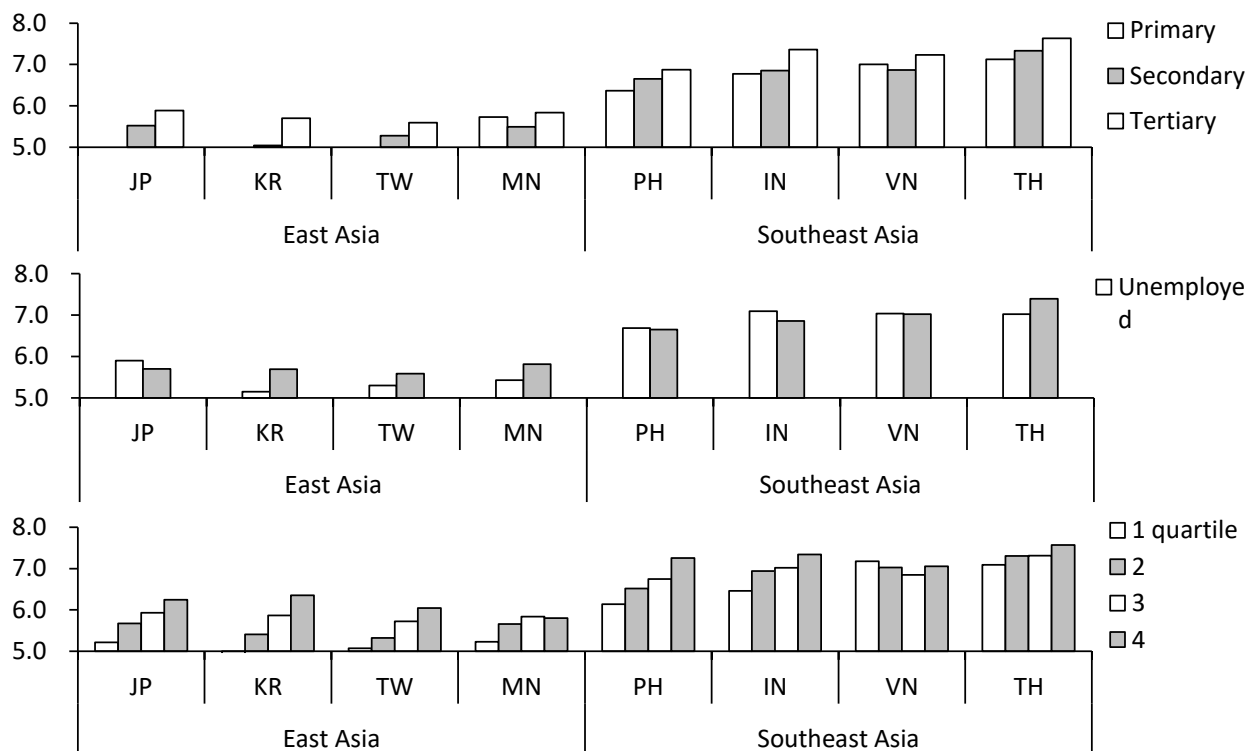


図2 国別、教育別（上）、有職無職別（中）、等価所得別（下）、カントリルの階段の平均

（注） $N=8,669$ 。国別のサンプル・サイズは図1参照。韓国の初等教育は2ケースのため削除。

これにたいし、東南アジアでは結婚経験の効果が限定的であり（ベトナムのみ）、収入の効果はフィリピンとインドネシアだけで観察された。決定係数は、東アジアで0.05～0.11なのに対し、東南アジアでは0.03～0.05だった。

頑健性を調べるため、従属変数を11段階の一般的幸福感や生活満足度としても、同様の結果となった。独立変数から収入を除くと、日本で教育の効果が有意となった。統制変数に子ども数、一般的幸福感、生活満足度、主観的健康感を追加しても、おおむね同様の結果となった。

4 考察

以上から、以下をえることができる。

仮説1の検証結果 支持された。東アジアより東南アジアのほうが、（平均より）幸せで、（標準偏差より）国内の格差が小さかった。

仮説2の検証結果 おおむね支持された。（回帰分析より）東アジアでは（結婚経験と収入という）共通の規定要因があり、（決定係数より）説明力が高かった。東南アジアでは共通したメカニズムは観察できず、説明されない部分も多かった。

表 1 カントリルの階段を従属変数とした回帰分析結果

	East Asia				Southeast Asia			
	JP	KR	TW	MN	PH	IN	VN	TH
Male dummy	-0.05 †	-0.02	-0.01	-0.08*	-0.07*	-0.08*	-0.02	-0.05 †
Age	0.02	-0.04	0.04	0.26***	0.00	-0.03	-0.08*	-0.03
Married dummy	0.25***	0.20***	0.11***	-0.02	-0.01	0.07 †	-0.06	0.07
Widowed/Divorced dummy	0.09**	0.02	0.06 †	-0.14**	-0.03	-0.07 †	-0.17***	0.05
#Household	0.00	0.03	0.05	0.03	-0.01	0.00	0.02	-0.01
Years of Edu	0.04	0.08**	0.12***	0.02	0.08*	0.08*	-0.06 †	0.12**
Employ dummy	-0.05	0.05 †	0.04	0.10*	0.01	-0.06 †	0.01	0.07*
Income	0.19***	0.26***	0.09**	0.13**	0.14***	0.12***	0.04	0.06 †
R ²	0.11	0.13	0.05	0.07	0.04	0.05	0.04	0.03

(注) $N=8,669$. 国別のサンプル・サイズは図 1 参照. 値は標準化係数. † $p<.10$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$.

リサーチ・クエスチョンへの回答 東アジアと東南アジアを比較すると、東アジアでは規定メカニズムに共通点があり、これらで幸福感をよく説明できた。これにたいし、東南アジアでは幸福感が高く国内格差は小さいが、メカニズムは多様だった。

いわば、東アジア 4 国はよく似た 4 人きょうだいのようにであり、東南アジア 4 国は個性豊かな 4 人の友人といえる。こうした知見は、現代のアジア諸国を統一フレームで比較分析することで、はじめて明らかになった。

それでは、東アジアと東南アジアでは、ウェル・ビーイング格差を乗り越え弱者を包摂するために、どちらのあり方が望ましいのだろうか。東アジアは、幸福感は低く国内格差もあるが、明確なドライブがある。そのため、「ウェル・ビーイング格差社会」ではあるが、「ネジの効く」社会でもある。ここでは、幸せになるための「道筋」が、人びとに開かれているといえる。

一方、東南アジアでは、幸福感が高く国内格差は少ないかもしれないが、ドライブが明確でないため、「ウェル・ビーイング平等社会」でありながら「ネジの効かない」社会といえる。人びとは平等に幸福を享受できるが、幸せになろうと努力しても、空回りしてしまう可能性がある。

付記

本研究は平成 26～30 年度文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業 S1491003, JSPS 科研費 15H01969「少子化社会におけるライフコース変動の実証的解明」(基盤研究 A、代表小林盾)の助成を受けたものです。モンゴル・データは Independent Research Institute of Mongolia が収集しました。データ整備にあたり、川端健嗣氏に協力いただきました。

文献

Layard, R., 2005, *Happiness: Lessons from a New Science*, London: Penguin Press.

東京都下の5年間のデータによる ひったくりの被害リスクの推定

原田 豊
(科学警察研究所)

1 目的

近年、人々が公共空間などを移動中に被害にあう犯罪への関心が高まり、これらの被害のリスクを推定する際に、通常の夜間人口などを用いた推計では大きなバイアスが生じる場合があることが指摘されている (Andresen, 2014)。この問題に対処するため、被害の危険への曝露量を勘案した分析がわが国でも試みられるようになり (島田・齊藤 2015; 雨宮 2013)、報告者も、東京 23 区で発生したひったくりのデータを用いた予備的分析を行っている (原田 2015)。

本研究は、原田 (2015) の分析をもとに、対象をより広域・長期間のデータとすることにより、これまでの検討をさらに深めることを目的とするものである。

2 方法

(1) データ

本研究で用いる「人の流れ」データは、原田 (2016) と同じく、東京大学空間情報科学研究センターから貸与された「平成 20 年東京都市圏人の流れデータセット (空間配分版)」である。これは、東京都市圏交通計画協議会が主体となって実施された「第 5 回東京都市圏パーソントリップ調査」のデータをもとに、時空間内挿によって、1 分ごとの人々の所在地点を推定し時空間ポイントデータとしたものである。ここから「性別が女性」かつ「移動手段が徒歩または自転車」のものを属性検索によって抽出し、さらに、空間検索によって東京都下 (島しょ部および山間部の一部を除く) のものだけに絞り込むことにより、3,750,127 点のデータが得られた。

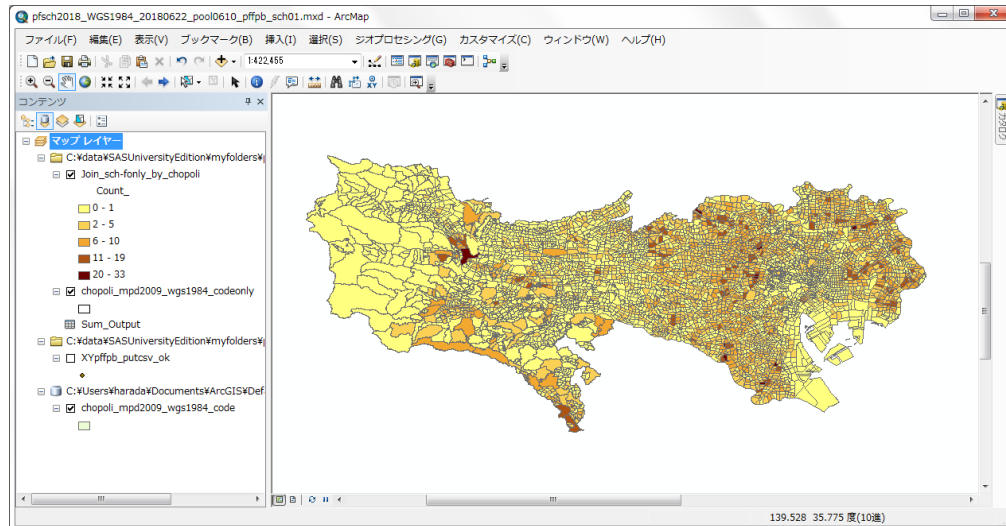
ひったくりのデータは、平成 18 年から 22 年までの 5 年間に東京都下で発生し警察に認知された刑法犯のうち、「手口がひったくり」「被害者が女性」「発生地点が東京 23 区内」のものである。発生場所の住所コードに基づいて科学警察研究所犯罪予防研究室でアドレスジオコードを行い、11,280 点の地理空間データとした。

(2) 分析方法

データの統計分析は SAS (University Edition) により行い、空間分析および地図化の処理は ArcGIS (v.10.5) により行った。ひったくりの被害リスクの推計手法は、原田 (2015) と同様であり、ひったくりの認知件数を分子に、「人の流れ」データのポイント数を分母に取った上で、必要な補正係数を乗じることにより、100 万人時当たりの被害リスクとして示すこととした。

3 結果

現在までに、上記の5年間のひたつくりのデータのアドレスジオコーディングによる地理空間データ化、および「人の流れ」データからの東京都下のデータの抽出が完了しており、下図のような町丁目単位の集計が可能となっている。



今後、これらのデータを用いた分析を進め、原田（2015）から得られた知見が、より広域・長期間のデータによっても再確認されるか否かを検討する予定である。

4 考察

公共空間を移動中の人が対象となる犯罪では、時間・空間ごとの危険への曝露量を勘案した検討が必要であり、従来の夜間人口などを分母とする被害率の計算方法では、被害リスクの推計値に大きなバイアスが生じると考えられ、今後、人の移動に関する多様なデータ相互の比較検討などを通じて、よりよい分析手法の検討を重ねる必要があると思われる。

謝辞

本研究は、東京大学空間情報科学研究センターとの共同研究「人の移動中の犯罪被害リスクの推定」（研究代表者；原田豊）の一環として行われたものである。また、本稿の分析は、同センターから貸与された「平成20年東京都市圏人の流れデータセット（空間配分版）」により実施したものである。記して謝意を表す。

文献

- Andresen, M. A., 2014, *The Science of Crime Measurement: Issues for Spatially-Referenced Crime Data*, Taylor & Francis.
- 雨宮護, 2013, 「パーソントリップデータを活用した対人犯罪の地域別・時間帯別被害リスクの推定」『地理情報システム学会講演論文集 CD-ROM』Vol.22, D-5-2.
- 島田貴仁・齊藤知範, 2015, 「移動体データを用いた街頭犯罪被害リスクの評価」『地理情報システム学会講演論文集 CD-ROM』Vol.24, C-5-1.
- 原田豊, 2016, 「『人の流れ』データを用いたひたつくりの被害リスクの推定 — 属性情報を加味した分析 —」『第61回数理社会学会大会研究報告要旨集』35-36.

社会的攻撃と地位階層制の数理モデル

瀧川 裕貴
(東北大学)

1 目的

人間社会において、立場の弱い者を攻撃したり、排除したりする陰うつな傾向は、普遍的にみられる。ここでの攻撃には物理的攻撃にとどまらず、相手の尊厳や評判を貶めるような「社会的攻撃 social aggression」も含まれる(cf. Faris and Felmlee 2011)。物理的攻撃もそれを通じて相手の尊厳や評判を毀損することが主たる目的となっている場合には、広義の社会的攻撃であるともいえるだろう。社会的攻撃の例としては、学校や職場におけるいじめから、国家レベルにおける社会的排除まで、枚挙にいとまがない。社会的攻撃が発生するメカニズムを明らかにすることは、学術的にも、その防止や削減を考えるという政策的意味でも、きわめて重要である。

社会的攻撃は人間の地位階層制という制度と密接に結びついている。特に、攻撃は、地位階層制の最下位にある者に向けられることがよく知られている(cf. Chase 1980; Martin 2009; 異なる見解としては Faris and Felmlee 2014)。地位階層制と他者への攻撃を含む闘争一般との結びつきは生物行動の分析を通じて広く解明されてきた。生物において、地位は闘争の結果として確立されるのである (Chase 1980)。しかしこの一般的な事実だけで、地位が最弱であるものに対して攻撃が集中するという事実は説明できない。これを説明するためには、闘争とは異なる、弱者への社会的攻撃に独特のメカニズムを解明する必要がある。

ここであらためて、人はなぜ他者に対する社会的攻撃を行ってしまうのだろうか、と問うてみよう。行為を人々の合理的選択の結果とみる合理的選択理論の立場から考えると、一つの候補としては、他者と物理的資源が競合関係にあるために、他者を貶めることで物質的利益を得ることができるから、という説明がありうる。社会階層論における社会的閉鎖理論(Murphy 1988)などはこのタイプの説明として考えることもできる。しかしながら、社会的攻撃は、少なくとも直接的な物理的資源の競合関係にない場合でも頻繁に生じる。学校におけるいじめはその典型であろう。では、これらの行動は「非合理的な」衝動なのだろうか(道徳哲学者の J.Rawls は嫉妬を非合理的感情とみなす見解をとっていたことでよく知られている(Rawls 1971))。それとも、他者に対する社会的攻撃を、別の形で合理的に説明することはできるだろうか。

本研究では、注意の経済モデルを組み込んだ地位階層制の理論を用いて、社会的攻撃に対する合理的選択モデルによる説明を提供することを試みる。鍵となるのは、他者の注意・尊敬・アタッチメント(以下、注意)を一種の象徴的資源とみなし、その資源をめぐる競争によって社会的攻撃を説明するというアイデアである。つまり、行為者は他者からの注意という希少資源を得るために互いに競合関係にあり、ある他者の注意という希少資源を獲得するために、別の他者を攻撃すると考えるのである。

他者の注意を資源とみなし、これにより人間社会の地位階層制を説明したのは P.Blau(1964)である。その後、R.Gould(2002)はこのアイデアに基づいて、地位階層制の数理モデルを構築した。しかし、Gould のモデルは、注意という資源が有限であること、経済性をもつこと（注意の経済(Simon 1971)）を看過しているため、社会的攻撃を、注意資源を巡る競争の帰結として位置づけ、それを地位階層制に結びつけることに失敗している（Gould 2003 は闘争や攻撃発生を説明する優れた試みであるが、ランクのあいまい性という別の観点からの説明が採用されている）。そこで、本研究では、注意の経済を組み込んだ Gould モデルの拡張モデル（Takikawa 2015）に依拠して、他者の注意という資源の競争という観点から社会的攻撃を説明することを試みる。

2 方法

本研究で依拠するのは、注意の経済を組み込んだ地位階層制モデル(Takikawa 2015)である。このモデルは、Gould のモデルにおける他者へのアタッチメント（注意）を有限な資源とし、行為選択を多次元ベクトルに拡張したものとなる。

いま、ある社会システムに n 人の行為者がいるとする。行為者 i の効用関数は以下の通りである。

$$u_i = \sum_{j \neq i} a_{ij} q_j - s \sum_{j \neq i} a_{ij} (a_{ij} - a_{ji}). \quad (1)$$

ここで、 a_{ij} は i の j に対する注意、 q_j は j の質（能力）、 s は対称性パラメータ（ある種の平等性の規範を表す）である。

効用関数の解釈は次のとおりである。まず第 1 項は、他者に注意を向けることの効用を示している。能力の高い他者に注意を割くほど効用が高い。これに対して、第 2 項はある種の互酬性を表現している。とくに行為者 i が相手 j に向けた注意が、相手 j が行為者 i に向けた注意を上回っていれば正の効用を、下回っていれば負の効用を得る。なお、その程度は行為者 i が j に向けた注意量と対称性パラメータ s にも依存している。つまり、行為者 i が j に注意を向けているほど彼我の差に敏感となり、また平等性の規範が強いほど、差に敏感となる。ここまでは、Gould の定式と同様である。

注意の経済モデルにおいて決定的なのは、行為者 i の総注意量が有限であるとの仮定であり、これを標準化して総量を 1 とする。つまり、行為者は、 $\sum_{j \neq i} a_{ij} = 1$ なる資源制約に直面しているのである。この制約のもとで行為者は効用関数(1)を最大化する、すなわち、

$$\max u_i \text{ subject to } \sum_{j \neq i} a_{ij} = 1.$$

ラグランジュ未定乗数法により、 $n \times n$ の連立方程式をたて、これを解くと次の解が得られる。

$$a^* = (a_{i1}^*, \dots, a_{ij}^*, \dots, a_{in}^*)$$

$$= (\dots, a_{ij}^* = \frac{1}{n-1} + \frac{(n-2)q_j - \sum_{k \neq i,j} q_k}{(2n-3)s}, \dots) \quad (2)$$

本研究ではこのモデルに基づいて次の問いを検討する。すなわち、行為者 i が自分以外の任意の相手 k を社会的に攻撃する機会が与えられたとき、そのようにするための合理的条件とは何であるか。このモデルにおいて社会的攻撃とは、相手 k の質（能力） q_k を低下させることとモデル化することにする。例えば、相手 k を他者の面前で物理的に攻撃したり、あるいは罵倒する、また他者の面前でなくとも悪口を広めるなどの行為が考えられる。

相手を攻撃して、その質を低下させることは合理的だろうか。モデルでは、注意を向けた相手の質が高いほど効用が得られるので、この点だけをみると、攻撃は非合理的である。しかし、本モデルは注意の経済モデルであり、他者の注意との競合という点から見れば、ある相手の質を低下させることは合理的になるかもしれない。そうすることで、自分が他の人の注意をより多く享受する可能性があるからである。

以上の直観的なアイデアは、数理モデルの分析によって検討することができる。そのために、解(2)を効用関数の式(1)に代入し、 q_k の値の変化によって効用がどのように上下するかを検討する。

3 結果

ここでは4人モデルにおける解析の結果を示す。ここで相手 k の q_k の変化に伴う行為者 i の効用関数 u_i の変動を考える。解(2)を代入した効用関数(1) u_i の q_k による偏導関数は、

$$\frac{\partial u_i}{\partial q_k} = q_k - \frac{q_j + q_l}{2} + \frac{5s}{12}$$

となる。ここで、 $\frac{\partial u_i}{\partial q_k} < 0$ のとき、 q_k を低下させることで u_i は増加する。言い換えると、

$$\frac{q_j + q_l}{2} - q_k > \frac{5s}{12} \quad (3)$$

が、行為者 i が相手 k を攻撃する合理的条件であることが導かれる。

4 考察

式(3)を解釈する際のポイントは2つある。

1つは相手 k の質が、それ以外の他者 j, l の質の平均、つまり $\frac{q_j + q_l}{2}$ よりも一定程度 $(\frac{5s}{12})$ 下回っている場合に、相手 k に対する行為者 i の社会的攻撃が発生する可能性があるということである。このことは、地位階層制における下位の層に対して、社会的攻撃が集中するという経験的事実とよく符合している。

第2に、社会的攻撃が生じる閾値は、 s の増加関数となっているということである。言い換えると、平等性の規範が強ければ強いほど、社会的攻撃は発生しにくい。

5 結論

本研究では、注意の経済を組み込んだ地位階層制の数理モデルを用いて、社会的攻撃が合理的となりうる条件を特定し、その発生メカニズムを解明した。この理論モデルをいかにして、経験的データによって検証するかは今後の課題である。

文献

- Blau, P., 1964. *Exchange and Power in Social Life*. Routledge.
- Chase, I. D. 1980. "Social Process and Hierarchy Formation in Small Groups: A Comparative Perspective." *American Sociological Review* 45:905–924.
- Faris, R. and Felmlee, D., 2011. "Status struggles: Network Centrality and Gender Segregation in Same-and Cross-gender Aggression". *American Sociological Review* 76(1):48-73.
- Faris, R. and Felmlee, D., 2014. "Casualties of Social Combat: School Networks of Peer Victimization and Their Consequences." *American Sociological Review* 79(2):228-257.
- Gould, R.V., 2002. "The Origins of Status Hierarchies: A Formal Theory and Empirical Test." *American Journal of Sociology* 107(5):1143-1178.
- Gould, R.V., 2003, *Collision of Wills: How Ambiguity about Social Rank. Breeds Conflict*. University of Chicago Press, 2003
- Martin, J.L. 2009. "Formation and Stabilization of Vertical Hierarchies among Adolescents: Toward a Quantitative Ethology of Dominance among Humans." *Social Psychology Quarterly* 72:241–64.
- Murphy, R. 1988. *Social Closure: The theory of Monopolization and Exclusion*. Clarendon Press.
- Rawls, J., 1971. *A Theory of Justice*, Harvard University Press.
- Simon, H.A., 1971, "Designing Organizations for an Information-Rich World.", in: M. Greenberger (Ed.), *Computers, Communications, and the Public Interest*, John Hopkins Press :38–52
- Takikawa, H., 2015. "Relational Theory of Status Hierarchy: An Extension of Gould's Model to Incorporate Multidimensional Choices." Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2816706> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2816706>

参照情報がある場合の人の意思決定メカニズムの研究

○川口 りほ
(東京大学大学院)

柳澤 大地
(東京大学)

西成 活裕
(東京大学)

1 目的

受験における受験校の選択、就職活動における就職先の選択、恋愛におけるパートナーの選択など意思決定をする場面では、自らの意思決定や選択に周囲の人の行動が大きな影響を及ぼす。そこで、他人の意思決定や行動選択を予測するために、選択対象の人気度や倍率などの情報を参考にすると考えられる。本研究では、このような曖昧で不確実な情報をもとに意思決定をする状況を再現するために、One-sided Preference game with Reference-Information (OSPG-R)という新たなゲームを考えた。実際の被験者による実験を行い、その実験結果を合理的なプレイヤーの意思決定モデルによる選択結果と比較することで、人の意思決定方法を分析し、好みの似通った集団の選択の特徴を明らかにすることを目標とした。

2 方法

2.1 ゲームの導入

OSPG-Rでは n 人のプレイヤーが n 個の選択対象の中からひとつを選択する。プレイヤーは n 個の選択対象に対して選好順序を各々持つ。ボルダ得点[1]が高い順に選択対象を並べたものが人気度であり、人気度情報は全員が認知している情報である。

また、各プレイヤーには優先順位が与えられている。優先順位が高いプレイヤーから順に選択したものを獲得できる。プレイヤーは自分の選好順序、自分の優先順位、人気度情報を考慮して1つの対象を同時に選択する。図1は $n=3$ の場合のOSPG-Rのゲームの1例を表している。

2.2 実験

東京大学の男子学生30名を被験者として2017年11月に実験を行った。選択対象として、特徴のない箱の図、女性の顔写真、車の写真の3種類を用意した。被験者には選択対象ごとに選好順序を提出させた。選好順序を人気度の順序に隣接互換するために必要な最小数であるKemeny distance[2]が2以下になるように5人1組のグループに分けた。被験者は各々のグループごとに提示された人気度情報と試行ごとに与えられた優先順位をもとに自分にとって最適な選択をするように指示した。試行回数は5つの選択対象につき5回であり、毎回優先順位を変えたのですべての被験者に対して1~5位の優先順位が1回ずつ与えられた。A~Eのアルファベットのみに記載してある特徴のない箱については、選好順序をA~Eの女性の顔写真に付けた選好順序を記入させた。そして、Aの箱の選好順序が3位なら、Aの箱に

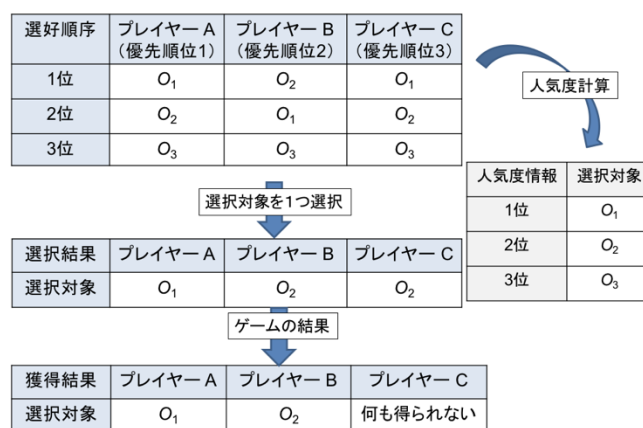


図1：ゲームの流れ

は3等賞が入っているという説明をした。

2.3 合理的な意思決定モデル

以下の2つの仮定を満たす意思決定による選択方法 Rational decision making of players who blindly accept reference information (RDMAR) を考える。

仮定1：プレイヤーは合理的である。

仮定2：プレイヤーは他のプレイヤーの選好順序が人気度の順序と同じであると思いこんでいる。

優先順位が i 番目のプレイヤーが人気度 j 位の選択対象に対する選好順位を p_{ij} として、効用関数を $u_{ij} = n + 1 - p_{ij}$ と設定する。上記の仮定より、RDMAR による選択は $\operatorname{argmax} u_{ij}, j \in 1, 2, \dots, i-1$ となる。

3 結果

3.1 実験結果と RDMAR による選択結果の比較

実験におけるすべてのグループの選択結果と RDMAR による選択結果を集計したものが図2である。図2より、すべての選択対象及び RDMAR の結果において、人気度が最も高い選択対象が最も選択される選択対象にはならないことがわかった。さらに、プレイヤーの Kemeny Distance が2以下となるようなグループのすべての RDMAR による選択結果を求めても同様のことが言えた。これは、選択が集中しやすい人気度が高い選択対象避けて、自分の優先順位を踏まえた上で妥協した選択を行うからであると予想できる。

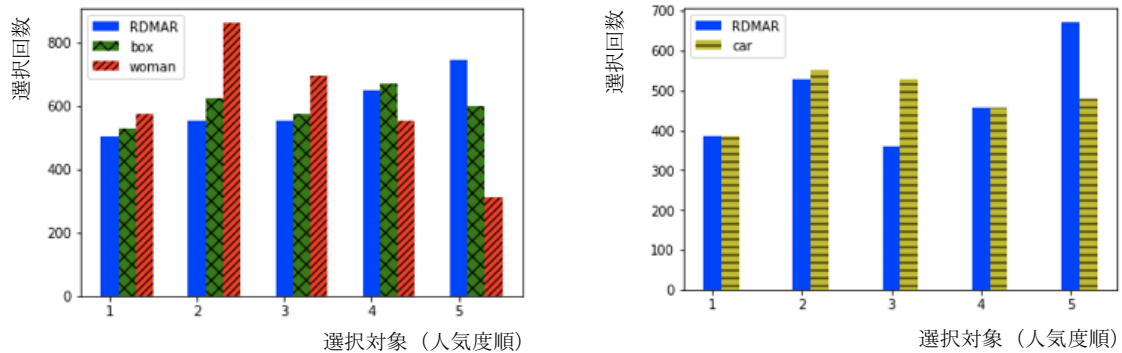


図2：人気度順に並んだ選択対象が選択された回数

図2からわかるように、実験結果は RDMAR による選択結果から乖離している部分が存在する。以下では RDMAR からの乖離を定義することで、実験結果と RDMAR による選択結果の詳細な比較を行う。

3.2 実験結果と RDMAR による選択結果の乖離の定義

以下のように、被験者の選択を3つの言葉で新しく定義する。

- (1) RDMAR
- (2) Risk
- (3) Safe

RDMAR は被験者の選択が RDMAR による選択と同じであることを表す。Risk は被験者の選択が RDMAR による選択よりも被験者にとって選好順序の高い選択であることを表す。Safe は被験者の選択

が RDMAR による選択よりも被験者にとって選好順序の低い選択であることを表す。

3.3 実験結果と RDMAR による選択結果の乖離

図 3 は選択対象ごとに被験者が RDMAR、Risk、Safe の選択をする割合を表している。選択対象が箱と車の場合は 80%以上の選択が RDMAR であるが、選択対象が女性の場合は RDMAR から大きく乖離して、Risk を取る割合が高い。これは、選択対象が顔の場合は選択対象間の効用の差が均等ではないこと、つまり、順位と効用が線形の関係ではないことに加え、選択対象の効用がマイナスとなるものを含む可能性があることが予想される。選択対象間の効用の差に一部開きがあることで、獲得できる可能性が高く、選好順序の低い選択対象を獲得するより、リスクをとってでも効用の高い選択対象を獲得しようとする心理が働き、リスクを取りやすくなると考えられる。

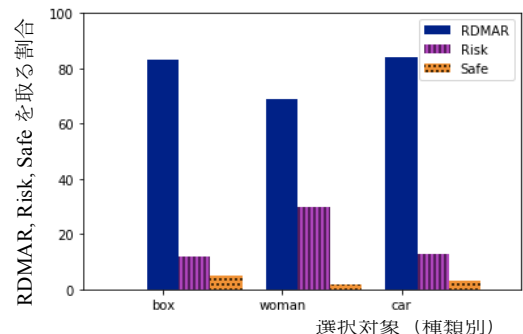


図 3：選択対象に RDMAR, Risk, Safe を取る割合

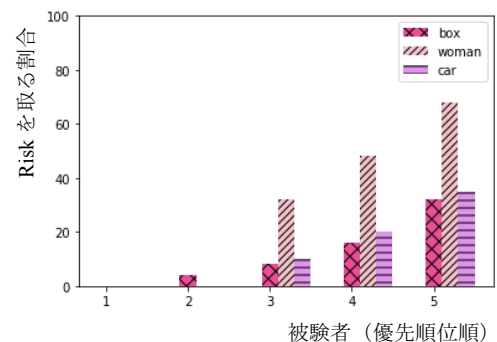


図 4：優先順位ごとに Risk を取る割合

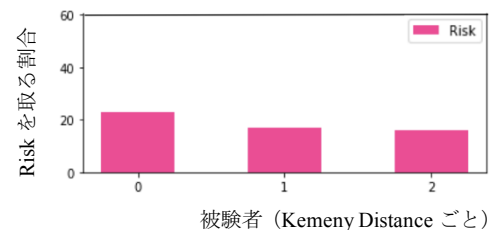


図 5：Kemeny Distance ごとに Risk を取る割合

図 4 及び図 5 では、この Risk を取る選択について被験者の優先順位及び Kemeny Distance に注目した。図 4 はいずれの選択対象においても、優先順位の低い被験者ほど Risk を取りやすいことを示している。優先順位が高い被験者は、人気度情報に関係なくほとんどすべての選択対象を獲得でき、被験者は自身の効用最大化のみを考えればよかった一方、優先順位が低い場合は獲得できうる選択対象が効用の低いものに限られてしまい、リスクを取りやすくなると考えられる。図 5 はすべての選択対象における Kemeny Distance ごとの被験者が Risk を取る割合である。図 5 から Kemeny Distance が大きいほど Risk を取らなくなる。これは、Kemeny Distance が大きい場合は選好順序が人気度と異なる部分が多くなり、被験者にとって選好順序の高い選択対象の人気度の高い場合が減るため Risk を取らずに済むからであると推測できる。

3.4 獲得率と満足度

3.3節までは被験者の意思決定方法に注目したが、この節ではゲームの結果、つまり、被験者が獲得した選択対象に焦点を当てる。被験者が選択した選択対象を獲得できたかどうかを表したものが図6である。図6から、RDMARによる選択の場合は被験者の優先順位が低い場合も高い獲得率が実現される。箱や車の場合に比べると、選択対象が顔の場合は優先順位が低いほど獲得率が著しく下がる。これは、顔の場合はRiskを取るような選択が多いためであると考えられる。

被験者が選択した選択対象を獲得した場合、2.3 節で設定した効用関数の値をその獲得した選択対象

の満足度として、被験者の優先順位ごとに満足度を表したものが図7である。図7より、優先順位が低い場合も実験結果はRDMARによる選択結果から大きく乖離しないことがわかった。さらに、優先順位が低い4と5の場合の満足度には差はさほど生まれないことが言えた。

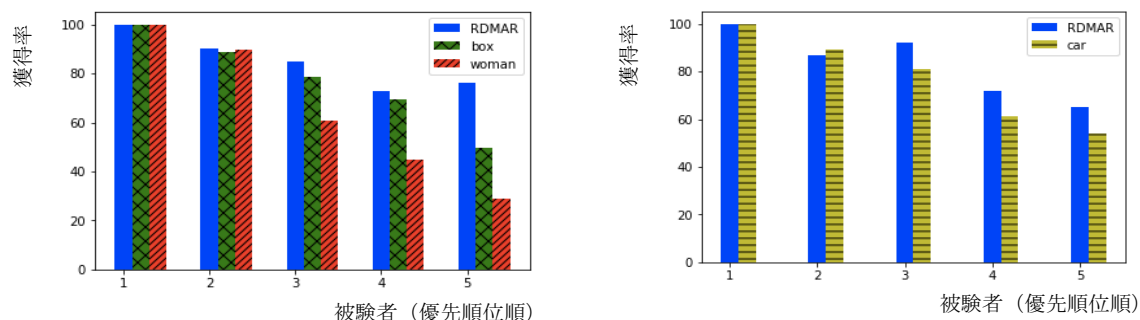


図6：優先順位順ごとの選択対象を獲得できる割合

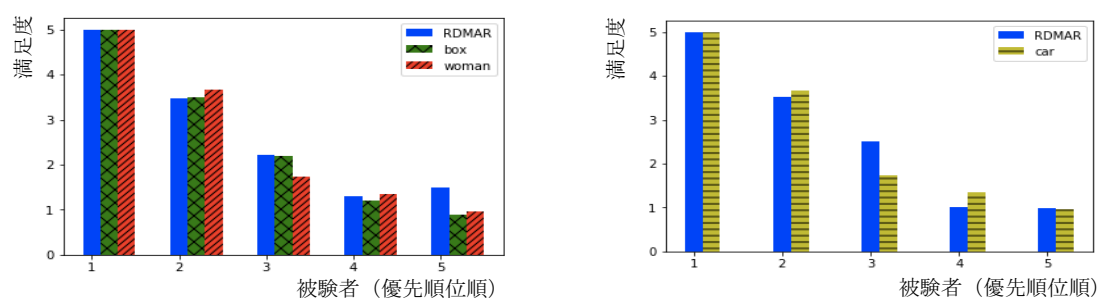


図7：優先順位ごとの満足度

4 結論と考察

本研究では、ある程度好みの傾向はあるものの個人によって好み異なる集団において、人気度という他の選択者の好みの傾向が既知の状況下で行われる意思決定過程を実験及び意思決定モデルの比較によって検討した。このような集団において、最も人気である選択対象が最も多く選択されるわけではないことがわかった。最も魅力的な選択対象は競争率が高そうだからと諦めて、ある程度魅力的なものを選択しようとする予想される。実験では選択対象として、特徴のない箱、好みが大きく関わる異性の顔、その中間的対象である車を用いた。対象が顔の場合は、実験結果とRDMARの結果が大きく乖離し、特に優先順位が低い場合やKemeny Distanceが小さい場合はRiskを取りやすいことがわかった。ゲームの結果については、Riskを取るような選択をすると、優先順位が低い場合、獲得率はRDMARの結果から大きく乖離して低下するが、満足度はあまり乖離しないとわかった。

付記

本研究は、JST 未来社会創造事業 JPMJMI17D4 の支援、及び JSPS 科研費 JP15K17583 の助成を受けたものです。

文献

- [1] Jean C.de Borda, 1781, Memoire sur les Elections au Scrutin.
- [2] Kemeny, J. G, & Snell, L. J, 1962, Preference ranking: an axiomatic approach, Mathematical models in the social sciences, 9-23.

複素数による社会ネットワーク分析の可能性

杉原 桂太
(南山大学)

1 目的

本報告の目的は、社会ネットワーク分析において有向グラフを表現する行列として、従来の隣接行列ではなくエルミート隣接行列を用いることの利点について考察することにある。そのために無向グラフの固有ベクトル中心性に本報告は着目する。固有ベクトル中心性についてボナチッチ[1]が仮定する前提がペロン・フロベニウスの定理によって保証されていることを報告では指摘する。

2 方法

無向、有向グラフの隣接行列とエルミート隣接行列[3]の定義は以下である。ここで i は虚数単位、つまり -1 の正の平方根である。

$$A_{uv} = \begin{cases} 1 & \text{if } uv \in E; \\ 0 & \text{if } uv \notin E; \end{cases} \quad H_{uv} = \begin{cases} 1 & \text{if } uv \text{ and } vu \in E; \\ i & \text{if } uv \in E \text{ and } vu \notin E; \\ -i & \text{if } uv \notin E \text{ and } vu \in E; \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

有向グラフを表現するためにエルミート隣接行列を用いる利点は、エルミート隣接行列はエルミート行列であるため、無向グラフの実対称行列と同様に対角化可能性が保証されている点にある。

隣接行列の対角化可能性の有用性について固有ベクトル中心性に着目する。ボナチッチは、無向グラフの各点の固有ベクトル中心性に関して、無限数列の収束アプローチと連立一次方程式によるアプローチが実質的に等しいことを示した[1]。すなわち、無向グラフの隣接行列を A とすると、次の式は m の増大に伴って固有値 λ_1 の固有ベクトルに近く、なお、後で確認するように、 λ_1 は A の最大固有値である。

$$S_m = A \frac{S_{m-1}}{\lambda_1} = A^m \frac{S_0}{\lambda_1^m}, \quad S_0 = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}.$$

以下、無限数列の収束アプローチと連立一次方程式によるアプローチが等しいことを証明する方法として、ボナチッチの方法と対角化による方法を比較する。

3 結果

3-1 ボナチッチ

$\{u_1, u_2, \dots, u_n\}$ を A の正規直交固有ベクトルの集合、 u_1 を λ_1 の固有ベクトルとする。 A の正規直交固有ベクトルはベクトル空間の基底となるから、以下が成り立つ。

$$\begin{aligned}
S_0 &= \sum_{i=1}^n C_i u_i = C_1 u_1 + C_2 u_2 + \cdots + C_n u_n \\
S_m &= A \frac{S_{m-1}}{\lambda_1} = A^m \frac{S_0}{\lambda_1^m} = A^m \sum_{i=1}^n \frac{C_i u_i}{\lambda_1^m} = \sum_{i=1}^n C_i \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_1} \right)^m u_i = C_1 u_1 + \sum_{i=2}^n C_i \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_1} \right)^m u_i \\
&= C_1 u_1 + C_2 \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1} \right)^m + \cdots + C_n \left(\frac{\lambda_n}{\lambda_1} \right)^m
\end{aligned}$$

この項は、 m の増大に伴って次の項に近く．これは λ_1 の固有ベクトルである．

$$C_1 u_1$$

3-2 対角化

A は、直交行列 P を用いて対角化可能である．

$$\begin{aligned}
A &= P^{-1} \begin{bmatrix} \lambda_1 & & 0 \\ & \lambda_2 & \\ 0 & & \ddots \\ & & & \lambda_n \end{bmatrix} P, \quad A^m = P \begin{bmatrix} \lambda_1^m & & 0 \\ & \lambda_2^m & \\ 0 & & \ddots \\ & & & \lambda_n^m \end{bmatrix} P^{-1} \\
S_m &= A^m \frac{S_0}{\lambda_1^m} = P \begin{bmatrix} \lambda_1^m & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_2^m & \\ 0 & & \ddots \\ & & & \lambda_n^m \end{bmatrix} P^{-1} \frac{S_0}{\lambda_1^m} = P \begin{bmatrix} \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1} \right)^m & & 0 \\ & \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1} \right)^m & \\ 0 & & \ddots \\ & & & \left(\frac{\lambda_n}{\lambda_1} \right)^m \end{bmatrix} P^{-1} S_0
\end{aligned}$$

この項は m の増大に伴って次の項に近づく．

$$\begin{aligned}
P \begin{bmatrix} 1 & & 0 \\ & 0 & \\ 0 & & \ddots \\ & & & 0 \end{bmatrix} P^{-1} S_0 &= \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{n1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{n2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1n} & p_{2n} & \cdots & p_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & & 0 \\ & 0 & \\ 0 & & \ddots \\ & & & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & p_{n2} & \cdots & p_{nn} \end{bmatrix} S_0 \\
&= (p_{11} + p_{12} + \cdots + p_{1n}) \begin{bmatrix} p_{11} \\ p_{12} \\ \vdots \\ p_{1n} \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

この項は λ_1 の固有ベクトルである．ボナチッチがベクトル空間の基底に言及しているのに対し，対角化による手法はより簡明である．

4 考察

上記の証明でボナチッチは、Appendix B において、「 λ_1 を A の絶対値最大固有値とすると、 λ_1 の重複度は 1 である」という仮定を前提している[1]．このことについてボナチッチは、行列 A についてほとんど確かに成り立つだろう、と述べている．Appendix B では、 A は対称行列であるためその固有値は実数であることをボナチッチは指摘する．その上で Appendix C においてボナチッチは、 λ_1 が正であることを証明している．ボナチッチのこの仮定は、上記の対角化による方法においても成立していることを前提とする必要がある．

以下では、ペロン・フロベニウスの定理を通して、「 λ_1 を A の絶対値最大固有値とすると、 λ_1 の重複

度は1である」というボナチッチが前提する仮定が成り立っていることを確かめる。

ペロン・フロベニウスの定理によれば、非負である正方行列 A が既約であれば、以下のそれぞれが真となる[5].

$$\bullet r = \rho(A) \in \sigma(A), \quad r > 0$$

ここで、 $\sigma(A)$ は A のスペクトル、すなわち A の異なる固有値の集合である。 $\rho(A)$ は A のスペクトル半径、つまり以下の通りである。

$$\rho(A) = \max(\lambda \in \sigma(A)) |\lambda|$$

A のスペクトル半径 $\rho(A)$ は、 A の各固有値の各絶対値の内、最大の値として定義されている。以下、 r を定義する上記の集合の包含関係について確認する。この関係の意味は、 A の固有値の中に、 A の絶対値最大固有値の値を持つものが含まれている、ということである。

$$\bullet r \text{ の代数的重複度は } 1$$

固有値の代数的重複度について確認する[5]。以下の行列 A とその固有値 λ を取り上げる。

$$\lambda \in \sigma(A) = \{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_s\}$$

λ の代数的重複度とは、特性方程式の根として λ が現れる回数である。行列 A を以下とする[5].

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -4 & -4 \\ 8 & -11 & -8 \\ -8 & 8 & 5 \end{bmatrix}$$

A の特性方程式は次となる。

$$\lambda^3 + 5\lambda^2 + 3\lambda - 9 = (\lambda - 1)(\lambda + 3)^2 = 0$$

したがって、 $\lambda = 1$ は単固有値であり、 $\lambda = -3$ は2度繰り返されているため代数的重複度は2である。代数的重複度に対して、幾何的重複度は以下として定義される。

$$\dim N(A - \lambda I)$$

この定義での次元について確認する。ベクトル空間 V の次元 $\dim V$ は、 V の基底のベクトルの数である。同定義にあるゼロ空間について確かめる。 m 行 n 列行列 A に対して、以下の集合を A のゼロ空間 $N(A)$ と定義する。

$$N(A) = \{x_{n \times 1} | Ax = 0\}$$

つまり、 $N(A)$ は、 $Ax=0$ の全ての解の集合である。すなわち、幾何的重複度は、 λ に関して一次独立である固有ベクトルの最大数である。ボナチッチが用いる重複度は代数的重複度である。

ペロン・フロベニウスの定理に関して、既約の定義は次であり、既約とグラフについては以下のそれぞれが成り立つ[5].

$$\bullet n \times n \text{ 行列 } A \text{ は、次の置換行列 } P \text{ が存在する時、可約であるという。ここで } X \text{ と } Z \text{ は正方行列である。}$$

$$P^T A P = \begin{bmatrix} X & Y \\ 0 & Z \end{bmatrix}$$

A は、可約でない場合、既約であるという。

置換行列について確認する。置換行列とは、各行および各列について1となる成分が1つだけあり、その他の成分は0となる正方行列である[4]。置換行列 P の例は以下である。

$$P = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

n 行 n 列の置換行列 P と n 行 m 列の行列の積は、後者の行列の行の置換となる.

$$\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \\ e & f \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c & d \\ a & b \\ e & f \end{bmatrix}$$

m 行 n 列の行列と n 行 n 列の置換行列 P の積は、前者の行列の列の置換となる.

$$\begin{bmatrix} a & b & c \\ d & e & f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b & a & c \\ e & d & f \end{bmatrix}$$

- A のグラフ G は, $a_{ij} \neq 0$ の場合, その場合に限り N_i から N_j への弧が存在する点 $\{N_1, N_2, \dots, N_n\}$ 上の有向グラフとして定義される.
- $G(A)$ は, 点のいずれの各対 (N_i, N_k) に対しても N_i から N_k への弧の連続がある時, 強連結であるという.
- A が既約行列であるのは $G(A)$ が強連結の場合でありその場合に限る.

ペロン・フロベニウスの定理と既約行列の定義から, 無向グラフの隣接行列 A の最大固有値の代数的重複度は, 無向グラフが連結の場合は 1 となることが保証されている. 以上, ボナチッチが仮定する前提が定理によって保証されていることを確かめた.

無向グラフの隣接行列の対角化が有用であることについてボナチッチ中心性を通して確かめた. その上で, ボナチッチの前提がペロン・フロベニウスの定理によって保証されていることを指摘した. 対角化による方法はより簡明であるために, ボナチッチ中心性について新たな意味付け・解釈を展開するための考察の余地が広いと考えられる. 同様の有用性を有向グラフについて得るためには, 対角化可能であることが保証されるエルミート隣接行列で有向グラフを表現する必要がある. 今後の課題は以下のようなものだろう. 今回はボナチッチ中心性において無向グラフの点の数を n とし一般の場合について確かめた. 今後, 有向グラフをエルミート隣接行列で表現することが n 乗計算において有用であることを確認する必要がある. さらに, n 乗計算以外にも行列の対角化可能が社会ネットワーク分析において持つ有効点について考察する余地がある. この点については, 行列の固有値分解が考えられる.

文献

- [1] Bonacich, P. 1972, "Factoring and weighting approaches to status scores and clique identification", *Journal of Mathematical Sociology* :2 113-120.
- [2] Freeman Linton C., 辻竜平訳, 2007 『社会ネットワーク分析の発展』 NTT 出版.
- [3] Guo, K. J. 2015, "Simple eigenvalues of graphs and digraphs", *Dissertation Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Doctor of Philosophy in the Department of Mathematics of the Faculty of Science of Simon Fraser University*.
- [4] Horn, R.A., Johnson, R.J., 2012, *Matrix Analysis Second Edition*. Cambridge University Press.
- [5] MEYER, C. 2001, *Matrix Analysis and Applied Linear Algebra Book*, Society for Industrial and Applied Mathematics.
- [6] 金光淳, 2003, 『社会ネットワーク分析の基礎: 社会関係資本論へむけて』 勁草書房
- [7] 鈴木努, 2017, 『R で学ぶデータサイエンス 8 ネットワーク分析 第2版』 共立出版.
- [8] 安田雪, 1997, 『ネットワーク分析』 新曜社.

萌芽的セッション（ポスター報告） I
8月30日（木）13:00～14:30（講義棟 M1 から M4 の廊下）

1 オープンソース・プロジェクトの活性化を阻害するコミュニティ構造の発見

○新井 健太（芝浦工業大学大学院）

中井 豊（芝浦工業大学）

オープンソース・プロジェクトにおいて、コミュニティの影響は大きい。本研究では、オープンソース・コミュニティを2つのプロジェクトを介した開発者同士の関係を用いて定義し、Github 上から収集したデータを基に、プロジェクトの活性化とコミュニティの構造の関係を分析した。その結果、単純な次数（コミュニティに含まれる開発者の総数）による活性化への正の影響を打ち消すほどの負の影響を与える構造が発見された。

2 子どもに対するひとり親家庭の因果効果の推定—未婚・死別・離別を区別した分析

藤原 翔（東京大学）

ひとり親世帯が子どもに与える影響を検討した計量的研究は様々あるが、その多くは離別した母親に注目したものである。本研究では、国民生活基礎調査のデータを用い、親の未婚・死別・離別が子どもの様々なアウトカムにどのような影響を与えるのか通じて、因果効果を推定する（死別との比較からみた自然実験的アプローチ）。従属変数となるアウトカムは、病気やけが、及びそれに伴う問題の有無、主観的健康、メンタルヘルス、喫煙、高校進学である。

3 嗜好品摂取と幸福感の関連—他者との関係性を媒介した効果の検討

橋爪 裕人（公益財団法人たばこ総合研究センター）

他者との嗜好品摂取と幸福感の、他者への信頼感を媒介した関連を検討する。嗜好品は栄養摂取を目的としない一方で、快感情を得ることを目的とし、その傾向は他者との関係性が良好である場合に顕著になるという（森泉 2015）。快感情を得ることを目的とすることから、嗜好品摂取は直接幸福感と関連するのか、それともコミュニケーションを促進し（横光他 2015）、他者関係を良好にすることを通じて幸福と関連するのか、媒介分析の手法を用いて明らかにする。

4 自営業や非正規雇用からの退出後にどのような雇用形態につきやすいか？2015 年 SSM 調査データを用いて

平尾 一朗（大阪大学）

自営業と非正規雇用からの退出後の正規雇用のなりにくさについて類似性が指摘されている。そのため 2015 年 SSM 調査データを用い探索的に分析した。分析対象は男女の自営業経験者と非正規雇用経験者で、それぞれに離散時間ロジットモデルを適合させた。分析の結果、類似点とともに幾つかの相違点も見出された。たとえば正規雇用経験は自営業からの退出後に正規雇用への移動を促進するが、非正規雇用からの退出ではその効果はなかった。

5 出生力を考慮した教育達成格差の要因分解

○毛塚 和宏（東京工業大学）

白波瀬 佐和子（東京大学）

瀧川 裕貴（東北大学）

本研究では 2015 年 SSM 調査を用いて、大卒に到達する子ども数、及びそれから定義される Joint demographic mobility effect (Song and Mare 2015) の要因分解を行う。特に親の出生力・子どもの大卒到達確率の時間的变化が、それぞれの変化にどの程度寄与しているのか、明らかにする。

6 キャバ嬢はなにを得るのか—インタビュー分析と『小悪魔 ageha』分析による混合研究法アプローチ

小林 盾（成蹊大学）

キャバ嬢（キャバクラ嬢）は、職業からなにを得るのか。北条、三浦によれば、収入とともに「客からの承認」を得るという。そこで、インタビュー調査を実施し、同時に雑誌『小悪魔 ageha』を対象にライフ・ヒストリーについての語りを分析した。その結果、インタビューではコミュニケーション力や人脈（ソーシャル・キャピタル）が、雑誌では成長（人的資本）が、しばしば観察された。しかし、承認については確認できなかった。

7 Segmented Paths of Immigrants' Assimilation? Evidence from Japan

キョウ 順（東北大学）

Recent empirical literature in assimilation studies provides inconsistent conclusions regarding how immigrants' assimilation is related to their well-being in the host country (Alba et al. 2011; Haller et al. 2011; Portes, Fernández-kelly, and Haller 2009; Xie and Gough 2011; Xie and Greenman 2011). The primary goal of this dissertation was to empirically examines how the straight-line assimilation theory and the segmented assimilation theory apply to immigrants in Japan. Using data from "Survey of Foreign Citizens Regarding Life and Work", I investigate whether the relationship between assimilation and immigrants' economic achievement is modified by the local social contexts, measured by community-level economic conditions. Multilevel logistic regression yielded two main findings: (1) the assimilated immigrants generally achieved and enjoyed higher economic achievement; (2) for immigrants living in the economic disadvantaged communities, assimilation still to be positively associated with economic achievement. Overall, this empirical study from Japan found minimal supportive evidence for the segmented assimilation theory; however, these results are consistent with the straight-line assimilation theory's idea that assimilation is beneficial to immigrants regardless of local social context.

8 「クリエイティブな職業」を測定する—ワークスタイルと消費の関連分析に向けて

水野 誠（明治大学）

ポスト産業社会においては「差異」を生み出すヒトの創造性が重要になるという指摘がある（岩井克人 2015）。また、そうした社会ではクリエイティブ・クラスと分類される職業が重要になるという議論がある（Florida 2002）。本研究では「職業の創造性」を自身と社会的な知覚の双方から測定する試みを報告する。さらにそれと文化資本や社会関係資本との関連とともに、消費行動の差異に対する説明力が議論される。

9 専門学校生はどのような就労働機をもつのか—理容師と美容師の比較を事例として

森田 厚（成蹊大学大学院）

理容師、美容師となるには資格取得が必要であるが、定着率には理容師と美容師の間でも、男女の間でも差が有る。そこで、専門学校における理容学生と美容学生に、量的調査を実施した。「なぜ志望するのか」への自由回答を分析した結果、理容学生は家業を継ぐことと、技術の取得を動機としていた。美容学生の間では、女性は自分の容装が向上したという体験がきっかけとなりうるが、男性は高収入を期待していることが分かった。

10 ソーシャル・サポート・システムにおける重要な他者の移行—シーケンス分析を用いた分析から

中田 知生（北星学園大学）

本報告の目的は、高齢者のソーシャル・サポート・システムにおける重要な他者の推移を検証することである。このテーマについてさまざまな分析が行われているが、一時点ごとの因果分析では検証が困難である。したがって、ここでは、パネルデータを用いて、その推移をパターンとして捉えるシーケンス分析によって行う。その結果、従来言われてきたようなシステムの外側へ向かう移行より、内側へ向かう移行の優勢が見て取れた。

11 H. Esser「状況の定義」論再考

小田中 悠（慶應義塾大学大学院）

ドイツの社会学者である H. Esser の「状況の定義」に関する論考は、彼自身、そして、C. Kroneberg によって、フレーム選択モデルへと展開されてきた。それに対し、本報告では、Esser の「状況の定義」論がはらんでいると思われる、フレーム選択モデルとは異なる展開可能性を明確にし、その方向へと議論を進めることを試みる。

12 Why Do You Prefer that Model the Best?

Shoki OKUBO (University of Tokyo)

One of the main purposes of quantitative social science is to infer the properties of the population using the sample. In statistical inference, we assume a specific model and function for estimating parameters. However, there is no way to ascertain whether the model is valid or not. Young and Holsteen (2017) presents several solutions to this problem. However, the problem of Young and Holsteen (2017) is that the effect of each covariate in the model is treated equally. In this paper, we aim to advance the findings of Young and Holsteen (2017) by clarifying what should be conditioned and should not be conditioned by applying the knowledge of directed acyclic graph (DAG).

13 社会意識に対する社会移動の効果—SSM2015 データを用いた Diagonal Reference Model による検討

鈴木 伸生（岩手県立大学）

従来、社会移動が社会意識に及ぼす影響を精査した研究では、おもに、職業移動の効果が検討されてきた。しかしながら、現職における従業上の地位・企業規模によって本人の社会意識が異なる事実を踏まえると、それらの移動も社会意識に作用する可能性がある。そこで、本研究では、SSM2015 データを用いて、移動効果を検出可能な Diagonal Reference Model によって、職業・従業上の地位・企業規模それぞれの移動が社会意識に及ぼす影響を比較検討する。

14 サービス産業化時代の働き方と格差

田上 皓大（慶應義塾大学大学院）

サービス産業化が進展する近年では人々の労働環境が多様化しており、従来のように職業や雇用形態のみで、労働市場における格差を捉えることが難しくなっている。このような背景の下で、本研究は、労働によって得られる客観的なアウトカムの分配パターンを規定する潜在的な働き方の類型を明らかにし、またそれがどのような要因によって影響を受けているかを明らかにすることを目的とする。具体的には、共変量を統制したうえで、賃金や労働時間、雇用保障、福利などを顕在変数とする潜在クラス分析を行う。

15 痩身度と社会階層

太郎丸 博（京都大学）

痩身度（肥満度の反転尺度）と社会階層の関連について検討する。出身階層や学歴、現職、本人収入、世帯収入と痩身度の関連を調べる。欧米では肥満者に対する差別が指摘されているが、いずれにせよ階層と痩身度は関連すると予測され、それは女性において顕著であると考えられる。そのような傾向が日本でも確認されるか、東京大学社研パネル調査のデータを使って検討する。

16 児童相談所虐待相談記録についての計量分析の可能性

○藤間 公太（国立社会保障・人口問題研究所）

余田 翔平（国立社会保障・人口問題研究所）

坪井 瞳（東京成徳大学）

西本 佳代（香川大学）

野田 正人（立命館大学）

原田 旬哉（園田学園女子大学）

山岡 祐衣（University of Oklahoma）

山口 季音（至誠館大学）

泉田 信行（国立社会保障・人口問題研究所）

児童相談所における虐待相談対応件数の増加が社会的に注目を集めているが、深刻な虐待が発生する条件について社会科学的に検討する方法は十分に確立されていない。本報告では、子どもが児童相談所で一時保護された後に親子分離（施設措置，里親委託等）に至るような虐待が発生する条件を解明する上で，児童相談所虐待相談記録を計量的に分析することがもつ可能性について議論することを目的とする。

17 多数派姓名を中間変数とした階層要因の段階的検証

塚常 健太（KDDI 総合研究所）

中間変数となりうる名前（first name）の言語学的・統計学的特徴は，文化資本，メディアの普及過程，郊外の人口流動などの文脈から社会科学上の研究がおこなわれてきた。本研究では日本で多数派となっている姓名（苗字および名前）に該当するか否かをそれぞれ変数化し，時系列を考慮した段階的分析を実施し，他の階層要因をコントロールした上で社会意識・文化的行動パターンに姓名の効果が表れるか否かを検証する。

18 評定者のジェンダー・ステレオタイプと職業威信スコア

脇田 彩（立教大学）

本報告は，職業威信調査において，評定者のジェンダー・ステレオタイプが職業威信スコアに与える影響を検討した。評定対象職業を「男性らしい」と考える人，あるいは「女性らしい」と考えない人の方が，その職業を高く評定する傾向にある職業が多いことが分かったが，そうでない職業もあることが分かった。また，一般的な性別分業意識と，評定対象の性別による職業威信の差は見出せなかった。評定者のジェンダー・ステレオタイプの影響は複雑なものであり，その解明のために必要な調査についても述べる。

萌芽的セッション（ポスター報告）Ⅱ

8月31日（金）09：20～10:50（講義棟 M1 から M4 の廊下）

1 クラウドファンディングサイト Readyfor における支援者同士の追従ネットワークに関するネットワーク分析

○雨宮 俊貴（芝浦工業大学）

中井 豊（芝浦工業大学）

クラウドファンディングサイト Readyfor から情報を取得し、支援者と企画者とプロジェクトをノード、支援行為をエッジとしたネットワークを抽出した。これを用いて支援者同士の追従関係のネットワークを作成し、支援者のページランク算出等ネットワーク分析を行った。その結果多くの追従者を持つ支援者が見つかった。

2 SSP2015 調査における調査不能バイアスについて

○伏木 忠義（新潟大学）

前田 忠彦（統計数理研究所）

格差に関する国民の認識を議論するといった場合、基礎となるのは社会調査にもとづくデータである。一方、近年社会調査においては回収率が低下しており、回収率が 50%を切るようなこともしばしば起こる。このように低い回収率のデータをもとに種々の議論を展開するのには危うさもつきまとう。本発表では SSP2015 調査において格差に関する回答などでどのような方向のバイアスが発生しているのかを検討する。

3 難民に対するヘイトクライムがドイツ人の難民に対する態度に与える影響

五十嵐 彰（東北大学大学院）

2015 年以降、大規模な数の難民がドイツに流入した。この欧州難民危機を背景にドイツにおいて難民に対するヘイトクライムが多発したが、こうしたヘイトクライムがドイツ人の難民に対する態度に与える影響を検討する。ESS と難民に対する暴力件数データを用い、州にネストされた個人を対象にマルチレベル分析を行なった結果、態度が悪化するという結果が得られた。操作変数法による因果関係の検定も行なったが、結果は頑健であった。

4 家族の「個人化」をどのように測定するのか―「2018 年社会階層とライフコースについての全国調査」を用いたリスク論的分析の試み

川端 健嗣（成蹊大学）

家族関係の「個人化」は、どのように測定できるのだろうか。本報告は、親子関係の個人化を選択性の観点から実証的に検証することを試みる。データは「2018 年社会階層とライフコースについての全国調査」を用いる。当調査は無作為抽出による全国の男女 20～79 歳を対象とした訪問面接調査である。主な質問は「一般に『実の親』との関係は、切っても切れないものだ」（または「実の子」との関係）を用いた。分析の結果、親子関係の選択性の意識を規定する要因に家族構成や年代が認められ、その含意を個人化論の観点から検討した。

5 How does Exposure to Violence during Childhood Affect Adulthood Psychological Well-Being?

金孟佳（東北大学）

Previous studies have demonstrated the association between exposure to violence during childhood and psychological well-being in adulthood. Although some of them have proved that childhood trauma does have long-term consequences towards adulthood, few of them have attempted to reveal the process behind it. In this study, I assume there are two mediating factors relating to childhood trauma and adulthood well-being: socioeconomic attainment and social relations. Socioeconomic attainment, measured by education, income, occupational stratification, is widely considered to be highly correlated with psychological well-being. Thus, it is plausible to speculate socioeconomic disadvantage as a potential mediating factor on lower well-being. Besides, studies on childhood trauma indicated it is easier for individuals who had been abused to have negative feelings about interpersonal interactions, and violent behavior seems to be more common among physically abused adults. Thus, I assume lack of positive relations will be the other factor that generate lower psychological well-being. This analysis is based on data from JGSS2008, target group will be individuals from 20 to 50 years old, most of whom have already accomplished education attainment and job searching. The analysis is intended to investigate whether childhood trauma affects adulthood psychological well-being in an independent way and highlight the importance of exploring solutions for long-term negative impact of childhood physical abuse.

6 継続社会調査における地点間分散の推移

前田 忠彦（統計数理研究所）

全国規模の社会調査では通常、層化二段無作為抽出で標本設計がなされ、この際、二段抽出に伴う地点間分散は、調査の標準誤差の大きさを決める要因となり、同様のことであるが例えばマルチレベル分析を行う際には、その地点間分散の大きさが、分析の効果を決める重要な要因である。継続社会調査では地点間分散の性格（総分散に対する割合）が、過去の調査と比べて変化してきている否かは、一つの重要な検討事項になりうる。本報告では統計数理研究所による日本人の国民性調査を素材として、調査項目の地点間分散の大きさの調査時点間の変化の有無を検討する。

7 有子既婚者の友人グループへの参加／不参加理由に関する基礎的分析

○大戸 朋子（KDDI 総合研究所）

塚常 健太（KDDI 総合研究所）

有子既婚者同士、特に母親同士の友人関係については、子育てにまつわる情報・相談相手・支援をもたらす相互扶助的な関係性として研究が重ねられてきた。しかしながら、親同士の友人グループへの参加／不参加の理由を親本人がどのように認識しているのか、詳細な分類を行った上で社会的属性との関係性を検証した研究はなかった。そこで本研究では、有子既婚男女のデータを用いて、参加／不参加理由の類型化を行い、規定要因を検証する。

8 虐待の世代間連鎖—性別による違いに着目して

眞田 英毅（東北大学大学院）

本研究の目的は、JGSS-2008 データを用いて日本における虐待の現状を明らかにすることにある。先行研究では、虐待の世代間連鎖発生率が 20%程度であり、これは日本でも確認できることが示されている。しかし、誰から虐待を受けたのかや男女の虐待の受けやすさの違いなどが考慮されておらず、十分とは言えない。そこで本報告では、これらの課題を踏まえ、日本における虐待の世代間連鎖をロジスティック回帰分析を用いて男女別のモデルにて検討する。

9 高等教育へのイメージと大学中退—出身階層によるリスクの違いはなぜ生まれるのか

下瀬川 陽（東京大学大学院）

本研究の目的は、なぜ出身階層によって大学中退リスクの違いが起きるのかを明らかにすることである。Bourdieu & Passeron（1964＝1997）は、学生の高等教育へのイメージは所属する社会集団に応じて「ありえない」「ありうる」「当然の」将来というように分かれ、勉学上の適性にも影響するとしている。日本でもこのようなイメージが出身階層に影響を受けているのか、また大学生活や中退意思に影響しているのかを、構造方程式モデリングを用いて確かめる。

10 評判生成といじめ問題—エージェントシミュレーションによる検討

鈴木 貴久（津田塾大学）

本研究では、いじめが生じるメカニズムについて、集団内で流通する評判の観点から、マルチエージェントシミュレーションによって検討する。社会調査では加害者の評判生成がいじめの抑制可能性に影響を及ぼす可能性が示されている。そこで、本研究では二次情報まで用いる評判生成規範と協力の進化に関するシミュレーションを用いて、いじめが抑制されやすい状況とそうでない状況の検討を行う。

11 災害遺児の社会的養護に関する意識調査

鈴木 努（東北学院大学）

東日本大震災によって親を失い「震災孤児」となった18歳以下の子どもは、岩手、宮城、福島 の3県で241人にのぼり、その多くは祖父母、おじ・おばといった親族に引き取られ養育されることとなった。そこで注目されたのが親族里親という制度である。しかし東北という比較的、地縁・血縁の強いと考えられる地域で可能であったこの親族による養育が災害遺児の養育方法として一般化可能かは定かでない。本報告では今後の制度設計を考える上で遺児の養育に関する市民意識を調査しその概要を報告する。

12 夫婦学歴の組み合わせと就業パターン—専門学校学歴に着目して

多喜 弘文（法政大学）

本報告では、就業構造基本調査の個票データを用いて、夫婦学歴の組み合わせと就業パターンを検討する。先行研究では、短大卒よりも専門学校卒の女性の方が就業継続割合や正規雇用で働く割合が高いことが明らかにされている。しかし、こうした違いには、配偶者の学歴・職業・収入などが影響している可能性がある。本報告では、上記データが世帯調査であることの利点を活かし、この点について夫婦を単位とした検討をおこなう。

13 雇用の流動化と学歴・学校歴

豊永 耕平（東京大学大学院・日本学術振興会）

学歴がキャリアにもたらす影響は、「初職従業先を継続する」という日本的雇用慣行を念頭に置きながら議論されることが多かった（竹内 1995）。しかしながら、日本の労働市場は安定性と流動性が共存する側面が大きくなっている（Sato 2010）。そこで本報告では、SSM1995年調査・2005年調査・2015年調査の合併データを用いて、「そもそも初職従業先を継続するのは誰なのか？」を学歴・学校歴に着目して検証し、雇用の流動化による影響はどの学歴・学校歴層で大きかったのかを議論する。

14 女性の理工系進学と社会階層—設置者とコホートによる差異に注目して

山本 耕平（京都大学）

STEM分野を選択する女性が緩やかに増えていることの要因を探るために、専攻と出身階層との関連を明らかにしてきた先行研究の視点に加えてコホートと設置者に注目することで、どのような女性が理工系を選択してきたのかを検討した。SSM調査のデータをもちいた分析の結果、私立理工系は高い出身階層と、国公立理工系は低い出身階層および高い学力と、それぞれ関連していることが示唆された。これらの変数とは独立したコホートの効果も見出された。

15 インターンシップに参加する動機に関する研究

山下 悠（滋賀大学）

日本の四年制大学で開催されているインターンシップ制度を用いてインターンシップに参加した学生が提出した申請書類のデータ，主に志望動機欄の記述内容を用いてインターンシップに参加する学生がどのような動機で参加しているのかについて統計的な分析を行う．なお，本研究におけるデータ使用に際しては，調査対象となる大学の研究倫理委員会の承認を受けている．

16 階層帰属意識が有権者の投票行動を促進するメカニズム

横山 智哉（立教大学）

本研究は，客観的な社会経済的地位の主要素である所得と，主観的な社会構造内の自己定位である階層帰属意識との相違に着目した分析を行った．具体的には，媒介変数として投票義務感に着目し，所得が低い有権者でも自身の社会階層を高く認知する人は投票義務感が高いことで投票行動が促進される一方で，実際に所得が高い人でも自身のことを低階層に属すると認知する人は投票義務感が低いために投票行動が抑制されるという仮説を検証した．2007 年 9 月の参議院選挙後調査に行われた Japanese Election Study IV (JES IV) のデータを用いて，上記の仮説を検証した．種々の回帰モデルならびに一般化構造方程式モデリングを用いた分析の結果，所得や教育程度の影響を考慮してもなお，階層帰属意識は投票義務感を媒介して投票行動を促進することが示された．すなわち，客観的な社会経済的地位が低い回答者でも，自身が属する社会階層が高いと認知する場合には，結果として投票行動が促進されることが示唆された．

17 企業の業績変動は，新卒採用者に占める男女比率・文理比率に影響を与えるか？

吉田 航（東京大学大学院）

本報告は，日本の大企業における採用実績に業績が与える影響を，採用者に占める男女比率・文理比率に着目して明らかにする．『就職四季報』掲載の大卒採用実績データを，パネルデータとして分析に利用し，以下の結果を得た．企業の業績変動と文理比率の間には有意な関連が見られなかったが，男女比率とは有意に関連しており，業績が高くなるほど採用者に占める女性比率も高くなる傾向が示された．

第 66 回数理社会学会大会 研究報告要旨集

Preprints of the 66th Conference of the Japanese Association for Mathematical Sociology

2018 年 8 月 10 日発行

発行者 数理社会学会

編集者 竹ノ下 弘久 (研究理事), 田上 皓大 (研究活動委員会事務局)

数理社会学会事務局

三輪 哲 (庶務理事)

〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1 東京大学 社会科学研究所

E-mail: jams.jimu@gmail.com

URL: <http://www.jams-sociology.org/>

郵便振替口座 (International Postal Giro) : 01190-6-53848

編集著作権 ©2018 Japanese Association for Mathematical Sociology

本報告要旨集およびバックナンバーをご希望の方は、学会事務局までお申し込みください。