

經濟統計学会

第65回（2021年度）

全国研究大会報告集

2021年度全国研究大会実行委員会
実行委員長 北海学園大学経済学部 水野谷武志

〒062-8605 札幌市豊平区旭町 4-1-40

北海学園大学経済学部

TEL : 011-841-1161 (内線 2739)

E-mail : mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp

プログラム（目次）

10月16日（土）

9:30～11:30		セッションA：企画セッション（ジェンダー統計研究部会企画）	Zoom 会場第1
第5次男女共同参画基本計画とジェンダー統計			
コーディネータ：杉橋 やよい（専修大学）		座長：伊藤 純（昭和女子大学）	
1.	杉橋 やよい（専修大学）		
	世界ジェンダーギャップ指数の再検討 -----		1
2.	橋本 美由紀（高崎経済大学）		
	高校までの統計教育とジェンダー教育について-----		3
3.	高橋 雅夫（長野大学）		
	夫婦の家事分担の規定要因の動向 -----		5
4.	伊藤 陽一（東北・関東支部）		
	性的指向・性的自認(SOGI)の政府統計調査での取り上げ -----		7
9:30～11:30		セッションB：一般報告	Zoom 会場第2
座長：鈴木 雄大（北海学園大学）			
1.	高部 勲（立正大学）		
	公的統計マイクロデータの利活用推進に資する疑似データ活用の可能性 -----		9
2.	櫻井 智章（総務省）		
	民間データを活用した総消費動向指数の結果の改善について-----		11
3.	横溝 秀始*（総務省）・伊藤伸介（中央大学）		
	事業所・企業系のマイクロデータにおける匿名化措置の有効性の評価-----		13
4.	高橋 将宜（長崎大学）		
	外れ値を含む経済データにおける欠測値の代入処理 -----		15
（注）*印は報告者（以下同様）			
12:30～13:00		2021年度学会賞選考結果報告（学会本部企画）	Zoom 会場第1
13:00～14:30		セッションC：特別講演（学会本部企画）	Zoom 会場第1
コーディネータ：全国プログラム委員会		座長：水野谷 武志（北海学園大学）	
小山 雅之（札幌医科大学）他			
	札幌市の新型コロナウイルス感染症対策とGISの活用-----		17
15:00～16:30		セッションD：企画セッション	Zoom 会場第1
地域の諸課題と調査・統計分析（1）			
コーディネータ・座長：菊地 進（東北・関東支部）			
1.	丸山 洋平（札幌市立大学）		
	地域指標の客観的解釈に関する一考察		
	一地域別ランキングの批判的検討を通して-----		19

2. 坂本 憲昭 (法政大学)	
自動車所有台数からみたSS過疎地に関する考察	21
3. 芦谷 恒憲 (兵庫県立大学)	
兵庫県における地域データを用いた政策課題分析の事例と課題	23

15:00~16:30 セッションE: 企画セッション Zoom 会場第2

2025年成立の国民経済計算・国際収支統計周辺の課題

コーディネータ: 櫻本 健 (立教大学) 座長: 小川 雅弘 (大阪経済大学)

1. 萩野 覚 (内閣府)	
国際サービス供給のモード別分類について	
一海外子会社の活動や付加価値貿易指標を含む包括的なサービスの把握	25
2. 櫻本 健 (立教大学)	
2025年成立のSNAにおけるデジタルライゼーションの計測	27
3. 李 潔 (埼玉大学)	
SNAとMPSにおける固定資本の取扱に関する一考察	29

10月17日(日)

9:30~11:30 セッションF: 企画セッション Zoom 会場第1

日本の統計史を考える

コーディネータ・小林良行 (総務省) 座長: 山口 幸三 (総務省)

1. 上藤 一郎 (静岡大学)	
A. Queteletの人体測定学と数理統計学	31
2. 廣嶋 清志 (東北・関東支部)	
万国統計公会の人口調査像	33
3. 佐藤 正広 (東京外国語大学)	
紀元2000年と国勢調査—昭和14年臨時国勢調査について	35
4. 伊良皆 千夏 (一橋大学)	
米国統治下の沖縄における統計調査	37

9:30~11:30 セッションG: 一般報告 Zoom 会場第2

座長: 山口 秋義 (九州国際大学)

1. LI Yapeng (立命館大学)	
浙江省と山東省における都市・農村間所得格差の分析	
一空間パネルデータモデルの適用から	39
2. 泉 弘志* (関西支部)・戴 艶娟 (広東外語外貿大学)・李 潔 (埼玉大学)	
国際産業連関表による剰余価値率の国際比較—国際価値の理論を踏まえて	41
3. 栗原 由紀子* (立命館大学)・坂田 幸繁 (中央大学)	
首都圏近郊における職住分布の計測—パーソントリップ調査を利用して	43
4. 木下 英雄 (大阪経済大学)	
産業別にみる場合の雇用創出要因	45

12:30~14:30 セッションH：一般報告

Zoom 会場第 1

座長：中敷領 孝能（熊本学園大学）

1. 張 南（広島修道大学）
国際資金循環と金融ネットワーク分析 ----- 47
2. 浦沢 聡士（神奈川大学）
GDP ナウキャスティング：成果と課題 ----- 49
3. 瀨本 賢二*（松山大学）・井草 剛（松山大学）
愛媛県における観光消費の経済効果と課題 ----- 51
4. 長澤 克重*（立命館大学）・池田 伸（立命館大学）
電子商取引(ec)統計とアマゾンのパラドクス ----- 53

12:30~14:30 セッションI：企画セッション（労働統計研究部会企画）

労働・生活・福祉問題と統計

Zoom 会場第 2

コーディネータ・座長：村上 雅俊（阪南大学）

1. 伊藤 陽一（東北・関東支部）
COVID-19 の影響下の SDG 目標 8.1 指標の再検討 ----- 55
2. 村上 雅俊（阪南大学）
働き方の組み合わせで見るワーキングプア—世帯類型に着目して ----- 57
3. 福島 利夫（東北・関東支部）
日本型生活様式の変化と最低賃金制 ----- 59
4. 劉 洋（経済産業研究所）
企業年齢, 企業規模と雇用—日本のデータに基づく分析 ----- 61

15:00~16:30 セッションJ：企画セッション

Zoom 会場第 1

地域の諸課題と調査・統計分析（2）

コーディネータ・座長：菊地 進（東北・関東支部）

1. 西内 亜紀*（統計情報研究開発センター）・新井 郁子（統計情報研究開発センター）・草薙 信照（大阪経済大学）
関西国際空港と中部国際空港の立地がもたらした人口構造の変化
—地域メッシュ統計による年齢3区分人口の分析 ----- 63
2. 小西 純（統計情報研究開発センター）
知識産業集積地域における産業中分類別従業者数による主成分分析 ----- 65
3. 大井 達雄（立正大学）
タイル指数による観光地の人流データの変動要因分析 ----- 67

世界ジェンダーギャップ指数の再検討

杉橋 やよい (専修大学)

1. はじめに

本報告の目的は、世界ジェンダーギャップ指数 (Global Gender Gap Index: GGGI) について、最近の議論を踏まえて、ジェンダー統計の視角から改めて検討することである。

GGGI は、世界経済フォーラム (WEF: World Economic Forum) が 2006 年から毎年公表している世界各国の男女間格差の程度を示すジェンダー総合指数である。GGGI をめぐって、国内では GGGI の弱さや限界を軽視・無視して無批判に日本の順位の高さに着目した利用が多く、海外では GGGI 値を回帰分析の一説明変数として利用する研究までもある。他方、GGGI のジェンダー統計の視角からの評価は、伊藤陽一氏が 1990 年代半ばに UNDP の HDI や GDI を国際的な論議を踏まえて検討して以来、GEM や GII さらに他のジェンダーに関する総合指数を幅広く取り上げる中で、行っている。報告者は、2007 年に GGGI を取り上げて以来、GGGI の公表のたびに紹介と簡単なコメントや解説などをしてきたが、包括的な検討を JICA からの依頼に応える形で行った (杉橋 2013)。

本報告では、杉橋 (2013) をベースに、最近のジェンダー総合指数に関する論議およびフェミニスト経済学による検討も部分的だが踏まえて、GGGI を再検討する。

2. GGGI の考え方と手続き

最新の報告書 *Global Gender Gap Report* に基づいて手続きを簡潔に紹介する。

2.1 基本的考え

- ① 絶対的な「水準」ではなく相対的な「格差」に着目する。
- ② 男女平等がどのくらい達成されたのかというアウトカム(成果)だけを問題にする。
- ③ 女性のエンパワメントそのものではなく、あくまでもジェンダー平等を指数の基準にする。

2.2 計算手続き

2.2.1 4つの分野—経済、教育、健康、政治—の下に 14 の指標。①経済では、(1)労働力率 (データ出所: ILO)、(2)類似労働での男女間賃金格差 (WEF が行う「経営者意識調査」)、(3)勤労推定所得 (ILO)、(4)議員・政府高官・管理職 (ILO)、(5)専門的技術的職業従事者 (ILO)、②教育では、(1)識字率、(2)初等教育、(3)中等教育、(4)高等教育の就学率 (すべて UNESCO)、③健康では、(1)出生時性比 (世界銀行)、(2)健康寿命 (WHO)、④政治では、(1)国会議員、(2)大臣 (ともに列国議会同盟)、(3)過去 50 年における首相あるいは大統領の就任年数 (WEF の計算)、である。

2.2.2 計算方法は、シンプルでわかりやすい。①14 の指標を比率 (女性÷男性) にする。②①の結果が 1 以上の場合、端数を切り捨てる。③重み (ウエイト) を付ける。なお、重みは、各指標に同じ程度になるように、各指標の標準偏差を用いて算出される。④②に③のウエイトを付けて求めた各指標の数値を、算術平均することで、GGGI が求められる。GGGI は 0~1 の値をとり、0 は男女不平等、1 は男女平等を示す。

3. 評価基準—Hawken and Munck (2013)に依拠して—

Hawken and Munck (2013) は、ジェンダー総合指数の評価枠組みとして、構築段階—背景の理論・概念、指標のデータ、総合指数の計算—にわけて評価基準を、提示している (ここでは割愛する)。これも参考に、ジェンダー統計の視角から GGGI を評価する。

4. GGGI の意義と問題点—単一総合指標としての限界も含めて—

4.1 意義

GGGI は、基盤となる考えが明示され（上記 2.1）、分野と指標が比較的多く「包括的」であり、計算式がシンプルで分かり易いので利用者も確認が可能である。その上、指標は、アマルティア・センの潜在能力（capabilities）を反映し（van Staveren 2021, p.163）、基礎データが多く比較対象国が相対的に多い。

3.2 問題点

- ① 依拠する理論的枠組みが不明である。そのため分野・指標の妥当性を評価できない。
- ② 無関係なデータを合算している。GGGI は、労働力率、識字率、女性議員割合など全く性格が異なる統計データを、それぞれ指数化して、ウエイトをおいて加算している。しかし、これらは異質なので、加算すること自体そもそもおかしいのである。
- ③ 各指標が独立ではない。GGGI では、outcome の指標に限定するとしているが、例えば、「教育」は、「経済参加と機会」という outcome のための input または means と捉えることもでき、そうだとすると、「教育」と「経済」の指標は統計的に独立とはいえない。ここでは、なにが input または means であり、そこからどういう outcome が出てくるのか、という説明はない。理論的枠組みがない（上記①）ので因果関係を推測するのも困難である。
- ④ 男女間格差を、その他の格差（例えば貧富の格差、階級の格差、身分の格差、人種の格差、等々）とは無関係としている。また、先進国と発展途上国との絶対的な水準とも、一国の男女間格差は関係ないとしている。
- ⑤ 指標の代表性・信憑性・正確性の欠落。(i) 国ごとの絶対的な水準の違いを捨象するとしながら、「経済参加と機会」では、専門職や管理職などを取上げ、先進資本主義国を対象にし、農業中心の国には当てはまらないモデルとなっている。(ii) 経済分野の「議員・政府高官・管理職」に政治分野の「議員」が含まれており不適切である。これは、入手しやすい既存のデータに依拠することから生じる問題である（Hawken and Munck 2019）。(iii) 所得のデータが2度含まれている（van Staveren 2021）。(iv) WEF による「経営者意識調査」から、「類似労働に対する賃金の男女間の平等性」が用いられているが、この調査内容は公表されていなく、信頼性を判断できない。また、意識調査の結果であって実態とは異なる可能性が大きい。しかも人口のわずかをしめるにすぎない財界リーダーの調査であり、一般市民の見解とは異なる。全体としてバイアスがかかる可能性が高い。(v) 欠損値の扱い。「健康寿命」は、実際には「平均余命」に代替されていることが多いことにも注意する必要がある。

主要参考文献

- 伊藤陽一（2021a）「GGGI 再訪—そのほかの国際的ジェンダー平等指数等との比較で（上）—」『ジェンダー統計研究部会ニューズレター（以下 GSSNL と略す）』No.52, pp.23-32.
- 伊藤陽一（2021b）「GGGI 再訪—A. Hawken 他論文を介して（中）—」『GSSNL』No.53, pp. 32-45.
- Hawken A. and G. Munck (2019) “Cross-National Indices with Gender-Differentiated Data: What Do They Measure? How Valid Are They?” Soc. Indic. Res., 111 pp.801-38
- 杉橋やよい（2013）「GGGI とは—その紹介と評価—」（JICA の依頼に応じてまとめた。未公表）
- van Staveren, Irene (2021) “Measurement of Well-Being”, Günseli Berik and Ebru Kongar eds. *The Routledge Handbook of Feminist Economics*, London and New York: Routledge, pp.157-166.

高校までの統計教育とジェンダー・セクシュアリティ教育について

橋本美由紀（高崎経済大学・非常勤）

はじめに

本報告は、高校までの学校教育における統計教育、およびジェンダー・セクシュアリティ教育について、第5次男女共同参画基本計画(以下、5次計画)とジェンダー統計との関係も踏まえながら、いくつかの課題について検討した。

1. 日本における統計教育—学校教育を中心に

1.1 日本における統計学の歴史は明治初期にさかのぼるが、統計教育が一般の児童生徒に広まったのは戦後である。1947年学習指導要領算数科・数学科編（試案）をみると、小学校算数科、中学校数学科の指導の目的は、「数・量・形の観念を明らかにし、現象を考察処理する能力と、科学的な生活態度を養うこと」とある。この目的について具体的には、「社会現象に対する関心を深め、統計的事実を理解したり、使用したりする能力を養うこと」とある。試案は実際の生活場面につながっていて、何のために作図をするのか、グラフを読むのが明確であった。

1.2 1958年の学校教育法施行規則の一部を改正する省令によって、小学校学習指導要領算数科は、「各領域の内容はできるだけ算数科としての独自のねらいに合ったもの」だけに限られた。

中学校学習指導要領数学科では、学習指導の方針の1つに「数学の学習の素材として、他の教科の学習成果も用いたり、数学科の学習効果を他の学習において用いたりできるように留意する」ということは記載された。算数・数学科と他の教科との連携は謳われてはいるものの、学習指導はテクニカルな部分に特化したように見える。

1958年の高等学校学習指導要領数学科編では、数学Iで「自然現象や社会現象における統計的な現象の数学的な表現の方法として記述統計の基本的な事項を扱い、その役割を明らかにすることが記載され、統計的な資料の整理の仕方とその方法等についてのみ学ぶことになる。

社会科については、社会科の目標の中に「地図・統計・史料、その他の社会科の学習を批判的に解釈した上で、これを利用する態度や能力を養う」、社会科人文地理の目標の中に「統計・グラフ・写真・旅行記など、正確な資料を有効・適切に利用するとともに、自らもこれを作りうる能力を養う」と記載されている。

高等学校においても、各教科のねらいにそれぞれ特化していったことが分かる。以降、小中高ともおおむね各教科の独自のねらいを中心に学習指導していくことになる。

1.3 OECD生徒の学習到達度調査(PISA2006)の結果により、日本の児童生徒の課題として、数学について、知識・技能を実際の場面で活用する力が足りないこと、科学への興味・関心が低いこと、読解力の向上が引き続き必要であることが明らかとなった。これにより平成20,21年(2008,2009年)告示の学習指導要領では理数教育の充実を掲げ、統計に関しては高等学校の数学Iで統計に関する内容を必修化し、公民科においても地図や統計等の資料の活用に言及している。

ほぼ同時期(2007年)に「統計法」が全面改正され、2009年4月から新統計法が施行された。また、「公的統計の整備に関する基本的な計画」(同年3月13日閣議決定)において取り組むこととされた、統計の有用性や調査への重要性に関する教育現場への教材の提供のため、統計教育に関する総務省統計局のHPの掲載内容を改善する研究会が立ち上げられた。統計教育を充実させるための授業実践の報告や教師向けの統計学習の指導についてアドバイスもHPに掲載された。

1.4 平成29,30年告示の学習指導要領になると、小中学校の学習指導要領の改訂のポイントに「必要なデータを収集・分析し、その傾向を踏まえて課題を解決するための統計教育の充実」という文言が入ってくる。社会的事象等について調べまとめる技能の必要性から、統計教育の充実には小中高すべての学校種の社会科(地理歴史科、公民科)でも進められることとなった。2022年度からは従来の数学や理科とは別に理数科が新設される。ここでは「数学的モデルをつくり探究すること」、「なぜそのような式で表現されるのか」を考えること等により、それまで見いだされていなかった事実を見いだすことが可能になり、深い学びが期待されている。

2. ジェンダー・セクシュアリティ教育

2009年にユネスコ(UNESCO)を中心に開発された『国際セクシュアリティ教育ガイダンス』(以下、ガイダンス)の初版が発表され、これからの日本の「性教育」に必要な「指針」として位置づけられてきた。初版では国連合同エイズ計画(UNAIDS)、国連人口基金(UNFPA)、ユニセフ(UNICEF)、世界保健機関(WHO)が参加し、2018年に発行された改訂版では、国連女性機関(UNWOMEN)も作成に加わり、よりジェンダー平等の実現に向けたものとなった。

初版のガイダンスでは、6つのキーコンセプトで構成されていた具体的学習目標が、改訂版では次の8つになった。すなわち、①人間関係、②価値観・人権・文化・セクシュアリティ、③ジェンダーの理解、④暴力と安全確保、⑤健康とウェルビーイング(幸福)のためのスキル、⑥人間からだと発達、⑦セクシュアリティと性的行動、⑧性と生殖に関する健康である。

日本では、2002年ごろからの性教育バッシングで、性教育を教えることを禁止されたまま、学習指導要領の歯止め規定により、小中学校では、科学的事実—性交、避妊、中絶等に関する性的健康を守る情報やスキルについて、また、性被害の実態とそれへの対処の仕方等についても、ほとんど教えられていない。「性犯罪・性暴力対策強化の方針」(内閣府 2020)に基づいて策定された「生命の安全教育教材」(文科省 2021)も性被害への予防・対処等については何も語られていない。高校でも、ジェンダー平等の中核にある、性自認や性の多様性、人権を基盤とした両性関係の在り方等について学ぶ機会は十分とはいえないことが指摘されている(JNNC 学習会 2021)。

3. 5次計画とジェンダー統計

5次計画第2部政策論のIV推進体制の整備・強化では、2. 男女共同参画の視点を取り込んだ政策の企画立案及び実施等の推進の具体的な取組として「…ジェンダー統計の充実の観点から、各種統計の整備状況を調査し公表する。また、ジェンダー統計における多様な性への配慮について、現状を把握し課題を検討する。業務統計を含む各種調査の実施に当たり、可能な限り男女別データを把握し、年齢別・都道府県別にも把握・分析できるように努める」と記載されている。

しかし、2020年国勢調査では有識者会議において、「同性パートナーを新たに把握すること」について検討されていたが、同性パートナーに関する法制度が整備されていない日本において、法制度に先んじて、国勢調査に同性パートナーに関する選択肢を設けることは直ちには困難であるとして、選択肢の新設は見送られた。

第10分野(教育・メディアを通じた男女双方の意識改革・理解の促進)では、1. 男女共同参画を推進し多様な選択を可能にする教育・学習の充実の具体的な取組において、「国立女性教育会館で男女共同参画を推進する組織のリーダーや担当者を対象にした研修や教育・学習支援、男女共同参画に関する専門的・実践的な調査研究や情報・資料の収集・提供等を行う」と記載されている。確かにこの路線で国立女性教育会館の業務は行われているが、予算の削減で一部の統計のweb掲載のみでジェンダー統計集の刊行がなくなった。再発行への見直しが求められている。

結びにかえて

2022年度から理数科が新設され、算数・数学科だけでなく、社会的事象等について調べまとめる技能の必要性から、統計教育の充実は小中高すべての学校種の社会科(地理歴史科、公民科)でも進められることとなった。統計局のHPにある『高校生のための統計学習教材』にはデータから見る社会・経済情勢という章があり、地域経済分析システム(RESAS)を活用して自治体の子育て世代の女性向け就労支援施策の検討の事例が載っていた。小学生であれば高度な分析ツールを使用せずとも、社会・経済情勢を見る統計表やグラフを読む、作成することは可能である。その中で自治体の男女の構成比を見るなどジェンダー統計を浸透させていけるのではないかと考えた。

参考文献

- 総務省統計局・統計研究研修所(2020)『高校生のための学習教材』
 内閣府(2020)『第5次男女共同参画基本計画～すべての女性が輝く令和の社会へ～』
 文科省(2018)『高等学校学習指導要領(平成30年告示)解説 数学編』——『高等学校学習指導要領(平成30年告示)解説 公民編』
 文部省(1947)『学習指導要領(試案)算数・数学科編』——『学習指導要領(試案)社会科編』
 ユネスコ編、浅井春夫、田代美江子ほか訳(2020)『改訂版 国際セクシュアリティ教育ガイダンス—科学的根拠に基づいたアプローチ』明石書店

夫婦の家事分担の規定要因の動向

高橋 雅夫（長野大学）

1. はじめに

夫婦の労働と家事の分担についての分析に関しては、これまで多くの研究が行われてきているが、社会生活基本調査などの公的統計のマイクロデータを用いた分析は、限られたものとなっている。

本研究は、社会生活基本調査のマイクロデータを用いた先行研究を踏まえ、直近の同調査のマイクロデータを活用して夫婦の家事分担の規定要因の最近の動向を分析することを目的とする。これにより、政府が進めている働き方改革やワークライフバランスの推進等に資する新たな知見を得ることを目指す。

2. 分析方法

昨年の本研究大会において、社会生活基本調査の直近の調査である平成 28 年調査及びその 20 年前の平成 8 年調査の調査票情報をオンサイト施設で利用し、夫婦の平日における家事時間（家事、買物、育児の時間の合計）と労働時間（仕事と通勤の時間の合計）に関する直近の状況と 20 年前の状況とを比較し、その変化について記述統計を中心に分析を行った結果を報告した。これは、松田・鈴木（2002）の論文における記述統計による分析方法に倣ったものであるが、同論文では、多変量解析による分析も行っており、本研究では、その多変量解析による分析方法を平成 8 年及び 28 年の社会生活基本調査の調査票情報に適用して、この 20 年間の夫婦の家事分担の規定要因の動向を分析する。

多変量解析による分析において、被説明変数は、夫と妻各々の家事時間と、妻の家事時間に対する夫のその比（夫／妻）（ここでは、「夫のシェア」という。）とする。説明変数として、夫・妻の労働時間と配偶者の家事時間、末子の年齢、世帯構成、世帯年収、都市規模ダミーを用いたモデルを構成して分析を行う。時間に関係する説明変数については、先行研究（松田(2000)）の結果から非リニアな関係にあることが判明しているため、ダミー変数を用いる。分析手法としては、夫の家事時間及び夫のシェア（夫／妻）については、夫の家事時間が 0 の世帯が相当程度存在することを考慮して **tobit** 分析を用い、妻の家事時間については、重回帰分析を用いる。

なお、分析に当たっては、統計法に基づく利用手続きを経て、独立行政法人統計センターに設置されたオンサイト施設において社会生活基本調査の調査票情報を利用した。

3. 結果

(1) 先行研究との比較

ここでは、平成 8 年について、先行研究（松田・鈴木（2002））の結果との比較を行った。その結果、先行研究と本研究とでおおむね同様の結果が得られた。ただし、本研究においては標本数が確保されているため、多くの項目において統計的有意性が新たに確認された。

(2) 夫婦の家事分担の規定要因の動向

平成 8 年と 28 年の社会生活基本調査のマイクロデータを用いて、この期間における夫婦の家事分担の規定要因の変化を分析した主な結果は、以下の表 1 のとおりである。

表1 夫婦の家事分担の規定要因の動向 — 平成8年, 28年

説明変数	夫・家事時間(分)		妻・家事時間(分)		夫のシェア(夫/妻)	
	平成8年	平成28年	平成8年	平成28年	平成8年	平成28年
労働時間						
夫の労働時間						
(500分未満) RG						
(500~600分未満)	-93.87 ***	-98.62 ***	29.85 ***	31.21 ***	-0.57 ***	-0.58 ***
(600~700分未満)	-129.4 ***	-136.4 ***	39.82 ***	34.68 ***	-0.80 ***	-0.82 ***
(700分以上)	-190.6 ***	-209.5 ***	48.45 ***	38.55 ***	-1.18 ***	-1.27 ***
妻の労働時間						
(0分) RG						
(0分超~300分未満)	-25.96 **	5.10	-82.88 ***	-87.80 ***	-0.12	0.01
(300~400分未満)	-3.40	-11.96	-136.6 ***	-164.5 ***	0.07	-0.01
(400~500分未満)	2.60	-16.65	-196.1 ***	-216.5 ***	0.12 *	0.00
(500~600分未満)	32.06 ***	26.43 ***	-249.6 ***	-267.2 ***	0.36 ***	0.37 ***
(600分以上)	41.80 ***	66.90 ***	-303.0 ***	-315.4 ***	0.59 ***	0.82 ***
家事の量						
末子年齢						
0~2歳ダミー 1)	123.1 ***	119.6 ***	170.7 ***	170.5 ***	0.70 ***	0.52 ***
3~6歳ダミー 1)	36.16 ***		82.00 ***		0.20 ***	
7~12歳ダミー 2)	14.52	23.19 **	51.01 ***	85.11 ***	0.08	0.03
13~17歳ダミー 3)	-2.68	18.51 *	44.85 ***	80.50 ***	-0.05	0.02
18歳未満子なし RG						
世帯構成						
夫方親同居	-12.80	14.20	16.05 ***	-21.17 *	-0.11	0.14
妻方親同居	-10.72	-28.07	-11.48	14.20	-0.37	-0.13
親非同居 RG						
資源・その他						
世帯年収(万円)	0.00	-0.02 **	0.02 ***	0.03 ***	0.00	-0.0002 **
都市規模						
大都市ダミー	-2.56	13.78 *	-4.49 *	0.31	-0.05	0.12 **
中都市ダミー	3.80	7.44	0.27	0.49	0.02	0.05
小都市以下 RG						
定数項	-96.10 ***	-31.47 ***	324.4 ***	315.6 ***	-0.73 ***	-0.31 ***
Log likelihood/R2	-10.028	-13.297	0.499	0.5033	-3468.775	-4181.963
F-value			1906 ***	918.6 ***		
有効ケース数	65,007 (DF)	28,964(DF)	32,495 (DF)	14,474(DF)	62,759 (DF)	27,446(DF)

先行研究: 松田・鈴木(2002)による結果
 RG: レファレンス・グループ
 夫の家事時間は tobit 分析, 妻の家事時間は重回帰分析の結果
 * 5%水準で有意 **1%水準で有意 ***0.1%水準で有意
 1) 平成28年では、末子が就学前としている
 2) 平成28年では、末子が小学生としている
 3) 平成28年では、末子が中学生及び高校生としている

4. 結論

夫婦の家事分担の規定要因の動向の分析結果として、以下のことが明らかとなった。

- 夫(妻)の長時間労働は、自身の家事時間の減少と配偶者の家事時間の増大の要因になっている(この20年間で傾向は変わらない)
- 夫の家事時間の増加量自体はわずかであるが、妻の労働時間が長くなったり、末子の年齢が低かったりする場合に夫の家事時間が増大する傾向が大きくなるなど、わずかながらではあるが、妻の家事負担が軽減される方向には向かっている

上記のことは、若い世代の未婚率の上昇(婚姻率の下降)、ひいては少子化の加速に影響していることも考えられ、必要な対策が望まれるところであり、夫と妻の家事時間及び労働時間の推移については、引き続き注視していくことが必要と考えられる。

5. 参考文献

落合恵美子(2004)『21世紀家族へ:第3版』有斐閣選書
 平井太規(2019)「家族形成期の共働き世帯における夫の家事・育児分担とその規定要因」『統計学』第116号, pp.13-25
 平田道憲(2007)「共働きと非共働き世帯の夫婦のワーク時間の時系列的变化—家族関係からみた分析—」『広島大学大学院教育学研究科紀要』第二部第56号, pp.297-302
 松田茂樹(2000)「夫の家事・育児参加の規定要因」『年報社会学論集』13, pp.134-145.
 松田茂樹・鈴木征男(2002)「夫婦の労働時間と家事時間の関係—社会生活基本調査の個票データを用いた夫婦の家事時間の規定要因分析—」『家族社会学研究』13巻2号, pp.73-84
 水野谷武志(2005)『雇用労働者の労働時間と生活時間—国際比較統計とジェンダーの視角から—』御茶の水書房

英国とカナダでの 2021 人口センサスでの SOGI 等に関する質問の設計

伊藤陽一（東北・関東支部）

【大会当日の報告では、22 枚のスライドを用意したが、時間が不足すると考えて、(1)報告の結論にあたる「小括:まとめと当面の課題」を読みあげた。続いて、(2)性的マイノリティの人々への差別問題が、これまで無視されてきた「最後の人権問題」であること、(3)特に 2000 年代に入って当事者運動の力もあって論議が活発化してきたこと、(4)一方に、同性間の性的行為や同性婚に死刑・禁固刑を科すイスラム圏諸国、ローマカソリックの根強い反対があること、(5)統計による取り上げは EU 諸国の多く・カナダ・オーストラリアで進んでいること、(6)しかし、センサス等での国際基準化はなお厳しい状況にあること等、をとりあげた。全体としては(2)と(3)に重点をおいた。【性的マイノリティ問題年表や ILGA と ILGA Europe が発表している世界やヨーロッパの性的マイノリティの受け入れ状況マップ(印象的である)、文献リスト(2p)等は、ここには収録できない】。

フロア質問:カナダと英国のセンサスでの調査項目質問設定への不満とは具体的に何であったか。回答:報告時に説明を省略した以下の3.1の2)②と3.2の2)②を説明した。以下は、報告前に大会運営事務局がサイト上に示した報告要旨に、報告後、若干の書き換えを施したものである。】

1. 報告課題と必要性

- 1) 本報告の課題は、公的統計における SOGI (性的指向・ジェンダー自認: Sexual Orientation, Gender Identity) に関する質問項目の設計と実施に関して、特に英国とカナダの 2021 年人口・住宅センサスでの取り組みを具体例として検討し、今後、検討すべき問題を考えること。
- 2) 日本での性的多様性に関わって、一部に生じた性別記入欄廃止措置に対し、LGBT 法連合会 (当事者団体の 1 つ) が、ジェンダー問題検討の必要性の見地からこの動きを戒めた。
- 3) 国際的・国内的に、人種、民族、性、障がい者等差別の理解・禁止へ進む中で、性的マイノリティ (この呼称は流動的・暫定的) 差別が残されてきた。当事者は法的に同性愛行動や同性婚、服装、権利要求すら禁止、社会的意識もあって教育、雇用・労働、結婚、医療他広い生活分野で、監視、侮蔑、迫害、差別等に晒されて精神的苦痛、病気他に及んでいる。
- 4) 性的マイノリティ差別が人権問題とみなされ、差別廃止政策が拡大するのは、今世紀に入ってから。EU 理事会や国連人権理事会の先導の下、各国での権利確認が進み始めた。
- 5) 性的マイノリティの人権を保障に向けた動きで、特に強い要請は公的統計による取り上げ。「LGBT の人々と彼らが直面する不利益を国の統計で可視化することは、彼らを受け入れるための前提条件である。センサス、労働力調査、健康調査や犠牲者調査で性的指向や性自認に関する情報を収集することは、LGBT の人々が直面する不利益に関する認識を改善するために重要である。」¹、日本学術会議報告書²も「継続的な公的調査の必要性」を主張。報告者³は、「一国統計の中で最重要の人口センサスでの取上げが必要と考える。

2. SOGI 等に関する人口センサスによる取り上げ経過

- 1) センサスでは、①性区分 (第 3 選択肢)、と②家族・世帯関係 (同性婚や養子縁組) 質問。
- 2) センサスでの論議と実施は、2000 年代、特に 2010 年代から。▼インド: 2011 年に性区分→21 年継続。パキスタン: 2017 年男、女、トランスジェンダー。オーストラリア: 2016 年性区分→21 年見送り。合衆国: 2010 年に世帯関係。▼2020 年ラウンドで、英国 (E・W で実施、S: コロナ延期 2022) とカナダで性区分。合衆国-性区分見送り。▼ガイドライン等。UN (2015, 17 年) 2020 ラウンド向け: 性区分論議無し。EU (2015

¹ OECD(2019) *Society at a Glance 2019 OECD SOCIAL INDICATORS-A Spotlight on LGBT people*, p.109

² 日本学術介護・社会と教育における LGBT の権利保障分科会 (2017) 『提言 性的マイノリティの権利保障をめざしてー婚姻・教育・労働を中心にー』 p.8

³ ①伊藤陽一 (2004.8) 「意見交換: 性同一性障害者特例法施行後の性別記載廃止の広がりについての暫定メモ」『ジェンダー統計研究部会 NL (GSSNL)』 No. 2、②(2020.10) 「性自認(Gender Identity)あるいは性的指向 (Sexual Orientation) 等の統計調査による測定に関する覚え書き(1)ーUNECE の報告等を材料にしてー」 GSSNL.No.50、③ ②を 2 倍化した(2020.1) 「センサスでの性自認性自認(Gender Identity)あるいは性的指向 (Sexual Orientation) に関する質問への取り組みーUNECE 報告と主要国の試みの紹介」『政府統計研究部会 NL』 No.43、④ (2021.1) 「覚え書き(3) 統計調査への性的指向・ジェンダー自認 (SOGI) 質問の導入ー合衆国連邦機関間ワーキンググループの資料の紹介を通じて」 GSSNL.51。

年)：性区分、世帯関係論議あり。▼文献。USA-【研究は厚い】2016、UNECE-2019、OECD-2019。

3. SOGI 項目—カナダとイングランド・ウェールズでの 2021 年センサス—(と世帯員関係項目)

3.1 カナダ 1) 5年毎、21年5月11日現在。短票(75%、17問+)と長票(25%、58問+)の両方、80%online期待。(i)出生時の性、(ii)現在のジェンダー、を(iii)問2-3の連続項目で質問、(iv)対象年齢無し、(v)GIの具体的状況を自己記入、(vi)記入任意性無し。

2) ①肯定：「良い出発」(Statistics Canada 他)。⇔②疑義・批判(i)「出生時の性」に対する当事者の反発—同意なしの性である。(ii)第三の選択の自己記入。選択肢なしで十分な記入があるか・・・

3.2 イングランド・ウェールズ 1)10年毎、21年3月21日現在、(i)出生時の性、(ii)16歳以上に対して、(iii)現在の性的指向、(iv)ジェンダー自認、(v)出生時の性とSOGIを項的に分離、(vi)SOとGIを連続2項、(vii)SOで主要選択肢、(viii)GIの具体的状況を自己記入、(ix)記入は任意。

2) ①肯定：「良い第一歩」⇔②疑義・批判(i)16歳未満の除外、(ii)3は回答強制。間を開けた26・27は任意。両方とも不正確にならないか？(iii)26・27の数値は軽んぜられ、2の男女別が支配的になる可能性。

3.3 世帯内関係 1) カナダ：問5～7⇒慣習法上のパートナー明確、同性婚等ではあいまい。2) イングランド・ウェールズ：問H6、個人問4で、慣習法上のパートナー、問5で相手：異性か同性か⇒同性婚のみ。【3】USA：2010・20年センサスで、個人の性で「男、女」のみを継続。世帯関係で「夫・妻は、異性か同性か、生物学的息子・娘、里子の息子・娘…」の回答項目⇒同性婚等と里子。

4. センサス・公的統計での SOGI 関係項目採用に関わる諸問題と当面の検討課題

- 1)社会的動向：①当事者、当事者団体・支援者等の活動・意向、②差別禁止法⇒(LGBT 問題推進の法的・制度的基準)、③政府・議会・自治体等の動向、④市民・住民の意向の変化。
- 2) 統計における問題：①統計における国際・地域・国内基準の有無、調査参加者の同意、当事者・関係者の同意、②プライバシーの保証、③用語・質問設定(注意書きを含めて)の妥当性、④調査拒否・回答回避等の見通し(テスト)、⑤集計見通し、⑥センサス全体の正確性・・・
- 3)統計分野での当面の検討課題・①上記2020年センサス・ラウンドでの特にカナダ・英国での経過詳細と結果(→回答率、誤回答、無記入、センサス全体への影響、集計結果の品質・利用便宜性)の評価、②その他のセンサスでの企画、③センサス以外の公的統計でのSOGI質問の使用と結果：最新の1つは合衆国でのHousehold Pulse Survey、④日本・世界の社会調査・公的統計をめぐる論議整理・・・

最後に。公的文書での性別記載欄の廃止は、原則的には当事者の権利拡大の見地からあってはならない。

公的統計マイクロデータの利活用推進に資する疑似データ作成の可能性

高部 勲（立正大学データサイエンス学部）

1. はじめに

統計法改正により公的統計の二次的利用に関する制度が拡充され、公的統計マイクロデータ研究コンソーシアムが設立されるなど、公的統計マイクロデータの研究・教育利用の拡充が図られている。その一層の利用推進のために、教育用・プログラムテスト用の疑似的なマイクロデータの必要性について指摘されている。このような疑似的なデータに関して、諸外国では Synthetic Data（合成データ）の作成方法に関する研究が行われている。

我が国では、公的統計マイクロデータから直接的にレコード単位のデータを作成・提供することは現行の制度上、認められていない。こうした課題を踏まえ、統計センターが提供する一般用マイクロデータの作成方法も参考にしつつ、Synthetic Data の考え方を基に、中間的な集計表や回帰モデルの推定結果などを、データの秘匿性に配慮した上で事前に公開することにより、そこから疑似的なマイクロデータを作成する方法に関して検討を行った。

2. Synthetic Data の考え方に基づく疑似マイクロデータの作成

諸外国では、Synthetic Data（合成データ）と呼ばれるモデルベースの疑似的なデータ作成方法に関する研究が進んでいる。Synthetic Data は、一部のレコード・変数を人工的に欠測させ、事前に構築した重回帰モデルやロジットモデルを用いて疑似データを発生させる方法であり（Templ (2017)）、変数間の関係を保持したデータの作成が可能となる（図 1 参照）。

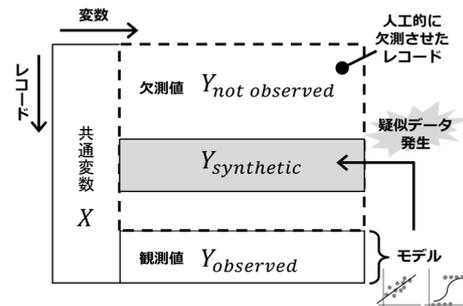


図 1 Synthetic data のイメージ

諸外国では Synthetic Data の考え方に基づいて作成された疑似的なマイクロデータの提供が行われており、Synthetic Data を作成するための R のパッケージも開発・提供されている（Templ et al.(2017)、Nowok et al. (2016)）。本稿では、商用データ（7558 レコードの企業データ）を用いて、事前に集計した統計表と回帰モデルの結果を基に、モデルを用いて疑似データを作成する方法について分析・検討を行う。

3. 実データを用いた Synthetic Data 作成の検討

まず、地域及び産業の周辺分布の集計表（表 1 参照）を基に、上記の周辺分布に合うように各セル内の度数に対応するレコードを発生させる。これらを基に、元

表 1 産業及び地域に関する周辺分布の表

	建設業	製造業	卸・小売業	左記以外	合計
地域 1	1065	748	645	512	2970
地域 2	935	508	831	827	3101
地域 3	389	357	466	275	1487
合計	2389	1613	1942	1614	7558

データから事前に推定した以下のモデルにより、変数を逐次的に推測し、発せさせる。

- (1) 地域・産業から経営組織を推測【2項ロジットモデル】
- (2) 地域・産業・経営組織から開設年を推測【順序ロジットモデル】
- (3) 地域・産業・経営組織、開設年から従業者数を推測【重回帰モデル】
- (4) 地域・産業・経営組織、開設年、従業者数から売上高を推測【重回帰モデル】

例えば(4)に関する表2のような結果を事前で作成・公開しておき、ここから疑似データを推測・発生させる。ここで(3)及び(4)の重回帰モデルでは、残差から中央値(MD)、中央絶対偏差(MAD)を算出し、正規分布 $N(MD, MAD^2)$ に従う正規乱数を付与する(負の値は0で切断)。作成した疑似データは、元のデータとほぼ同じ分布・相関構造を持つことが示された。(図2及び図3参照)

表2 売上高を推測するモデル

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
定数項	2.925846	0.028512	102.617	< 2e-16
地域				
地域1【ベースライン】				
地域2	0.100435	0.019895	5.048	4.56E-07
地域3	0.008786	0.024461	0.359	0.7195
産業				
建設業【ベースライン】				
製造業	-0.127746	0.025198	-5.07	4.08E-07
小売業	0.663141	0.023823	27.836	< 2e-16
その他	-0.170952	0.024934	-6.856	7.64E-12
経営組織				
株式会社【ベースライン】				
有限会社	-0.291593	0.019991	-14.586	< 2e-16
開設年				
~1984年【ベースライン】				
1985年~1994年	0.030786	0.016828	1.829	0.0674
1995年~	0.013315	0.015403	0.864	3.87E-01
従業者数(対数)	0.958512	0.008926	107.39	< 2e-16

Residual standard error: 0.7656 on 7548 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.698, Adjusted R-squared: 0.6976
 F-statistic: 1938 on 9 and 7548 DF, p-value: < 2.2e-16
 中央値(MD) : -0.03958937
 中央絶対偏差(MAD) : 0.6835844

4. 今後の課題

今後の課題としては、元データに一致あるいは非常に近いデータが生じた場合の対応(データの削除、ノイズ付与)がある。世帯データを含む公的統計マイクロデータを対象を拡大して、今後さらに分析・検討を行っていく予定である。

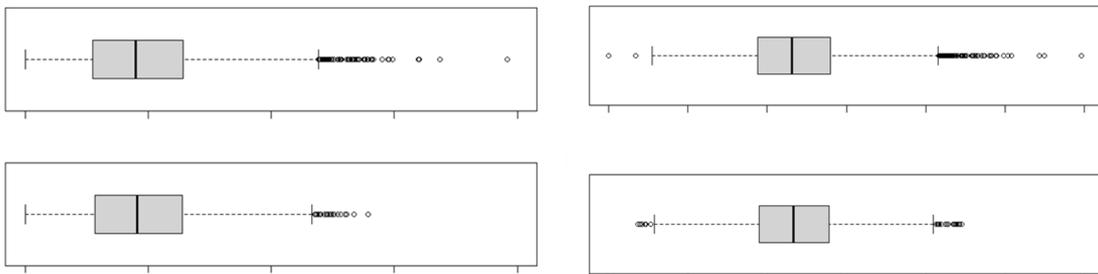


図2 連続変数の分布の比較(左:従業者数対数、右:売上高対数、上段:元データ、下段(疑似データ))

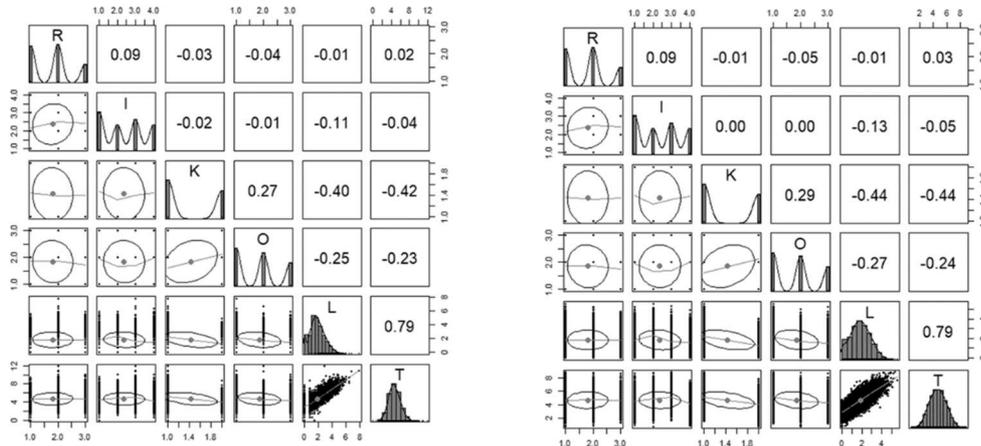


図3 相関係数、ヒストグラム等の比較(左:元データ、右(疑似データ))

参考文献

[1] Nowok, B., Raab, G. M., & Dibben, C. (2016). synthpop: Bespoke creation of synthetic data in R. *J Stat Softw*, 74(11), 1-26.
 [2] Templ, M., Meindl, B., Kowarik, A., & Dupriez, O. (2017). Simulation of synthetic complex data: The R package simPop. *Journal of Statistical Software*, 79(10), 1-38.
 [3] Templ, M. (2017). *Statistical disclosure control for microdata*, Springer International Publishing.

民間データを活用した総消費動向指数の結果の改善について

櫻井 智章(総務省統計局)

1. はじめに

総消費動向指数(CTI マクロ)は、我が国における世帯全体の消費支出総額の月次の推移を推測する指数であり、GDP 統計の家計最終消費支出を目的変数、月次で公表される消費関連統計を説明変数とした状態空間モデルに基づく時系列回帰モデルにより推定している。しかし、説明変数のうち、サービス統計(サービス産業動向調査のサービス産業計及び、第3次産業活動指数の広義対個人サービス)は、調査の翌々月に結果が公表されるため、直近の動向をCTI マクロに十分に取り込むことができず、また取り込んだ際の改定幅が大きくなることがある(本報告要旨も参照されたい)。本研究では、直近の結果を利用できない上記2統計をクレジットカード情報等により予測推定し、CTI マクロへの適用について検証を行った。本稿では、サービス産業計の予測結果及び、CTI マクロの名目値への適用結果について報告する。

2. 分析方法

予測推定は、サービス統計の公表値 y_t (t は時点を表す)を目的変数、クレジットカード情報 x_t を説明変数とする重回帰により行うが、説明変数と目的変数の季節変動は、一般に異なること、重回帰による推定は、定常性を前提としていることから、対前年同月比($r_t = y_t/y_{t-12}$)又は、対数変化率($r_t = \text{nlg}(y_t/y_{t-12})$)¹の一階階差 $y_t^b = r_t - r_{t-1}$ を変数としたモデルを設定した。

$$y_t^b = \sum_i \alpha_i x_{i,t}^b + \beta + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 $x_{i,t}^b$ は、添字 i により識別したクレジットカード情報 $x_{i,t}$ に対する対前年同月比($s_{i,t} = x_{i,t}/x_{i,t-12}$)又は、対数変化率($s_{i,t} = \text{nlg}(x_{i,t}/x_{i,t-12})$)の一階階差 $x_{i,t}^b = s_{i,t} - s_{i,t-1}$ である。また、式(1)において、 y_t^b の第2項を右辺に移項すると、 r_t を変数としたAR(1)モデルとなることから、以下のとおり、AR1次の項を含むモデルも検討対象とした。

$$r_t = \mu + \varphi r_{t-1} + \sum_i \alpha_i x_{i,t}^b + \varepsilon_t \quad (2)$$

また、推計に際しては、上記に加え、元データから曜日効果を控除することも検討した。まとめると、モデル式(1)及び(2)に対し、データの変換方式2パターン(対前年同月比又は対数変化率)及び、曜日効果の控除の有無2パターンを考慮した、計8つの予測モデルを設定した。なお、データ期間の長さを考慮し、モデル式(1)及び(2)いずれにおいても、説明変数の数は3とした。

予測推定に使用したクレジットカード情報は、消費動向指数研究協議会の参画企業から提供を受けた、業態ごとに集計された月別の売上高であり、業態の統合などを行った上で、後述の最適化基準により、毎回、分類の選定を行い、3変数にまとめた。また、予測モデルは、推定を行った期間の公表値との残差から算出した変動係数が、最小のものを選定した。試算を行った期間は、2019年9月から2021年4月である。

分類の選定基準: 予測モデルごとに、回帰係数が全て正となる組合せのうち、モデル式(1)では自由度調整済決定係数が最大、モデル式(2)ではAICが最小となる組を選定

¹ 提供を受けたクレジットカード情報は、負の値を含んでいることから、これを考慮してneglog変換としている。

3. 分析結果

図 1 に、サービス産業計の、直近の速報値の対前年同月増減率(%)に対する予測結果を掲載する。同図に掲載した予測結果は、今回の試算において最適となる回数が最も多かった「モデル式(1)、変換方式＝対数変化率、曜日効果の控除有り」によるものである。図 1 を見ると、公表値とかなり近い結果となった。一方で、2020 年 5 月及び 2021 年 1 月において、大幅な乖離が見られる。これは、公的統計が事業所向けの産業を含むため、主に世帯の支出から成るクレジットカード情報と動きが異なることが要因と考えられる。なお、本稿では詳述しないが、モデル式(2)による試算では、変動が大きい時点における公表値との当てはまりが良くなかったことをここに述べておく。

次に、CTI マクロへの適用結果を確認する。図 2 に、CTI マクロの公表値及び試算結果を掲載する。図 2 を見ると、時点によっては改定幅が拡大しているものの、全体としては公表値よりも改定幅が縮小していることが確認できる。特に、改定が大きい時点での縮小効果が高いことがわかる。なお、毎月の改定には、家計最終消費支出の改定の影響も含まれることに留意されたい。また、サービス産業計の予測精度との関係については、引き続き、確認が必要である。

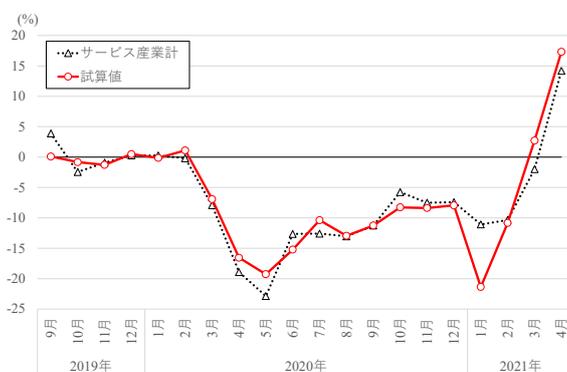


図 1 対前年同月増減率(%)の予測結果

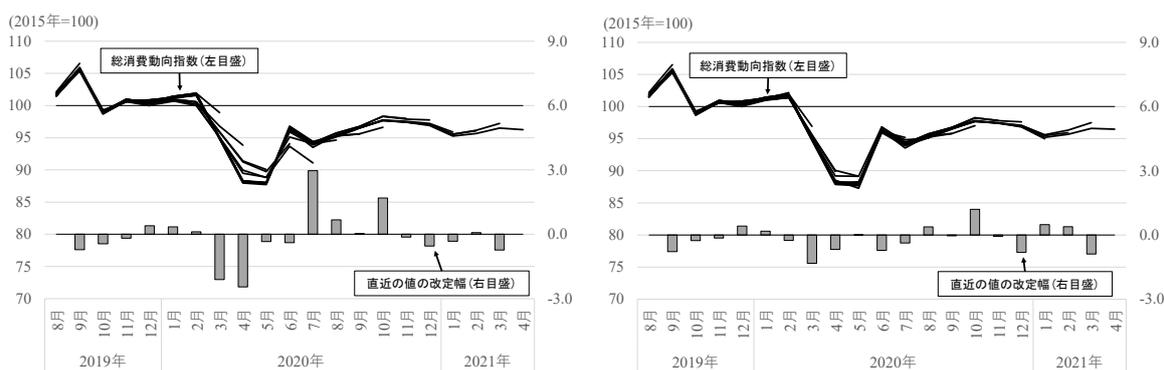


図 2 CTI マクロの試算結果と公表値の比較(名目)(左:公表値、右:試算値)

4. まとめと課題

クレジットカード情報など、早期に利用可能なデータにより欠測値を補完することで、サービス統計における直近の特異な変動を結果に取り込むことが可能となり、CTI マクロの毎月の改定幅を小さくする効果があることが確認できた。一方で、目的の公的統計と、捕捉している範囲が異なることにより乖離が生じるなど、利用するデータの取扱いには注意が必要である。また、データの期間により最適なモデルが変わるため、推定モデルの選定については、引き続き検証が必要である。

事業所・企業系のマイクロデータにおける匿名化措置の有効性の評価

横溝 秀始（総務省統計局）、伊藤 伸介（中央大学）

1. はじめに

わが国の公的統計においては、現在7種類の世帯・人口系の統計調査の匿名データが作成・提供されている。それに対して、事業所・企業系の統計調査に関する匿名データの作成は、現状では実現していない。海外の統計作成部局の中で、Eurostatやイタリア統計局、ドイツ連邦統計局は、事業所・企業系の匿名化マイクロデータの作成を行ってきたが、こういった作成事例は限られている。また、近年では個票データの利活用はオンサイト利用やリモートアクセスにシフトしている傾向にある(伊藤(2018))。しかしながら、事業所・企業系の匿名化マイクロデータは、学術研究だけでなく高等教育へのニーズも大きいことが考えられる。また、「公的統計の整備に関する基本的な計画」(2018年閣議決定)では、賃金構造基本統計調査の匿名データの提供可能性が指摘されたことから、賃金構造基本統計調査に関する匿名データの作成に向けた議論が展開されつつある。このことから、事業所・企業系の匿名化マイクロデータへの期待はわが国でも存在するように思われる。

そこで本報告では、「経済センサス - 活動調査(以下、「経済センサス」という。)」を例に、匿名化マイクロデータの作成可能性を検討する。本報告は、伊藤・横溝(2021)をもとに、経済センサスの個票データを用いて、製造業の事業所票を対象に、地域、産業、従業者規模、資本金階級、売上(収入)金額といった産業間で共通する属性値を用いて、匿名化措置の適用可能性の検討を行う。さらに本報告では、現金給与合計、原材料使用額等、有形固定資産年末現在高といった製造業に係る経理項目も検証の対象とした上で、事業所・企業系のマイクロデータに対する匿名化措置の有効性の定量的な評価を行う。

2. 事業所・企業系のマイクロデータに対する匿名化措置の有効性に関する評価方法の概要

本研究で検討を進めてきた、事業所・企業系のマイクロデータに対する匿名化措置の有効性に関する評価方法の概要は以下のとおりである。

最初に、イタリアの先行事例(Ichim(2007))やドイツの先行事例(Brandt *et al.*(2008))で議論されている事業所・企業系のマイクロデータの匿名化手法に焦点を当てた上で、匿名化マイクロデータの作成方法を検討する上で留意すべき点を確認する。つぎに、わが国の経済センサスの個票データを対象に、各属性の要約統計量やヒストグラム、量的属性間の相関関係等のデータ特性を実証的に明らかにする。その上で、世帯・人口系の統計調査で一般に用いられるリコーディングのような非攪乱的手法だけでなく、先行事例で実用化されているマイクロアグリゲーション等の攪乱的手法の適用可能性を追究する。さらに、リコーディングの程度が異なる各種の匿名化マイクロデータを対象に、質的属性と量的属性のそれぞれに対して、秘匿性や有用性、またそれらを共に考慮した定量的な評価(伊藤他(2014))を行い、R-Uマップによって、結果の可視化を行う。

つぎに、本研究では、匿名化マイクロデータの作成にあたって、露見リスク(disclosure risk)の程度が高い事業所の特性を把握することが求められることを踏まえ、売上(収入)金額、現金給与合計、有形固定資産年末現在高、投資総額といった属性もキー変数を

総合的に考慮した事業所あたりの相対的な露見リスクの大きさを「リスク度」として定義し、事業所数とリスク度の高い事業所数の割合を図示することで比較・検討を行った。

3. 分析結果

図1は、対象となる量的属性について、秘匿性の指標である真のリンク率と有用性の指標である情報量損失率に基づいてR-Uマップを作成したものである。本図より、秘匿性が増大するほど有用性が低下するトレードオフの関係にあることがわかる。つぎに図2は、露見リスクが相対的に高い事業所のリスク度を算定し、現金給与合計階級と従業員規模をクロス集計した上で、分類区分別に含まれる事業所および高リスク事業所の割合をバブルチャートで表示したものである。階級区分が大きくなるにつれて、バブルの大きさが小さくなるだけでなく、色も濃くなることから、相対的に露見リスクが大きくなっていることが確認できる。

図1 量的属性のR-Uマップ

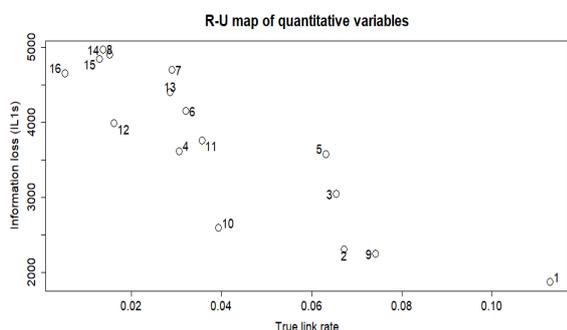
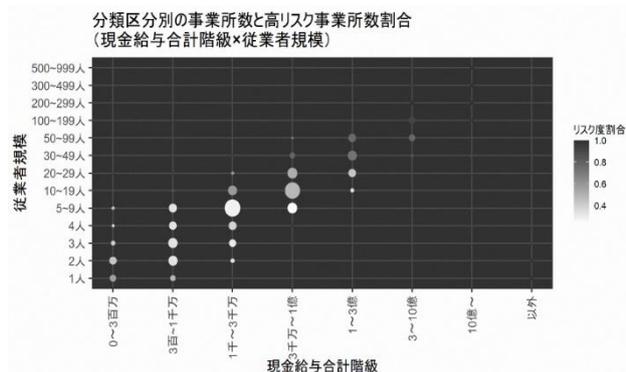


図2 分類区分別の事業所数と高リスク事業所数の分布



注 バブルの大きさは事業所数、色の濃さは高リスク事業所の割合の高さを示している。

4. まとめ

本研究から、事業所・企業系のデータ特有の歪みを持つ分布特性や特異値の存在を考慮した上での匿名化措置が必要なことが明らかになった。また、経済センサスのような多数の経理項目が存在する事業所・企業系の統計調査においては、属性間の相関性を確認する場合においても、分布の歪みや特異値を含むデータ特性に留意する必要があることがわかった。

参考文献

Brandt, M., Lenz, R. and Rosemann, M. (2008) Anonymisation of Panel Enterprise Microdata - Survey of a German Project, in Privacy in Statistical Databases, LNCS 5262 (Domingo-Ferrer et al. eds.), 139-151, Springer, Berlin

Ichim, D. (2007) Microdata Anonymisation of the Community Innovation Survey Data: A Density Based Clustering Approach for Risk Assessment. Dokumenti Istat 2

伊藤伸介, 村田磨理子, 高野正博 (2014), 「マイクロデータにおける匿名化技法の適用可能性の検証」, 総務省統計研究研修所『統計研究彙報』, 第71号, pp.83-124.

伊藤伸介 (2018) 「公的統計マイクロデータの利活用における匿名化措置のあり方について」『日本統計学会誌』第47巻第2号, 77~101頁

伊藤伸介・横溝秀始 (2021) 「経済センサスのマイクロデータを用いた匿名化手法の適用可能性に関する実証研究」総務省統計研究研修所『リサーチペーパー』第49号, 1~61頁

外れ値を含む経済データにおける欠測値の代入処理

高橋 将宜 (長崎大学)

はじめに

公的経済統計における欠測値の処理方法として、比率代入法 (ratio imputation) がよく用いられる (高橋, 2017). しかし, 経済データは右に裾が長く, 外れ値を含むことが多い. 本研究は, 比推定量 (ratio estimator) に刈り込み (trimming) とクックの距離 (Cook's distance) を応用することで, 新たな頑健比推定量 (TC-ratio estimator) を考案し, さまざまなタイプの外れ値に対して頑健な比率代入法を提案する. モンテカルロ・シミュレーションによる検証結果を報告する.

1. 比推定量

母集団モデルを $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$ とする. ここで, y_i は解析の対象となるが一部しか観測されていない不完全な変数であり, x_i は完全に観測される共変量とし, ε_i は期待値 0 で, 分散 $\sigma^2 x_i^{2\xi}$ の正規分布に従う誤差項とする. ξ は何らかの定数である. つまり, モデルは, 切片なしの回帰モデル (原点を通る回帰モデル) である (Eisenhauer 2003; de Waal et al. 2011, p.245). Takahashi et al. (2017) によると, 不均一分散の誤差項 ε_i は, 加重最小二乗法 (WLS) によって, 均一分散の誤差項 $\gamma_i = \varepsilon_i/x_i^\xi$ に変換できる. ここで, $\gamma_i \sim N(0, \sigma^2)$ である. x_i^ξ は x_i の関数なので, x_i に条件付けた場合, ε_i/x_i^ξ の期待値がゼロになるだけでなく, ε_i/x_i^ξ の分散も定数である. したがって, $\hat{\beta}_{WLS} = (\sum x_i^{1-2\xi} y_i) / (\sum x_i^{2(1-\xi)})$ によって不均一分散に対応できる. なお, 本研究では, 和を取る範囲は $i = 1, \dots, n$ であり, n は標本サイズを表すものとする (明示的に書いた場合を除く). また, 均一分散の誤差項 γ_i は $(y_i - \hat{\beta}_{WLS} x_i) / x_i^\xi$ である. $\xi = 0.5$ のとき, $\hat{\beta}_{WLS}$ は平均値の比率による推定量 $\hat{\beta}_{ratio} = \bar{y}/\bar{x}$ であり, これは比推定量として知られており (Royall 1970, p.380; Cochran 1977, p.150), その残差 $e_{r,i}$ は $(y_i - \hat{\beta}_{ratio} x_i) / \sqrt{x_i}$ である.

2. クックの距離を比推定量に拡張

比推定量にクックの距離を拡張するには, 1 番目に, あたかも外れ値がないかのように, $\hat{\beta}_{ratio}$ を推定する. 2 番目に, 比推定量の残差 $e_{r,i}$ を計算する. 3 番目に, $e'_{r,i} = e_{r,i} / (s_r \sqrt{1 - h_i})$ のとおり, スチューデント化残差を計算する. ここで, $s_r = \sqrt{\sum e_{r,i}^2 / (n - p)}$ のとおり, s_r は比推定量モデルにおける回帰の標準誤差であり, ここで, p は推定する母数の数を表し, 比推定量では 1 である. $h_i = 1/n + (x_i - \bar{x})^2 / \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2$ はハット値といい, 散布図における横軸上のテコ比に対応する (Fox 2020, p.45). 4 番目に, $C_{r,i} = e_{r,i}^2 / p \times h_i / (1 - h_i)$ のとおり, クックの距離を計算する. i 番目の観測値の $C_{r,i}$ の値が大きいかは, 比推定モデルにおいてその観測値に影響力があることを意味している. つまり, 散布図上において, 縦軸側 ($e'_{r,i}$ で測る), 横軸側 (h_i で測る), またはその両方で, 影響力がある.

$C_{r,i}$ の値に基づいて, 外れ値を検出して刈り込む. ここで, 外れ値とは, $C_{r,i}$ の値が大きな観測値として定義する. $D_i = (x_i, y_i)$ を標本サイズ n の無作為標本とする ($i = 1, 2, \dots, n$). また, λ と k を正の整数とする. $C_{r,j} > \lambda$ のとき, D_j を刈り込む. $C_{r,j} \leq \lambda$ のとき, D_j を刈り込まない. ここで, j は j 番目の観測値を意味する. k 個の観測値をデータから刈り込むとしよう. これは, $D_{tcr,i} = (x_{tcr,i}, y_{tcr,i})$ であることを意味する. ここで, $i = 1, 2, \dots, n - k$ である.

この残った $n - k$ 個の観測値の平均は、クックの距離に基づく k 番目のレベルの刈り込み平均値である。したがって、頑健な $\hat{\beta}_{tcr}$ は、 $\bar{y}_{tcr}/\bar{x}_{tcr}$ である。ここで、 \bar{y}_{tcr} は $\frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} y_{tcr,i}$ であり、 \bar{x}_{tcr} は $\frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} x_{tcr,i}$ である。最後に、 $\hat{y}_i = \hat{\beta}_{tcr} x_i$ に基づいて代入値を計算する。これが、TC 比推定量 (TC-ratio estimator) に基づく新たな頑健比率代入モデルである。

3. モンテカルロ・シミュレーションの結果

160 万個のデータセットに基づくモンテカルロ・シミュレーションによって、この新たな頑健比率代入法 (TC-1) が、他の伝統的な手法よりも優れていることが示された。

表 1: バイアス (ゼロに近いほどよい結果を表す)

%X	%Y	Comp	LD	Ratio	M-1	M-2	Med	Trim	Wins	TC-1	TC-2
0.00	0.00	-0.017	9.022	-0.012	-0.303	-0.721	-1.425	-0.463	-0.200	-0.326	-0.885
0.00	1.00	-0.019	9.034	1.641	-0.016	-0.152	-0.830	0.577	1.123	0.011	0.076
0.00	5.00	-0.009	9.029	7.888	4.001	1.222	1.859	6.823	8.087	0.386	4.014
0.00	10.00	-0.011	9.026	14.957	11.086	6.781	5.904	14.654	15.438	9.911	10.288
1.00	0.00	-0.010	9.043	-1.066	-1.023	-1.045	-2.008	-1.243	-1.127	-0.398	-1.009
5.00	0.00	0.005	9.048	-3.999	-3.935	-3.505	-4.145	-4.254	-4.284	-0.838	-1.085
10.00	0.00	0.017	9.051	-6.159	-6.281	-6.441	-6.061	-6.591	-6.447	-5.921	-3.479
0.25	0.75	0.014	9.058	0.954	-0.265	-0.316	-1.097	0.123	0.537	-0.124	-0.012
1.25	3.75	-0.022	9.018	4.185	0.779	-0.676	0.126	3.422	4.445	0.186	1.594
2.50	7.50	-0.019	9.024	7.409	3.816	0.597	1.835	7.332	7.660	0.395	4.152
0.50	0.50	0.014	9.062	0.261	-0.520	-0.522	-1.396	-0.341	-0.040	-0.242	-0.125
2.50	2.50	-0.027	9.012	1.029	-1.561	-1.782	-1.439	0.219	0.901	-0.175	-0.787
5.00	5.00	-0.001	9.039	1.746	-1.359	-3.087	-1.427	1.045	1.674	-0.534	-1.178
0.75	0.25	-0.001	9.046	-0.416	-0.775	-0.761	-1.706	-0.801	-0.595	-0.334	-0.320
3.75	1.25	-0.035	9.005	-1.685	-3.032	-2.629	-2.882	-2.419	-2.249	-0.374	-2.060
7.50	2.50	-0.012	9.030	-2.652	-4.665	-4.855	-4.163	-3.673	-2.942	-0.907	-4.721

表 2: RMSE (ゼロに近いほどよい結果を表す)

%X	%Y	Comp	LD	Ratio	M-1	M-2	Med	Trim	Wins	TC-1	TC-2
0.00	0.00	1.729	9.296	1.852	1.870	1.973	2.326	1.894	1.855	1.878	2.034
0.00	1.00	1.723	9.304	2.515	1.828	1.834	2.011	1.931	2.176	1.841	1.846
0.00	5.00	1.739	9.304	8.302	4.529	2.283	2.685	7.205	8.493	1.903	4.665
0.00	10.00	1.723	9.297	15.404	11.509	7.219	6.267	15.051	15.883	10.687	10.794
1.00	0.00	1.742	9.316	2.122	2.102	2.113	2.712	2.206	2.147	1.897	2.093
5.00	0.00	1.749	9.322	4.395	4.335	3.949	4.515	4.616	4.652	2.044	2.143
10.00	0.00	1.729	9.321	6.413	6.530	6.685	6.301	6.822	6.688	6.199	3.921
0.25	0.75	1.733	9.332	2.119	1.865	1.876	2.148	1.857	1.943	1.860	1.855
1.25	3.75	1.730	9.290	4.733	2.058	1.958	1.881	3.979	4.969	1.869	2.576
2.50	7.50	1.715	9.295	7.880	4.420	2.034	2.661	7.748	8.119	1.895	4.785
0.50	0.50	1.722	9.329	1.862	1.892	1.896	2.292	1.851	1.830	1.847	1.834
2.50	2.50	1.731	9.286	2.239	2.406	2.543	2.329	1.873	2.158	1.853	2.050
5.00	5.00	1.745	9.310	2.787	2.348	3.596	2.328	2.245	2.728	1.934	2.405
0.75	0.25	1.742	9.319	1.885	1.986	1.983	2.497	1.990	1.923	1.873	1.873
3.75	1.25	1.745	9.284	2.519	3.537	3.199	3.402	3.022	2.909	1.895	2.873
7.50	2.50	1.727	9.306	3.259	5.004	5.179	4.527	4.094	3.487	2.085	5.080

参考文献

- [1] Cochran, W.G. 1977. *Sampling Techniques* (3rd ed.). New York: John Wiley & Sons.
- [2] de Waal, T., J. Pannekoek, and S. Scholtus. 2011. *Handbook of Statistical Data Editing and Imputation*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- [3] Eisenhauer, J.G. 2003. "Regression through the Origin." *Teaching Statistics* 25(3): 76-80.
- [4] Fox, J. 2020. *Regression Diagnostics: An Introduction* (2nd Ed.). Thousand Oaks: Sage Publications.
- [5] Royall, R.M. 1970. "On Finite Population Sampling Theory under Certain Linear Regression Models." *Biometrika* 57(2): 377-387.
- [6] Takahashi, M., M. Iwasaki, and H. Tsubaki. 2017. "Imputing the Mean of A Heteroskedastic Log-Normal Missing Variable: A Unified Approach to Ratio Imputation." *Statistical Journal of the IAOS* 33(3): 763-776.
- [7] 高橋将宜 (2017) 「諸外国の公的統計における欠測値の対処法：集計値ベースと公開型マイクロデータの代入法」, 『統計学』第 112 号, pp.65-83.

COVID-19 に対応した健康観察システム「こびまる」の開発について

小山雅之*1、谷川琢海*2、福田潤*3、向原強*4、藤本直樹*4、高塚伸太朗*5、中山龍一*6

*1 札幌医科大学医学部 公衆衛生学講座、*2 北海道科学大学保健医療学部 診療放射線学科、*3 NPO 法人 EnVision 環境保全事務所、*4 北海道情報大学 経営情報学部、*5 札幌医科大学医学部 医療人育成センター、*6 札幌医科大学医学部 救急医学講座

1. はじめに

2019年12月から中国・湖北省武漢市で発生した原因不明の肺炎は、新型コロナウイルス(SARS-CoV-2)が原因であることが判明し、その後世界中でパンデミックを引き起こした。わが国でも新型コロナウイルス感染症(以下、COVID-19)が増加と減少を周期的に繰り返す、未だ収束が見通せていない。本稿では、COVID-19の感染拡大および重症化を防止するため、筆者らが短期間で開発した、宿泊療養者などに向けた健康観察システム「こびまる」の開発経緯と特徴を記す。

2. 「こびまる」開発の背景

札幌市は全国でいち早く COVID-19 が増加したため、病床や医療従事者の逼迫に対応するため医療提供体制の調整や変更が行われ、これを機に宿泊療養者や自宅待機者が急増した。第一波流行期の教訓として、①感染者や濃厚接触者の健康状態を遅滞かつ不足なく把握すること、②電話や紙記入による膨大な作業の改善とデータベースの作成が、喫緊の課題とされた。また、COVID-19は容態の急変が稀ではなく、刻々と変化する陽性者の状態を「適切なリスク因子」で医学的に評価し、正確に把握することも同時に求められた。

札幌市域での上記の要請は一刻を争っていたため、筆者らは厚生労働省が2020年5月15日から試験運用した新型コロナウイルス感染者等情報把握・管理システム(HER-SYS)に先駆けて、「こびまる(COVIDから守る)」と名付けた健康観察システムを開発した。

こびまるの特徴は、宿泊療養者等の健康管理を行うため、保有率の高いスマホとQRコードを活用したことである。こびまるの開発には、近年スマホやWEBとの連携が強化され、調査機能や表示機能の多機能化が進むESRI社の地理情報システム(Arc GIS Online)を用いた。同システムはクラウドベースの情報プラットフォームであり、複数大学間での協業が可能であったことが、スピーディーで柔軟な開発作業を可能にした。宿泊療養施設Aでパイロット試験を行ったのち、施設Bにおいて5月11日より実装した。システム構築の着想から、プロトタイプ完成までわずか3日、実装まで10日間という短期間である。

3. 「こびまる」の宿泊療養施設における実績

施設Bにおける運用1ヶ月時点での本システム利用率は81.7%であり(392/480例)、年齢は中央値で47歳(10~77歳、女性:58.8%)であった。その後、運用8ヶ月時点での調査では、本システム利用率は91.2%に上昇し(21,448/23,524例)、年齢は中央値で34歳(1~88歳、女性:47.2%)と低下した。

スマホ入力ができない宿泊療養者に対し、現地スタッフによる代行入力を行い、電話による聴取時間(L)と代行入力時間(A)を計測した。この調査は2020年5月~6月の3週間と7月の3週間の2期に分けて行い、期間内1件あたりの平均Lは5分42秒、平均Aは4分17秒であった。両者を併せると約10分の時短が得られたことになり、これを全利用者で示すと $10 \times 23,524$ (分) = 3,920時間に相当する。

4. 「こびまる」の特徴

こびまるの特徴は主に以下の4つに集約される。

1. 地理情報システム（地図表示）との連動：

地図上に“Virtual bed”を配置し、拡大/縮小によるスケーラブルな表示機能

2. シンボル表示によるリスク管理や診療支援：

医療機関への等、医学的判断を自動判定した「シンボル表示」による診療支援機能

3. 施設状況の視覚化や過去履歴の表示：

客室別の「空き」・「入室」・「清掃中」の視覚化、タイムスライダーによる履歴及び任意期間表示

4. ダッシュボード機能による見える化：

AGOL のダッシュボード機能により、重要項目を「見える化」するインターフェイス



図 「こびまる」の特徴

本システムを用いることでデータベース構築が自動化できるのみならず、宿泊療養施設全体の現況や入居者の症状等をリアルタイムに俯瞰することが可能となる。特に、前述したスタッフの作業時間の大幅な低減のみならず、宿泊療養者の正確なリスク管理が可能となるため、早期かつ安全に受け入れ医療機関への入院調整が可能となった。病床逼迫に喘ぐ感染拡大期には、医療資源の最適化といった側面で大きな貢献を果たした。

5. 「こびまる」の機能強化と今後の展開

導入初期から数回の機能改良を重ね、札幌市内の宿泊療養施設 5 施設、札幌市保健所管内の自宅療養者・濃厚接触者用 1 式のほか、札幌市内の高齢者施設（職員用）12 施設への転用を行っている。さらに、汎用プログラミング言語 Python を用いた独自アプリ:EasyView やメールアラート機能の開発、ウェアラブルデバイスとの API 連携を行っており、様々な場面で日々の「健康観察」の局面で利活用できるツールを目指している。

6. 結び

以上、ArcGIS を活用し、エンドユーザによる超短期、かつ視認性、拡張性の高い健康観察システムの開発・実装について述べた。我々はウィズ/ポストコロナのニューノーマルは「健康観察」が鍵になると考えている。コロナ禍で誕生した健康観察システム「こびまる」は、日々成長を遂げながら、対象者を見守っている。

地域指標の客観的解釈に関する一考察 —地域別ランキングの批判的検討を通して—

丸山洋平(札幌市立大学)

1. 問題意識と目的

日本総合研究所による「全 47 都道府県幸福度ランキング」や東洋経済都市データパックによる「住みよさランキング」のように、公的統計から算出される地域別の指標群(以下、地域指標)を用いて総合指標を作り、その値のランキングによって地域を評価・比較するものがある(以下、地域別ランキング)。地方創生の潮流の中、地方自治体には地域別ランキングの結果を政策の根拠としたり、ランキング上昇を政策目標として設定したりする事例も見られる。しかし、こうした地域別ランキングには、1) 全ての地域指標を独立したものとして扱い、値の高低による一意的解釈を与えている、2) 指標間の関連性から導出される解釈の議論が欠落している、といった問題があり、そのために地域特性を説明するフィクションのストーリーが創出される恐れがある。これが本研究の基底をなす問題意識であり、本報告では特に人口移動との関係に着目することで既存の地域別ランキングの考え方を批判的に検討し、地域指標の客観的解釈に関する分析視角の提起を試みる。

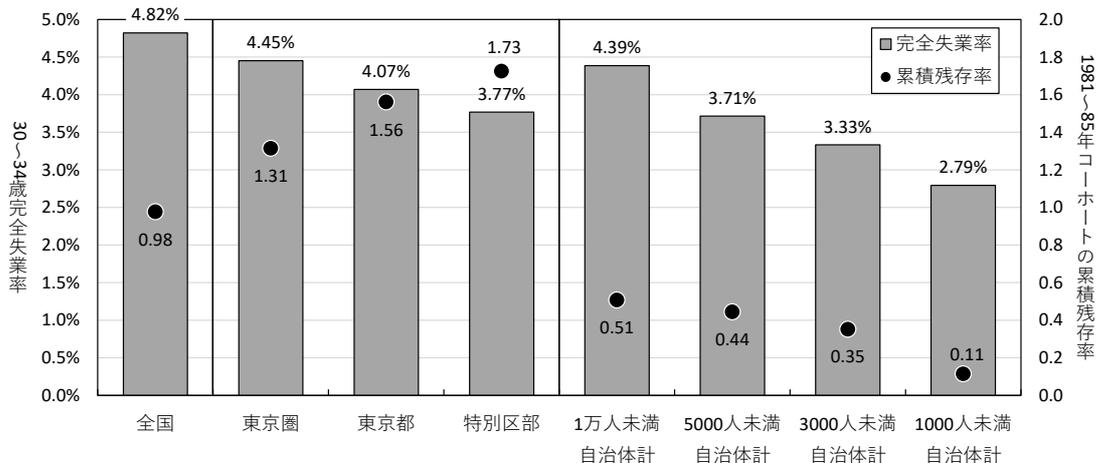
2. 地域別ランキングの批判的検討の着眼点

地域別ランキングの総合指標は、概ね以下の 3 プロセスを経て算出される。①幸福度や住みよさ等を表すのに適した指標を選択し、②各地域の値を降順(昇順)に並べ、標準化して得点を付し、③各指標の得点を単純平均する。本報告では②と③のプロセスに着目する。②のプロセスは、値が大きい(小さい)ほどプラスに評価することを意味しており、各指標の地域差を一意的に解釈している。③のプロセスは、各指標の一意的解釈による評価の累積であり、指標間の関連性は考慮せず、全て独立したものとして扱っている。こうしたプロセスが指標解釈や地域特性の把握に及ぼす影響について、30～34 歳の完全失業率と人口移動との関係を事例として検討する。

3. 人口移動の影響を考慮した完全失業率の地域差の解釈

完全失業率は、一般的に値が小さいほど雇用状況が良いことを意味する。全国の 30～34 歳完全失業率を国勢調査から算出すると、2010 年の 6.6%から 2015 年の 4.8%に低下しており、雇用状況は改善されたと解釈して問題ない。しかし、全国の時系列変化の解釈は、同時点における地域間比較では成立しない場合がある。図 1 は 2015 年国勢調査による全国、東京圏、東京都、東京特別区部に加え、総人口 1 万人未満の人口規模別に見た 30～34 歳の完全失業率と累積残存率を示している。2015 年に 30～34 歳となるのは 1981～85 年出生コーホートである。累積残存率は各地域の 2015 年 30～34 歳人口を 1985 年 0～4 歳人口で除した値である。つまり、このコーホート人口の経年変化からライフコース的な人口移動の影響を捉える指標であり、1 より大きければ人口移動の結果としての人口増加を意味する。全国よりも東京圏、東京都、特別区部へと地域スケールが小さくなるほど完全失業率は低く、累積残存率は高くなる。これは全国よりも東京圏、東京圏よりも特別区部の方が雇用状況が良好であり、相対的に大きな転入超過が生じているという解釈が妥当である。一方で総人口 1 万人未満でも、人口規模が小さくなるほど完全失業率が低くなっている。しかし、これは人口規模が小さい自治体ほど雇用状況が良好であると解釈するよりも、累積残存率も人口規模に応じて小さくなることを考慮すれば、雇用状況が悪いために就業目的で

若年人口が流出し、数少ない就業機会を得られた者が残留するため、30～34歳完全失業率が低い状態になっていると解釈する方が妥当であろう。



資料：国勢調査

図 1：2015 年の地域別 30～34 歳完全失業率と累積残存率

4. 地域指標の客観的解釈とEBPM

一意的解釈の下では、完全失業率の低さはプラスに評価され、若年人口の流出の大きさはマイナスに評価される。そのため完全失業率が低く、若年人口の流出が大きい地域では、例えば「我が町の雇用状況の良さが若者に伝わっておらず、都市部へ流出してしまう」といった解釈に陥りやすいと考えられる。しかし、両指標の関連性を考慮すれば、「町の雇用状況が悪いために若者の流出が生じ、その結果として完全失業率が低くなる」という解釈が可能であることは図 1 から指摘できる。いずれも極端な解釈であり、どちらにウエイトを置く解釈が妥当であるかは地域によって異なるはずである。しかし、現状の地域別ランキングでは、各指標の一意的解釈を積み上げて総合指標を作るため、前者の解釈を十分な考察のないまま採用してしまう構造的問題があり、結果として地域指標の多様な解釈の可能性を検討することなく、自地域にとって都合の良い情報の多い主観的解釈を選択してしまっているのではないだろうか。これが仮説的に導出された、本研究が提示する地域指標の客観的解釈に係る分析視角である。この主観的解釈が地域の実情から乖離している場合、地域ランキングの解釈に基づくフィクションのストーリーを創り出すことになる。

加えて、地域ランキングの解釈に基づいて地域資源が再解釈されることへの留意も必要である。例えば、完全失業率の低さから「雇用状態の良い地域」と解釈する場合、それを前提に地域内で実施されている雇用施策を考えるため、施策が効果を上げていると解釈する。しかし、それらの施策効果を実証分析によって明らかにすることはほとんどなく、地域ランキングの解釈に整合的に地域資源を再解釈する状況に陥ってしまう。このプロセスは、地域ランキングの解釈によってフィクションのストーリーが創り出されている場合にはフィクションを強化することに繋がり、これによって住民意識との乖離も拡大する恐れがある。

EBPM(証拠に基づく政策立案)により、合理的根拠に基づいた政策形成が推進されている。しかし、本研究の知見からは、例え合理的根拠として客観的指標を使っていたとしても、その解釈の客観性が担保されない恐れがあることを指摘できる。そのような場合には、思い込みや願望といった主観的解釈を根拠とした政策形成となり、政策の適切な方向性を見誤ることが懸念される。

自動車保有台数からみる SS 過疎地に関する考察

坂本 憲昭 (法政大学)

1. はじめに

全国のサービス・ステーション（以下 SS : Service Station）数は、1994 年をピークにその後減少傾向で推移している。そのため SS 過疎地増加に対する国や自治体の危機感は強く、災害対応能力を強化したタイプの給油所整備もあわせて喫緊の課題であり、燃料供給拠点を維持するための助成金事業が毎年複数計上されている。これらの支援事業の成果目標は、SS 減少ペースをガソリン需要減少並に抑えて消費者に石油製品が安定的に供給される体制を維持することであるが、現実にはガソリン/灯油/軽油需要の減少が継続し、低い利益率を要因に経営状況の改善は見込めず、SS 過疎地の増加に歯止めはかからない。一方、100%電気自動車の普及対策案もあるが、販売および保有台数は減少傾向である。さらに最近では経営的な課題ではなく、石油協会の調査結果によれば、SS 廃業理由の過去 3 年間第 1 位は後継者の不在であり（表 1）、一般の店舗や事業所が直面している高齢化社会の課題と同様である。以上の内容を俯瞰したのが図 1 であり、図中のブロック矢印は対策を表す。なお、本稿の詳細なデータは文献に掲載している。

表 1 経営上の課題 廃業理由上位 3（2 つまでの複数回答） [%]

廃業理由	2017 年度(260 件)	2018 年度(222 件)	2019 年度(186 件)	2020 年度(134 件)
後継者の不在	33.5	41.0	47.3	51.5
施設の老朽化	39.6	37.4	37.1	47.0
燃料油販売量減少	28.8	31.5	29.0	38.1

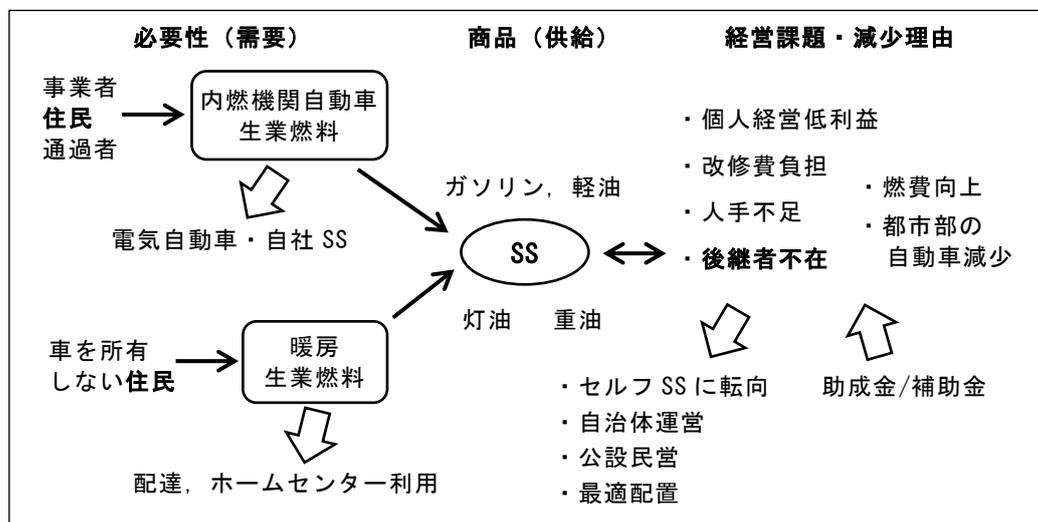


図 1 SS を取り巻く状況（著者作成）

2. 研究目的

SS 過疎地の解決策等を検討するものではなく、今後 SS 過疎地の懸念がある地域を明らかにする。資源エネルギー庁は SS 過疎地の定義として市区町村区分で 3 箇所以下を毎年公表しているが、自動車台数に対して SS が極端に不足や、居住地から SS までの距離が長いなどの地域も SS 過疎地に該当する。たとえば、3 箇所でも狭い面積に自動車が少ないければ過疎地ではなく、また、市内を縦断する国道に多くの SS が点在している場合は、市区区分では十分な SS 数であるが離れた集落（たとえば市に合併される前の村など）にとっては

SS 過疎地である。そこで、3 箇所以下ではなく事業所数を見積もる数理モデルを活用して SS 過疎地を浮き彫りにするのが研究目的であり、本稿は先行研究の説明変数の人口に代わって自動車保有台数を検討する。

3. 事業所数を見積もる数理モデル

$$\text{業種ごとの見積もり事業所数} = \text{比例係数} \cdot \text{可住地面積}^{\alpha} \cdot \text{人口}^{\beta} \quad (1)$$

市場原理の結果として経営維持できている実際の SS 数と、式(1)の比例係数を除く右辺の相関が最も強いパラメータ (α, β) を探索してモデルを構築する。廃業の第 1 要因が後継者の不在に留意する必要があるが、式(1)による SS 数を本稿対象地域全体で経営維持できている値とすれば、実際の SS 数が、式(1)による数よりも少なければ供給不足のため経営的にはプラスの状況、逆は競争が激しく廃業の懸念がある地域と判断する。

実際の SS 数は 2016 年経済センサス燃料小売業の事業所数、可住地面積や人口等は 2015 年国勢調査を使用する。自動車保有台数は乗用車と軽自動車に分かれ、軽自動車を除く市区町村別自動車保有車両数は、関東運輸局公開の 2015 年の統計、軽自動車台数は、全国軽自動車協会連合会が発行する市区町村別軽自動車車両数 2015 年を用いる。対象地域は、地域内の乗用車と軽自動車の合計を用いるために、関東運輸局と軽自動車協会連合会の各集計市区区分で同一の地域とする。

式(1)の人口を自動車保有台数に変更してパラメータを探索した結果、相関係数は 0.925 (人口) から 0.952 (自動車保有台数) に改善する。

4. 3 箇所以外の SS 過疎地懸念地域

実数とモデルとの差が±上位・下位の各 5 地域を表 2 に示す。検証として最新の実際の SS 数を Web サービス NAVITIME から取得した。データ源は異なるが 2016 年経済センサス統計から 2021 年 7 月までに減少した SS 数を得る。全体の SS 数は経済センサス:10,232, NAVITIME : 6,748 であり減少率 34%, この値を平均値として表 2 を作成した。③>④及び⑤34%以上の値に*を記す。以上の結果から判断して、表 2 に A(高)~E(低)の懸念度を示す。

表 2 経済センサス SS とモデル SS との差 ± 上位・下位 各 5 地域

地域	可住地面積	自動車台数	①センサス SS 数	②モデル SS 数	③=②×66%	④NAVI TIME	⑤=①→④減少率%	懸念度
千葉県船橋市	82.12	243,504	71	98	65 *	42	41 *	A
千葉縣市川市	56.22	163,699	51	68	45 *	33	35 *	A
千葉県佐倉市	82.11	97,549	34	53	35 *	24	29	B
東京都府中市	29.43	86,864	21	39	26 *	16	24	B
千葉県我孫子市	39.98	60,626	16	32	21 *	11	31	B
埼玉県川口市	61.34	239,708	127	91	60 *	51	60 *	C
東京都足立区	53.25	241,770	127	89	59	63	50 *	D
栃木県栃木市	247.62	112,620	114	83	55	62	46 *	D
山梨県甲府市	76.53	149,653	97	69	46	63	35 *	E
千葉県銚子市	69.54	56,406	67	36	24	36	46 *	D

5. おわりに

人口ではなく直接的に影響を受ける自動車保有台数に着目し、先行研究の数理モデルを改善するとともに、そのモデルを活用して SS 過疎地となる懸念地域を示した。

文献 坂本憲昭, 自動車保有台数からみる SS 過疎地に関する考察, オケーショナル・ペーパー, 法政大学日本統計研究所, No.119, 2021

兵庫県における地域データを用いた政策課題分析の事例と課題

芦谷 恒憲 (兵庫県立大学)

要 旨

兵庫県や県内市町、団体等からの政策ニーズに応じたデータの収集やデータ加工を実施し、統計ニーズや政策課題の分析を兵庫県立大学地域経済指標研究会等と協働で行い、その成果は兵庫県や県内大学のホームページで公表し、調査データや業務データ等により政策課題の政策分析を行っている。地域統計の作成や分析ニーズから地域分析の現状と課題について分析事例をもとに考察した。

1 地域統計の作成と問題点

1.1 統計データの種類と特徴

統計調査に基づき作成される統計は、長期に地域の水準比較のために使用する。公的機関が調査する統計のほか行政記録や登録集計データ（業務統計）は、データの種類が多いが、調査の定義や対象等が異なる。主に公的統計を加工してつくられるG R Pは、速報性や地域性が求められるが、データの遡及改定が多い。公的統計の集計は、基本項目集計、分析ニーズ別統計表があるが、県から市町、産業小分類集計から分析対象部門規模推計、観光、環境など特定分野規模推計などである。

地域データの比較分析の目的は、規則性や変動要因の抽出やデータから地域の特性の把握である。

政策統計に用いるデータ集計では、調査統計、業務統計などで、データ作成加工では、統一的手法による加工データ作成であり、県や県内連携大学のホームページ掲載、関係URL紹介している。

1.2 地域データ利用の現状

市町データ等地域単位のデータは、全国単位と比べ、月次や年次別の統計が少なく、データ利用には制約がある。集計結果の公表は、国勢調査等の大規模統計利用は1年後、人口や生産統計など動態統計等の月次統計は1か月後で地域統計の早期公表に影響を与えている。自治体作成の統計書では、予め決められた集計項目や方法により統計表が作成されているが、政策目的別のオーダーメイド集計は時間とコストがかかる。収集できる詳細データは、1990年頃からはホームページから電子データ収集、それ以前は紙データの報告書でデータ加工に入力が必要で利用に制約がある。

1.3 統計ニーズに関する課題

社会がどのような統計を必要とするかは、統計ニーズによる。経済活動や社会生活、個人の豊かさや所得格差など使いやすい統計にするためには、統計表、統計グラフや推計ワークシートの提供である。加工しやすい統計データの提供などが必要である。データ利用上の課題は、分析項目、集計表の統一、ファイル形式の多様化、統計分類や定義の変更に伴う概念調整済組替データを提供する。

政策目標のデータは、実数では名目値、時系列比較のため実質値（物価変動調整済値）を使用する。指数では基準時と比較して全国や人口1人当たり値と比較し、全国トレンドを上回る水準や人口当たり等水準で比較する。地域比較では、1人当たり労働生産性（域内総生産/域内就業者）で比較する。調査未実施年では関連指標トレンドで推計し、5年毎実施の大規模統計は関連データ増減により補間補外推計する。就業者推計では、ベンチマーク値（国勢調査）に関連データ増減率（毎月勤労統計）で推計する。能力開発指標資料(2021)では公的統計（就業構造基本調査）、業務統計（職業訓練データ）、業界団体統計（能力開発協会データ等）、関係機関への直接照会等により収集した。

2 政策統計の作成と分析・加工

2.1 政策統計の作成と問題点

統計データ作成と加工情報の提供では、照会があったデータを提供するだけでなく、統計利用者からのニーズが多い事項について、県独自で統計データを集計、加工して提供する。統計データ提供時には、統計利用者からのニーズの多い事項について、データを加工する方法も併せて提供する。必要があれば、関係課から収集したデータを加工して提供し、データベース化して提供している。

政策統計の役割は、複数分野の関係を知り、変化を読むことや収集したデータでパターンを読み解き、データから政策判断力を得ることであり、現状を指標により見える化し、現状を評価できる。

2.2 地域データ作成加工と事例

兵庫県では、県内G D Pは1950年度から年次で、兵庫県鉱工業生産指数は1955年から月次で作

成している。時系列データの利用に当たり統計基準や基準年が異なるためデータ接続が必要となる。データの早期利用のため、県内GDP速報は確報（18か月後公表）から国速報データ（同3か月後）等を利用し作成した。市区町別データの利用のため、国や県データから推計しデータを提供した。

個別分野のデータ分析に必要なサテライト勘定は、観光分野や環境分野などを作成した。環境分野では業務データ等から兵庫県環境経済統合勘定ではSAM乗数効果分析事例、観光分野では、業務データ等から兵庫県観光産業総生産などを推計した。現在、財政サテライト勘定を県民経済計算の政府部門間の受払勘定から地域財政と地域との関係の特徴をデータでの把握を検討している。

政策評価のため、経済波及効果推計ワークシート(2020)で、分析事例や直接効果（最終需要額）調査事例や方法を県ホームページで提供している。国勢調査等の人口データを活用して将来人口推計ワークシート(2018)、県内市区町人口構造をグラフ化できるワークシート(2018)を提供している。

3 政策統計の利用と課題

3.1 政策統計の利用と問題点

政策課題と成果のデータによる見える化により現状と水準、方向性がわかる。兵庫県立大学では、1年先のGRPを補助系列データ等による統計的手法で地域別経済動向指標(2021)を作成しデータ早期利用に寄与している。政策統計は、個別課題に対応するデータが必要で、集計は1回限りで時系列データの比較分析利用はできない。個票データは調査票記入率低下や回収率低下による欠測値の補訂が必要である。データ利用の課題としては、時系列データを利用するため、分類、概念の変更によるデータ接続には精度低下が懸念される。政策判断に必要な予測データにより政策対応が効率的になり、機動的な施策の実行が可能である。複数の選択肢が、現実的な予測と着実な改善策を検討することができる。現在、利用可能なデータは、携帯情報ビッグデータ、業務データ、観測データ、画像データ等により課題の可視化ができる。統計作成者と利用者間で情報を共有し、地域特性把握や可視化、政策課題評価を行うことができる。

3.2 政策課題の分析事例

統計データがなければ、地域の課題が可視化できず政策目標や施策実施期限が定められない。利用可能な統計データは一部であり、公表されていないデータが多く、結果的に政策立案や予算配分に活用されていない。地域創生の検討に当たり、人口や世帯の最新の動態や偏在化の実態把握のため、政策課題の抽出を検討した。県民の居住地選好の研究では、住民基本台帳人口移動報告の詳細集計データを用いて、人口偏在化の実態を把握。居住地選好の変化を明確化する。生活圏・経済圏の研究では、個人の通勤・通学や日常生活行動の広がりをも面的に把握し、実際の人の流動に合わせた社会基盤整備や生活支援サービスの提供等の検討に活用できる。まちづくりに活用される小地域統計の活用では、小学校区の集計等きめ細かな行政施策展開に役立つ町丁・字等データの活用を進めている。接続した長期時系列データから基調判断情報の提供、災害等回復復興状況の確認、地域創生政策の現状把握のため、関係人口・交流人口(2021)を推計した。

3.3 政策統計を用いた分析と課題

兵庫県では、経済波及効果推計、将来人口推計など政策分析ツールを作成している。2050年淡路地域の姿(2021)等政策シミュレーションの実施し、地域ビジョンの議論に役立てた。この分析ツールを利用して、兵庫県立大学地域経済指標研究会と協働で実施した。「あま咲きコイン」実証実験の経済波及効果(2021)は、兵庫県立大学等のホームページ等で公開している。データの利用の課題は、データから得られた情報を過去の経験に左右されやすい受け手に正確に伝えられるか政策統計の利活用に求められている。データ収集の可能性を検証し、データ提供先を明示により分析事例の普及が期待される。政策統計の利用普及のため、政策統計データの定期的アップデートしたデータの公開が求められる。

参考文献： 芦谷恒憲(2020)「兵庫県における地域データを用いた政策課題分析の事例と課題」、『経済統計学会 2020年度全国研究大会報告集』

関連ホームページ： 兵庫県統計ページ(人口分析ワークシート、産業連関分析ワークシート等)、兵庫県立大学(減災復興政策研究科地域経済分析ユニット(地域別経済動向指標)、政策科学研究所(地域経済指標研究会(関係人口・交流人口、経済波及効果分析事例等)、神戸大学大学院経済学研究科(地域政策統計研究会政策課題分析事例)、関西学院大学産業研究所(兵庫CLI景気先行指数)

国際サービス供給のモード別分類について

萩野 覚（内閣府）

1. はじめに

サービスの取引には、財貨の取引と異なり、「生産と消費の同時性」および「非在庫性」という特徴がある。このため、国境を跨いでサービスを供給・需要しようとするならば、インターネット等の情報通信手段を用いるか、自然人や企業の移動が必要となる。そうした観点から、国際サービス供給の形態を整理したものが、モード別分類である。国際サービス供給の分類に関する最近の議論は、デジタル化やグローバルバリューチェーン深化をどのように反映して行くか、という問題意識に基づいており、単なる分類方法の検討に止まらず、グローバル経済の実態把握の改善に繋がる。

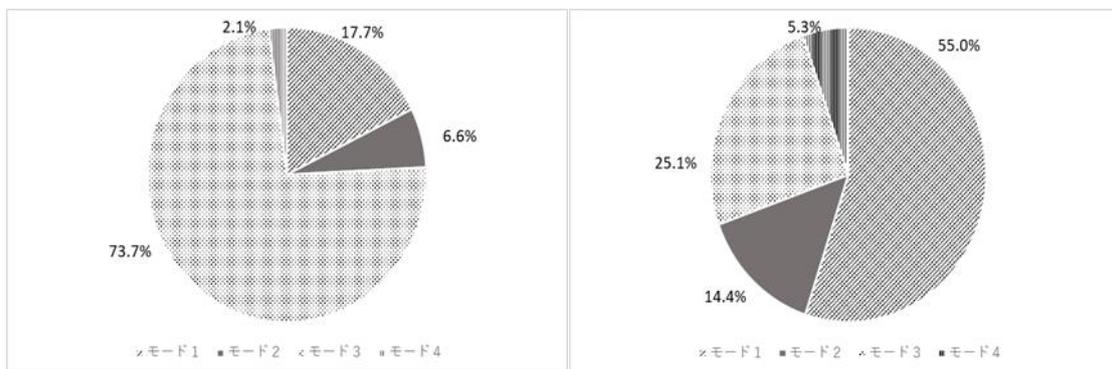
2. モード別国際サービス供給の推計

我が国では、現状、モード別国際サービス供給の推計が包括的な形でなされていない。そこで今回、日本による国際サービスの供給に加え、日本への国際サービスの供給について、推計を行った（図1）。日本による国際サービス供給についてみると、第1モード（越境取引）および第3モード（現地拠点を通じたサービス供給）のウェイトがEUより大きい半面、第2モード（国外消費）および第4モード（人の移動）のウェイトは、EUより小さい。この結果については、第1モードに海外生産拠点からのロイヤリティーの受け取りが含まれることを踏まえると、我が国企業が、海外進出によるサービス供給に積極的に取り組んできたことを反映している半面、人の移動を伴う国際サービス供給には発展の余地がある。一方、日本への国際サービス供給についてみると、第1モードのウェイトが過半を占め、第3モードのウェイトが4分の1に止まる。第1モードについては、ソフトウェア等、デジタル関連活動での海外依存度の高さを映じたものである。一方、第3モードについては、日本における対面でのサービスの供給について、外資企業への依存度が相対的に低いことになるが、これは、財貨の輸出入において外資企業への依存度が低いことと相俟って、日本における外資企業の活動に拡大の余地があることを示唆する。

図1. 日本による／日本へのモード別国際サービスの供給（2018年度）

<日本による供給>

<日本への供給>

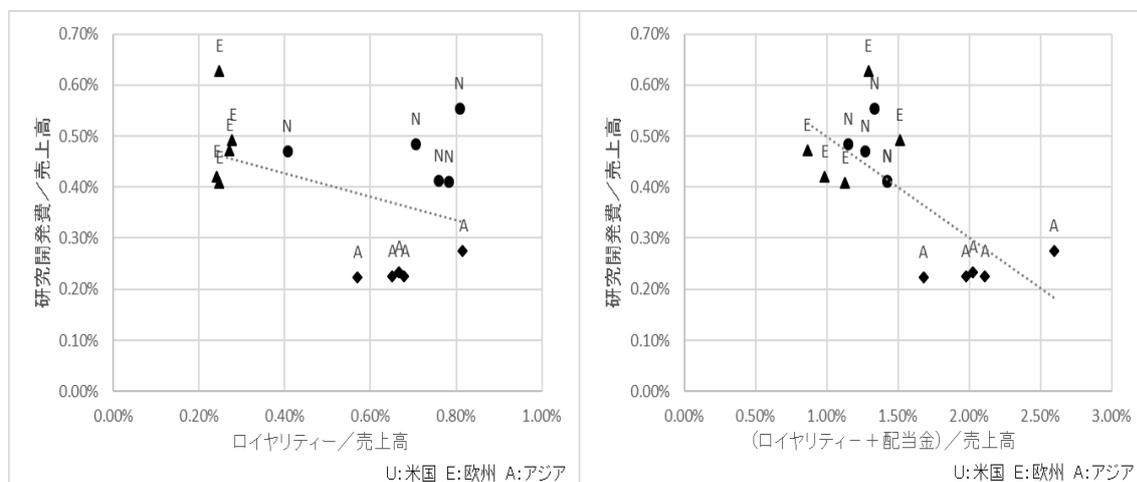


（出所）財務省日本銀行・国際収支統計、経済参照省・海外事業活動基本調査・外資系企業動向調査を用い筆者作成

3. 知的財産生産物(IPP)等使用料の取り扱い

IPP等使用料は、第1モードに含まれるが、親会社への還元という性格を有する。海外事業活動基本調査の研究開発費を地域別にみると、アジア地域の子会社の研究開発費が、欧州や米国の子会社に比して小さいことが分かる。このことから、地理的に近い子会社の代わりに、親会社自身が、そのバリューチェーン地域圏における研究開発センターの役割を担っている姿が想定される。そうした点を踏まえ、IPP等使用料と、親会社の研究開発との関係を確認するべく、海外事業活動基本調査を用い、IPP等使用料の主要構成項目であるロイヤリティーと研究開発費との関係、および、ロイヤリティーに配当金を加えたものと研究開発費との関係を、各々、売上に対する比率を算定して散布図の形で表章した(図2)。その結果、ロイヤリティーと研究開発費の関係(図2左)は緩い負の関係を、ロイヤリティーに配当金を加えたものと研究開発費の関係(図2右)については、より明確な負の関係を見て取ることができる。すなわち、研究開発を海外子会社で行わず親会社に依存する程度が高いほど、ロイヤリティーないし配当として親会社へ還元する金額が大きいことを意味している。また、ロイヤリティーと配当金は、両者を併せると研究開発費との関係がより明確になることから、親会社への還元という点で、補完的な機能を持っていると見ることもできる。

図2. ロイヤリティー・配当金と研究開発費(対子会社売上比率)の関係
 <ロイヤリティーのみ> <ロイヤリティー+配当金>



2025 年成立の SNA におけるデジタルライゼーションの計測

櫻本 健 (立教大学)

1. はじめに

2025 年に成立予定の国民経済計算体系(SNA)の改訂内容を国際機関が議論する機会が続いている。この報告では主に SNA での論点を中心に、GDP に関するデジタル経済の統計開発についてまとめて説明する。デジタル化(Digitalization)の程度を把握するフレームや、デジタル GDP の計算、AI の産業利用、産業分類の変化、テレワーク普及後の生産統計といった分野での主要国専門家会合での議論を紹介する。

2. デジタル化に対する経済統計の整備

新型コロナの世界的な混乱の影響を引き継いで、今は国際会合で立ち話はできない。そこで、これまでよりも国際会合での論点が絞られている。実際のデジタル化と統計として対処しようとしているデジタル化には分野によって相当な差がある。比較的分類はできるだけデジタル化に真摯に向き合おうとしている。一方付加価値構造の把握といった分野は論点を絞っていくつかのモデルケースに落とし込もうとしている。

SNA 改訂の際に重要な論点をまとめると、いくつかに分けることができ、Globalization、Digitalization が 2 大論点になっている。デジタル化は 3 つの分野に分けられる。一つはデジタル資産の取引である。デジタル資産のうち、中核となるのは暗号資産となる。この報告ではこの一つ目の論点を省く。二つ目はデジタル産業、デジタル取引といったマクロ的な意味でのデジタル経済の捕捉である。これはデジタルエコノミーサテライトの作成もしくはデジタル区分で分けた産業別 GDP の推計が主な対象となる。三つ目はデジタル産業・生産物(必ずしもサービスだけでないことに注意)、デジタル注文取引といった分野でミクロ的な内容である。

3. デジタル経済の推計

デジタル化の捕捉は非常に多くの分野にまたがるため、インドネシア統計局で利用された図 1 が各国専門家の中で使われるようになった。デジタル経済の捕捉は現在 OECD 加盟国 5 か国で試算が行われつつある。日、米、蘭、加は何らかの情報を出している。特にこの分野では OECD のフレームを受けて、日本が統計作成部局として世界で初めてデジタルエコノミーサテライトを推計し、議論の主なポイントを整理する成果を上げた。

内閣府経済社会総合研究所(2020)によると、2020 年に日本は日本のデジタル経済の租付加価値額は 2015 年に約 37.4 兆円と、経済に占めるシェアは 7.0%であった。Strassner (2021)によると、米の実質 GDP ベースではデジタル経済は 2005 年 7.3%から 2018 年 9.0%に拡大した。こうした成果は 2016 年経済センサスで電子商取引割合を捕捉した情報に基づくが、その後経済統計は同取引を日本で計測しなくなってしまった。デジタルサービスの多くがインターネット付随産業とそのサービスになってしまうなど、分類と統計整備の必要性は日本で高まっている。

4. デジタル化の影響を個別に計測するミクロ的テーマ

個別分野ではデータの委託コンサルサービスが各国で急速に伸長し、分類して計測することが求められている。Apple のサービス、Google のフリーサービスは抱き合わせサービスやデジタルフリー財の推計として知られている。帰属家賃のような概念で GAF A のサービスを計上するか検討が進められている。既存のアナログな分野も部分的にデジタル化を進めることができるようになった。電子商取引は国境を越えやすいので、第 3 国経由での取引もデータを整備する必要性が指摘されている。テレワークを定期的にきちんと調べる必要も出ている。デジタル経済は価額、数量、価格のいずれも情報を網羅していくことが必要となっている。

現状では対処できない課題が山積しているため、OECD では各国にデジタル SUT を通じたサテライトを作成し、国内国外取引の整合性チェックを行うことを勧めている。つまり、この項目 4 でできない課題は項目 3 で検討されようとしている。

今のところ AI については商用で販売されていたり、既存の推計に含まれているもので対応するにすぎず、どう対処すべきか方針が定まっていないが、AI の利用の段階や自社開発の技術を調べる必要性があるとみられている。このことは櫻本(2021)にまとめた。

日本として長期間を見据えたデジタル統計の整備を戦略的に進めていく必要がある。それに向けた課題を報告で取り上げる。

5. 報告と議論

項目 4 までは報告前の内容である。討論はなかったため、若干の質疑が行われ、多国籍企業の活動をどう捕捉すべきか、質問があった。生産額を労働データで分解するアプローチが取れるとよいという意見が出ている旨を説明した。報告後、BEA のデジタル経済の推計法やデジタル分野の基礎統計の在り方の質問があり、大変勉強になったため、別途論文などでまとめるようにしたい。

参考文献

AEG 会合：<https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/ramtg.asp?fType=2>

Strassner, Erich(2021) “Task Team on Digitalization: overview on progress of work”, 15th Meeting of the Advisory Expert Group on National Accounts, Agenda item 5.1

櫻本健(2021)「2025 年成立の SNA におけるデジタルライゼーションの計測」『統計』2021 年 7 月号

内閣府経済社会総合研究所(2020)「デジタルエコノミーに係るサテライト勘定の枠組みに関する調査研究」報告書，研究会報告書等 No.83，内閣府 HP <https://www.esri.cao.go.jp/jp/esri/prj/hou/hou082/hou082.html>

SNAとMPSにおける固定資本の取扱いに関する一考察*

李 潔 (埼玉大学)

1.はじめに

MPS体系が当分の間に我々の視野から姿を暗ましたことは、1990年代の歴史における一時的な偶然性によるものであって、決してその体系自身に重大な理論的な欠陥があったわけではないと考えられる。一方、SNA体系も多くの問題点や限界を抱えている。このような認識を踏まえて本研究では、SNAの組換えとしてMPS体系における主要マクロ指標の推計に着目する。報告では、固定資本（形成及び減耗）取扱いについて考察した。

2. I-Oフレームワークによる両体系の比較

基本的に市場経済を対象に設計されたSNA体系では、その生産境界は市場を尺度とし、原則として市場に向けての財貨・サービスの生産を勘定体系に取り入れ、その生産活動は社会全体に利益をもたらすかどうかと関係なく、また、炊事・洗濯・育児・介護のような家事労働が市場経由であれば体系の生産とし、無料で行われれば生産境界の外におく。

表1. SNA概念の投入産出フレームワーク

		中間消費		最終需要		総産出
		物的生産部門	非物的部門	最終消費	総資本形成	
中間投入	物的生産部門	x_{11}	x_{12}	C_1	I_1	X_1
	非物的部門	x_{21}	x_{22}	C_2	I_2	X_2
付加価値	固定資本減耗	D_1	D_2			
	純付加価値	V_1	V_2			
総投入		X_1	X_2			

注：添え字の 1, 2 はそれぞれ「物的生産部門」と「非物的部門」を示す。 x_{11} , x_{12} は各部門による物的生産物の中間消費、 x_{21} , x_{22} は各部門による非物的生産物の中間消費を示す。 C_1 , C_2 は各部門の生産物に対する最終消費、 I_1 , I_2 は各部門の生産物による総資本形成を示す。 X_1 , X_2 は各部門の総産出（＝総投入）を示す。 D_1 , D_2 は各部門による固定資本減耗、 V_1 , V_2 は各部門の純付加価値を示す。

MPS体系はマルクス経済学に基礎づけられた体系で、勘定の対象は市場経済なのか、或は計画経済なのかのような経済形態に限定しない。生産の判定は市場かどうか依存せず、社会全体にとって使用可能な財をもたらすかどうかで生産境界を判別する基準とする。経済活動が大きく物的生産部門と非物的部門に分類される。物的生産には、財の生産のほか、

* 国民経済計算体系では、先進市場経済諸国で誕生した SNA (System of National Accounts) 体系のほかに、もうひとつ計画経済諸国から生まれた物的生産体系 (MPS : Material Product System) があった。SNA が戦後のケインズ的な政策運営を支えた勘定体系であったのに対し、MPS は同じ時期に計画経済諸国の経済運営を支え、それに根差した体系であった。後者の基準書も国連によって承認されていた (United Nations[1971] Basic Principles of the System of Balances of the National Economy, Studies in Methods, Series F. No. 17, New York を参照)。

流通（貨物輸送、財の取引）が生産過程の延長（物的サービス）とみなされ、農業、鉱工業、建設業、輸送（人の輸送が含まれず、財のみ）・通信と商業・飲食業から構成される。一方、非物的部門は生産成果の再分配とみなされる。表1の非物的部門に関するシャドウをかけている部分を外すと、次の従来のMPS概念の物的生産物の投入産出表になる。

表2. 従来のMPS概念の物的生産物投入産出表

	物的生産部門 による中間消費	社会的 総消費	総固定資産形成 と在庫純増	物的 総産出
物的中間投入	x_{11}	$x_{12} + C_1$	I_1	X_1
固定資産減耗	D_1			
新たな増加価値	$x_{21} + V_1$			
物的総産出	X_1			

社会的総生産(物的生産部門の生産成果) (GSP; Gross social product) = X_1

国民所得(社会的純生産NSPともよぶ) = $X_1 - (x_{11} + D_1) = x_{21} + V_1$

3. 非物的部門と固定資本(形成及び減耗)

まず、表3「総固定資本形成と構成比」から分かるように68SNAまで資本の概念は物的生産部門の成果(I_1)に限定したが、93SNA以降、経済のサービス化及び科学技術進歩などによる社会経済状況の変化に対応して、資本の概念は非物的部門(I_2)に拡張してきた。一方、「固定資本減耗と構成比」からは、主として物的生産部門によって形成された固定資本はどのように減耗されているかを見ると、物的生産部門だけではなく、非物的部門によってほぼ半分ほど固定資本減耗されている。本報告では、従来のMPS概念の物的生産物投入産出表(表2)では、固定資本形成とその減耗のカバレッジが異なることになる問題を提起した上で、非物的部門の固定資本減耗(D_2)の取扱いについて提案した。

表3. 日本の固定資本(の形成及び減耗)に関する構成比較 単位:兆円

	総固定資本形成と構成比			固定資本減耗と構成比		
	物的生産部門	非物的部門	計	物的生産部門	非物的部門	計
1987年(1968SNA)	99 100%	0 0%	99	29 59%	20 41%	49
1997年(1993SNA)	139 93%	10 7%	149	45 48%	49 52%	94
2007年(2008SNA)	110 83%	22 17%	132	61 50%	60 50%	121
2017年(2008SNA)	113 83%	23 17%	136	61 50%	61 50%	122

出所) 内閣府『昭和62SNA産業連関表』『平成9年SNA産業連関表』『平成19年SNA産業連関表』『平成29年SNA産業連関表』より算出作成

注) SNA産業連関表における部門分類では、運輸・郵便業は貨物輸送なのか、旅客輸送なのかを分離していないため、算出にあたって、金融・保険業、不動産業、専門・科学技術、業務支援サービス業、公務、教育、保健衛生・社会事業及びその他のサービスを非物的部門とし、これらを除く他の産業を物的生産部門とした。

A. Quetelet の人体測定学と数理統計学

上藤一郎（静岡大学）

本報告の目的は、A. Quetelet の「社会物理学」がイギリス数理統計学の形成に与えた影響を評価することである。具体的には次の2つを課題とする。第1の課題は、Quetelet(1870)の検討を通じて、Quetelet の人体測定学 (Anthropométrie) が F. Galton の研究に与えた影響を検討することである。第2の課題は、Quetelet の影響を受けた Galton の研究が、日本ではどのような形で紹介・導入されていったのか、その歴史的過程を明らかにすることである。但し、実際の報告では、前者の課題を中心に言及し、後者の課題については、報告の結びに代えて、現在の研究状況と今後の見通しについて簡単に触れるにとどまった。

周知のように、相関・回帰の発見者である Galton は、それ故に今日の数理統計学（イギリス数理統計学）の先駆者として看做されることが多い。他方、Quetelet から受けた影響については、例えば Stigler (1986) は、「統計研究者の視点から見ると、Galton は Quetelet の直系の子孫である。しかし、それにも拘わらず、Galton の最初の主要な研究業績である『遺伝的天才』においてさえ、さまざまな点で Quetelet から離脱している点が多く認められる」

(Stigler (1986), p.267) と述べている。こうした評価は、上藤 (1999) でも指摘しておいたように、観測誤差論の「誤差 (error)」を遺伝における「変異 (variation)」として読み替えるという、イギリス数理統計学 (F. Galton から K. Pearson を経て R. A. Fisher に引き継がれた数理統計学) に共通する統計思想を重視した結果である。しかし、Galton 自身、Quetelet から影響を受けたのは「統計学」ではなく「人体測定学」とであると表明していることには留意すべきである。Galton の『回想録』である Galton (1908) には、一箇所だけ Quetelet に言及した記述が出てくるが、そこでは次のように述べられている。

「私は、William Spottiswoode の研究を知ってから、Gauss の誤差法則について多大な関心を寄せるようになった。彼は、以前から、山脈の標高を決定する一般的な要因の確率を地理学の学会誌で議論していた。彼の研究は、この非常に美しい法則が、さまざまな分野にわたって広範囲に適用できることを私に教えてくれたし、私自身も完全にこの法則に魅了された。その一方、Quetelet の研究を知り得たことも合わせだつた。Quetelet は、この法則を、初等的な2項形式を使って人体測定に最初に適用した最初の人であり、その方法は自著『遺伝的天才』でも活用した（傍点は報告者）」(Galton (1908), p.304)。

この発言から解することは、誤差分布それ自身ではなく、それが人体測定に応用可能であることを示唆した点において、Galton は Quetelet から影響を受けたということである。つまり、Galton が Quetelet から学び得たものは、彼の統計学や確率論はなく、人体測定学だつたということであり、本報告でも、議論の出発点として先ずこの点を指摘した。

一方、上藤 (2019) でも指摘しておいたように、少なくとも Quetelet (1835) を読む限り、Quetelet が理解していた統計学は比較的古典的なドイツ流の統計学であり、従って Galton が関心を寄せた誤差分布も、統計学ではなく確率論の問題として Quetelet は理解していた。誤差分布が Gauss の研究を嚆矢としていることに鑑みれば、これは当然のことである。重要なことは、Quetelet (1835) が目指したのは社会物理学の構築であつて統計学ではないということである。また、そこで言う社会物理学とは、I. Newton が『自然哲学の数学的原理』

で示唆し、P. S. Laplace が『天体力学』で解析的に再構成した世界像（宇宙像）を「社会の体系」として読み替えたものであった。即ち、物質（人間）→物質の集合としての天体（人間の集合としての国家）→天体の集合としての宇宙（国家の集合としての社会体）である。従って、「社会の体系」を理解するための最初の出発点となる「人間」の研究、つまり個々の人間に関する諸能力の法則を理解することは、Quetelet の社会物理学において最も重要な課題の 1 つになり得る。その問題を集中的に扱ったのが Quetelet 最後の著作となった Quetelet (1870) の「人体測定学」なのである。また、Galton の研究との関連をみる上でも重要な著作である。Quetelet は、その序論で「この研究の目的は、人体に関する最も重要な問題を明らかにすることである。そこには人間に関する諸法則を明らかにすることも含まれている。それはまた、同時に、人間の道徳や知性に関する諸能力の体系的な研究の成果を公にすることにもなる（傍点は報告者）」(Quetelet (1871), p.1) と述べている。引用の傍点部分に留意するならば、Quetelet の人体測定学は、後に Galton が展開した優生学や遺伝研究に結び付く素地が十分にあったと評価できよう。このため、本報告では、Quetelet の人体測定学が Galton の遺伝研究にどのような形で継承され、イギリス数理統計学の形成へと昇華していったのか、その歴史的過程の一端を明らかにした。

なお報告の末尾に、Galton に始まるイギリス数理統計学の日本への導入についても触れておいた。「変異の統計的分析」という特徴故に、相関や回帰、あるいは分散や標準偏差といったこの学派に特有の諸概念も、日本では統計学ではなく心理学や人類遺伝学において最初に導入されたことを指摘しておいた（古賀（1918）、見波（1914）参照）。また、そのような事実は、奇しくもイギリス数理統計学の歴史的特徴をこの点からも検証することが可能であるという報告者の評価も併せて示しておいた。

付記

本研究は、令和 2～4 年度日本学術振興会科学研究費補助金「基盤研究 (C)」, 「統計学史の新しい試みー日本における統計学の数学化をめぐる制度的及び実証的研究ー」（研究課題番号：20K00269, 研究代表者：上藤一郎）の助成を受けて行われた。

参考文献

- Galton, F. (1908) , *Memory of My Life*, Methuen.
- 古賀行義 (1918) 『知能相關の研究』心理學研究會。
- 見波定治 (1914) 『遺傳進化學』東京成美堂。
- Quetelet, A. (1870) , *Anthropométrie ou mesure des différentes facultés de l'homme*, Bruxelles.
- Quetelet, A. (1835) , *Sur l'homme et le développement de ses facultés, ou essai de physique sociale*, 2 tom, Paris. 平貞蔵・村山喬訳 (1939-1940), 『人間に就いて』(上・下巻) 岩波書店。
- Stigler, S. M. (1986) , *The History of Statistics: The Measurement Uncertainty before 1900*, The Belknap Press of Harvard University Press.
- 上藤一郎 (2019) 「アドルフ・ケトラーの統計論」, 坂田幸繁編『公的統計情報ーその利用と展望』243～270 頁。
- 上藤一郎 (1999) 「優生学とイギリス数理統計学ー近代数理統計学成立史ー」, 長屋・金子・上藤編『統計と統計理論の社会的形成』北海道大学図書刊行会。

万国統計公会の人口調査像

廣嶋 清志（東北・関東支部）

1. はじめに

人口センサス（国勢調査）を実施するにあたって日本の統計界は万国統計公会(国際統計協会の前身)を重視して、名代人として仏国モーリスブロックを 1876 年最終回（第 9 回）ブダペストに初めて臨ませた。本稿では、万国統計公会における人口統計および人口センサスについての見解をその決議から検討する。

2. 資料

公会の全決議の記録を含む主な関連文献は次の文献に示されている。Eric BRIAN, *Bibliographie des comptes rendus officiels du congrès international de statistique (1853-1878)*, *ANNALES DE DEMOGRAPHIE HISTORIQUE*, *DEMOGRAPHIE DES VILLES ET DES CAMPAGNES* (1990), pp. 469-479 Published by: Editions Belin, Société de Démographie Historique 今回、これらの文献をまだ見ることができなかつたので、基本的に高橋二郎（統計局審査官）によって著された『各国参照国勢調査法』1903,民友社によることにし、原文は次の資料による。これは第 5 回 1863 年までの記録原文で、京都大学貴重資料デジタルアーカイブによる。Compte-rendu general des travaux du Congrès international de statistique dans ses sessions : de Bruxelles, 1853; Paris, 1855; Vienne, 1857; Londres, 1860, et Berlin, 1863、Pierre Maestri 編 1866 年刊。

3. 各回公会の人口統計についての決議

以下、各回の主な項目を順次抜き書きし、原文と高橋の解釈の特徴にも注意する。

第 1 回ブラッセルス 1853 年

(第 1 部)人口センサス—集めるべき資料と方法 Recensements généraux de la population--Données a recueillir. Mode d'operer

第一条 人口調査 les recensements de la population は現在人口 population de fait [事実人口] の主義に基き每人の氏名に拠り調査すべし 但し場合に依り法律上の人口 population de droit を調査する為め特別の条件 [renseignements 情報] を尋問することを得

第二條 人口調査 les recensements は每十年に之一執行し其期限は十二月を以てすへし

(第 2 部) 人口登録 *Régistres de la population* (高橋 1903 になく、『統計集誌』36 号、1884、p. 257 に訳あり)

第七条 各邑に於て一部の人員簿（レギュストル、ドラポピュラシオン）を設くること必用なり 而して此人員簿は一世帯を一ページとなし 第一に其国の人別大調査 le recensement général に因て稽查せる事項を登録し次に其世帯中の人員に就き起れる一切の異動を順次に記載すべし 而して人員の削除及び新入を精確に符合せしめんが為め行政上にて専ら住所転変の調査に注意すべし

第 3 回 ウィーン 1857 年

民族学的統計の基礎 Base d'une statistique ethnographique この項目は高橋 1903 になく、Maestri1866 のみにある。これを高橋は日本について無視したが、日本人の民族学的認識を遅らせた一因となつたと考えられる。

第4回 ロンドン 1860年

第三条 其の調査する人口は一日間のものにて其日限は全国同一ならんことを要す….

第九条 (励行問題) 氏名…に続いて(任意問題)として、用語[言語]、宗教、住所(平生の住所、仮寓の住所)に並んで、「本籍(法律上にて認めたる公の住所)」が挙げられている。最後に、以下が続く。又実際排除すへからざる非常の困難なき國に於ては各邑に人民の戸籍 un registre de la population を備へ深く注意して(実正に)[常に]之を保存すへし(高橋 p.14 Maestri 1866p.3)。

第5回ベルリン 1863年

人口調査の時人民の協力は統計に与ふる利益を増加する….

Annexe 付帯決議(高橋はこのうち一、二条を省略している)

第一条 次の公会のため、調査 recensement 以外に relevé démographique 人口表を実施する実際の方法を専門とする別の仕事を準備しておくのが有用であると認識する。

第三条 人口調査の事業をして行政上百般の需要に応せしめんか為め単に現在人口を調査するのみならず 尚各邑各州の法律人口を調査するを以て必用とす

依て現在人口の材料に依り一時の人口調査に於て注意して法律人口をも算定し得べき標準を發見こと必用なり云々

第6回 フロレンス 1867年

第一条 各次の人口調査は現在人口を以て基礎とす

第二條 人口調査の時調査せる各人居住の状態及其継続せる時期の長短を記載すること必用なり

依て人口の調査表中に於て寓居、止宿、定住の所を併せ記すべき

第8回 セントペテルブルグ 1872年

第一條 誤解を避け又は重複を防がんが為め左の區別を要す

(イ) 事実人口即ち現在人口

(ロ) 習慣上居住の人口即ち常住人口 (初めて登場、三種に)

(ハ) 法律人口即ち國法上の人口

事実人口即ち現在人口は此調査を実行する瞬間に於て其調査の場所に現在する者を云ふ
習慣上居住人口は調査の時一時不在の者を加へ又一時現在の者を除きたる一種の事実人口なり

法律人口は調査の場所に法律上の住所を設け法律上の登記法の存する處に在りては公然戸籍の登記を経たる人口を云ふ

第五条 人口調査は成るべく之を一日間に執行し少なくも一定の一日及一時間を目的とせんことを要す

3. まとめ

第1回に人口センサスと人口登録は別の項目となっていたが、その後、各回で次第にこれらは統合され、第4回では人口センサスの中に人口登録が含まれている(包括主義)。それとともに、調査の対象とする人口の種類が上記2種から3種(第8回)になった。また、事実人口 *population de fait* の調査時点は一年から一日、さらに時間(第8回)となり、訳語も最終的には現在人口になった。いわば理想主義ともいえるが、次の国際統計協会の時代に各国同時実施を提起するにあたり、実施可能性の点から整理されていくと考えられる。

紀元 2600 年と国勢調査—昭和 14 年臨時国勢調査について

佐藤正広（東京外国語大学）

1. はじめに

本研究の目的は、戦前の統計学者たちが国勢調査をより大規模なものにするという欲求を持ち、それを実現していくためにどのような論法で政策決定者たちを説得したか、さらに、統計調査の現場の実態を明らかにすることである。この目的のため、本稿では 1939 年に実施された「昭和 14 年臨時国勢調査」を取り上げる。

2. 統計学者たちの欲求

日本最初の国勢調査が 1920 年におこなわれたのは周知であるが、この調査では成功に万全を期すため、調査項目は人口学的な 8 項目に限られていた。しかし、統計学社のあいだでは国勢調査に経済的な項目も含ませたいという欲求が強く、第 1 回国勢調査にあたって開かれた国勢調査評議会でも、第 2 回以降は調査項目を増やすべしという提案がなされ、全会一致で採択されている。また、日本の統計に影響力の強かった柳沢保恵は 1930 年国勢調査に向け、調査項目を経済的なものにも広げるべきであると主張した。しかしながら調査項目を増やすことには予算もかかり、経済関係のいくつかの調査が実施されていたこともあって、調査項目増加の要求を政策決定者に認めさせるのは困難な作業であった。

3. 紀元 2600 年から戦時下の調査へ

このような統計学者たちの欲求を、説得的に主張する上で、最初に大きな意味を持ったのは、1940 年が「紀元 2600 年」にあたるということであった。神武天皇が即位してから 2600 年目であるというこの年には、東京オリンピック、万国博覧会の開催や、歴代天皇の事蹟を展示する「国史館」なども計画され、国を挙げての祝賀行事が予定されていた。統計学者たちは、その祝賀ムードに乗り、日本の国力を全面的に明らかにする調査をするという大義名分のもと、国勢調査に経済的な調査事項を含ませようとしたのである。いま、1940 年調査に関する最も古い資料として、統計局資料「昭和十五年国勢調査要綱関係綴（其の 1）」を見ると 1936 年時点で計画されていた 1940 年国勢調査の調査事項の範囲は、人口に関する調査、農業経営、水産業経営、鉱業経営、工業経営、商業経営、交通業と多岐にわたっており、今日の経済センサスを思わせる内容であった。

しかしながら、日中戦争の長期化と、国際社会での日本の孤立により、紀元 2600 年の祝賀行事は次々に中止されて行ってしまう。統計学者は自己の欲求を貫徹するため、これに代わる調査の大義名分を見つけ出さなければならなかった。それはすぐに見つかった。総力戦化した日中戦争を、前線銃後を含め、いかに支えていくかという政策決定の資料を得る、というものであった。

4. 人口調査と産業調査の分離

統計局資料「小委員会に於て問題となりたる事項」（1937 年 11 月 30 日および 12 月 1 日付け）を見ると、これだけの広範囲の調査を 1 年で実施することが可能かどうかという問題が局内で問題になったことがわかる。この資料を見ると、「工業及商業」（1939 年 7 月調

査)と、「人口及農業」(1940年10月調査)と、2回に分けて調査が実施されることになっている。

5. 大蔵省とのやりとり

こうして1939年臨時国勢調査は実施されるべく準備が始められたが、ここで大蔵省から強硬な反対が入る。商業及工業については、工場調査や商業調査があり、なにを今さら国勢調査として実施しなければいけないのか、というのである。予算折衝の中で出されたこの疑問に対し、統計局の対応は、総力戦で銃後の経済(配給など)を支えるための基礎調査であり、国民の消費の実態を明らかにする調査であるというものであった。この過程で、統計局は、総理大臣の諮問機関であった中央統計委員会を開催し、総理大臣の諮問に対する回答という形で自己の主張を正当化した。

しかし、消費調査を流通の側から抑えるという大義名分を立てたがゆえに、この時点で、当初想定されていた工業調査は脱落し、「昭和14年臨時国勢調査」の内容は、実質的には商業調査になってしまう。

6. 調査の現実

調査の下調べとして派遣された松田泰次郎らの「復命書」からは、小売商の多くで帳簿が整備されておらず、商品分類等についても無知なケースが多かったこと、課税のための調査と疑って過少申告が予想されることを述べた後、調査員として同業組合役員などを用いれば、各々の経営内容がどの程度か熟知しているし、調査対象の側にも安心感があるので依り正確な数字が得られるであろうとしている。「場」の論理が強く、「内」と「外」を峻別する傾向がある日本社会において、国家による統計調査は典型的な「外」に属するものであり、同業組合など「内」の立場の者が媒介しなければ、回答もいい加減なものになってしまう傾向が見られたと考えられる。

つまり、当時の統計の正確さは、「同時代人で事情に精通しているものがみて不自然とは思われない程度の正確さ」を持っていたということになる。

7. むすびに代えて

統計学者たちは、自己の学問的欲求を実際の調査として実現するために、政策決定にあたる人々を説得する大義名分を必要とした。それははじめ紀元2600年にともなう祝賀行事としてあらわれた。しかし、日中戦争の長期化にともない、大義名分には「銃後国民の消費調査」というものに変化した。その変化は調査のありかたにも変化を強い、昭和14年臨時国勢調査は、当初の工業・商業調査から、商業のみの調査にその姿を変えた。

また、調査対象となる人々を納得させて調査に協力させるため、人々が日常の経営で「身内」と感じる人々を調査員とすることがおこなわれたと思われる。

米国統治下の沖縄における統計調査

伊良皆千夏(一橋大学大学院博士後期課程)

1. はじめに

本報告では、国家における制約条件下での統計調査の設計や調査の優先度付けという問題をふまえ、沖縄の統計調査の歴史的変遷を明らかにした。その際、沖縄の統計職員および招聘された日本本土の統計職員が何を問題として認識していたのかに着目した。近代以降、国家は多くの統計調査を実施するようになった。このとき、予算や統計職員数、プライバシー意識の向上といった調査環境などの制約条件の下、直面している経済社会問題を反映しながら、調査設計や実施する調査の優先度付けを行う必要がある。戦後、沖縄は米国の統治下に入ったことで1つの独立した地域として、国家が行政資料として必要とするような統計を作成することとなった。

沖縄本島に米国軍が上陸した1945年から1972年の日本返還まで、沖縄は米国の統治下にあった。行政組織として米国軍による統治機構である米国民政府と、その下部組織である住民による自治政府が設置された。自治政府は何度かの改組を経て1952年に琉球政府となり、返還まで沖縄の行政運営を中心的に担った。本報告が対象とする時期は、琉球政府設立に伴い統計局が設置された1952年から、日米共同声明により沖縄返還の年が決定された1969年までとした。琉球政府の設立以降、米国民政府は統治全体にかかわる経済、物価政策などを除いた行政運営については基本的に琉球政府に委ねており、統計への関与は薄かった。また、琉球政府の財政は住民の直接的負担が原則とされた。

戦後沖縄は1つの独立した地域として行政を運営するために、広い範囲かつ詳細な統計情報を必要とした。すなわち、人口、経済、福祉などの各分野について、農作物であれば各品目の市町村別数値を各々の行政部局が求めるようになったのである。本報告ではこれら統計の範囲と詳細さをあわせて、統計の領域として扱った。この領域の問題に加えて、統計局は標本抽出理論や国民所得推計の導入といった問題にも対応する必要があった。一方で、戦前は都道府県の1つであったために統計調査設計の経験がないこと、戦前の組織、職員、地図情報などが第二次大戦のために利用が難しいこと、離島が多く調査に費用がかかること、財政規模が小さいことが制約条件として存在していた。このような条件下で発足した琉球政府統計局は、予算と職員を集約するために日本本土の分散型とは異なる集中型の組織形態をとった。なお、琉球政府の統計担当部局の名称は数度変更されているが、本報告では一括して統計局と呼称した。

2. 統計調査および統計制度の整備(1952年から1956年)

1952年に設置された統計局は一部の統計調査に標本抽出理論の導入を試みたが、沖縄統計の抱える制約条件のために調査の実施は難航した。たとえば、「農業生産見積調査」は招聘した総理府統計局の水野坦により無作為抽出を行うよう設計された。しかし、地図情報が整備されていないために実態との乖離がある「土地台帳」を母集団リストとして用いざるを得ず、調査員は現地に赴き調査対象の特定から行う必要があった。調査は困難をきたし、調査筆数の減少、調査対象からの都市地区や交通不便な離島などの除外、市町村別数値を得るための表式調査の併用が行われた。統計局は、標本抽出理論導入の困難という状況に対応するため、自局でも他部局でも作成する統計を少数に制限した上で、それらの正確さ向上を図るという方針を取った。沖縄での統計調査を統計局のみが実施可能な「指定統計調査」と、他部局が実施できる「報告を要する統計調査」

の2つに区分し、前者は1956年時点で9調査、後者は67調査に限定された。統計局以外が新たに調査を実施する際の規則は存在せず、新規調査は統計局のみが実施することを想定している。また、調査の正確さ向上に注力するため、いわゆる業務統計は他部局に移管された。

3. 調査体系の改革と問題点(1957年から1962年)

1957年、統計局が実施する統計調査は、再度招聘した総理府統計局水野の設計により「三大標本調査」という体系にまとめられた。これは土地、世帯、事業所という3つの標本網を整備し、統計局の調査はすべて、このいずれかの標本網に基づいて実施されるという設計になっている。この調査体系は、重複している調査を可能な限り統合することで調査費用を抑え、有意抽出と表式調査を廃止し、無作為抽出と個票調査や実測調査に改めることを目的としていた。しかし、統計調査を少数に限定して無作為抽出と実測調査を徹底するという「三大標本調査」の方針は、十分な行政資料が得られないという問題を引き起こし、調査開始の翌年には統計局内外で多くの調査が無秩序に行われるようになった。また、「三大標本調査」では捕捉できない品目の調査のため、有意抽出による調査が再び実施された。招聘した日本統計職員からは、国民所得推計のために新規の統計調査が必要であることや、交通不便な場所を除外するなどして標本調査の正確さを多少落としてでも費用を節減し、調査が実施されていない販売業やサービス業などについても調査を行うことなどが提言された。

4. 統計調査の再整備と新たな課題(1963年から1969年)

1963年、日本政府による沖縄援助を米国が受け入れたことを背景に、沖縄統計の再整備が開始された。米国は日本と沖縄の関係が緊密となることを懸念し援助受け入れに消極的であったが、1959年には一部分野の技術援助を認めた。1961年池田・ケネディ会談により、資金面も含めた援助の受け入れが日米で合意され、以降日本による援助が本格化した。統計分野でもより多くの専門家招聘や予算の増加がなされ、1963年から新たな調査が実施されていく。1964年には1951年以来となる農業センサスが実施されたことで、ようやく農業に関する母集団リストの整備がなされた。販売業やサービス業を対象とする「個人企業調査」、国民所得推計に必要な付加価値や在庫の調査を目的とした「法人企業調査」も実施された。日本からの援助受け入れ開始により、正確さの向上と統計の領域拡大の双方が進展したのである。一方で、この援助は沖縄の経済水準を日本の県と同水準に引き上げることを目標としていたため、計画の立案や成果を測定するための日本本土と比較可能な統計の作成が、新たな課題として指摘されるようになった。

5. おわりに

戦後、沖縄は限られた予算や統計職員数などといった制約の下で、行政資料としての広い領域を対象とした統計の作成と標本抽出理論に基づく正確さ向上という問題に直面した。標本理論に基づく調査が困難であった統計局は、狭い領域の統計調査に注力することで正確さの向上を図るという方針をとった。調査数を減らし、無作為抽出と実測による調査を徹底しようとした「三大標本調査」は、この方針をより進めたものといえる。しかし、他部局からの行政資料としての統計情報への要望が強く、統計局の内外で無秩序に統計が作成され、有意抽出も再び用いられるようになった。日本の統計職員からも多少正確さが下がったとしても、統計の領域を拡大すべきことが提言された。1963年以降、日本政府からの援助受け入れが開始されたことで領域の拡大と正確さ向上の双方が進展したが、同時に日本本土との比較可能性という新たな問題が浮上することとなった。

浙江省と山東省における都市・農村間所得格差の分析

－空間パネルデータモデルの適用から

LI Yapeng (立命館大学)

1. はじめに

21世紀入って以来、各種所得格差に関する問題が表出したが、中国政府にとって経済発展は依然として重要課題である。2006年において「第11次5ヵ年政策」(期間：2006-2010年)が提示され、都市・農村間の所得格差問題に対する対策が進められた。本研究の目的は、中国の浙江省と山東省を取り上げ、都市と農村の所得格差の要因を明らかにすることである。両省の2006-2013年の統計年鑑に基づく市別のパネルデータを利用し、地理上の相関構造をふまえた分析を可能にする空間計量モデルの適用により課題に接近する。

2. 都市・農村間における所得格差の実態

まず、都市と農村間の所得格差の推移を、グループ間格差(都市内の所得格差、農村内の所得格差、都市・農村間所得格差)を確認することができるタイル尺度(表1)を用いて検討する。

表1 浙江省と山東省のタイル尺度の推移(2006-2013年)

年	浙江省				山東省			
	全体	都市内	農村内	都市農村間	全体	都市内	農村内	都市農村間
2006	0.10107	0.00505	0.00361	0.08880	0.10894	0.01031	0.00450	0.09413
2007	0.09538	0.00364	0.00373	0.08428	0.11231	0.00897	0.00431	0.09904
2008	0.09066	0.00372	0.00370	0.07953	0.11265	0.00761	0.00412	0.10093
2009	0.08908	0.00402	0.00377	0.07752	0.11303	0.00752	0.00403	0.10148
2010	0.08569	0.00407	0.00375	0.07411	0.10802	0.00712	0.00400	0.09689
2011	0.08194	0.00396	0.00365	0.07069	0.10110	0.00693	0.00373	0.09044
2012	0.08119	0.00434	0.00362	0.06960	0.09977	0.00651	0.00352	0.08974
2013	0.07892	0.00417	0.00353	0.06770	0.09459	0.00622	0.00339	0.08498

(出所)『浙江省統計年鑑 2006-2013』と『山東省統計年鑑 2006-2013』より筆者作成。

浙江省は2006年から2013年まで、全体の所得格差は縮小しつつある。その内訳として、都市・農村間での所得格差が最も大きく、都市内所得格差と農村内所得格差は都市・農村間所得格差よりも一桁ほど小さい値を示している。時系列的な推移を確認すると、都市・農村間所得格差は2006年から2013年にかけて減少傾向にあるが、都市内所得格差および農村内所得格差は、増減を繰り返している。山東省に関しては、全体の所得格差は浙江省よりも高い水準にあり、その内訳をみると都市・農村間所得格差が最も大きく、都市内所得格差、農村内所得格差の順に小さい値が得られている。時系列的にみると、全体の所得格差は縮小しつつあるが、その内訳に関しては都市・農村間所得格差は2009年で最大値になりその後減少しており、都市内所得格差および農村内所得格差はいずれも縮小傾向がみられる。

3. 分析方法

まず、空間計量モデルに利用する被説明変数は、都市・農村間住民所得比率（GAP）である。これに対して、説明変数は、人口都市化率（UR）、第2次産業労働者比率（SEC）、第3次産業GDP比率（TIND）、国有単位従業員比率（NFP）、一人あたり外国投資（FIL、単位：ドル/人）、一人あたり教育投資（PEC、単位：元/人）、財政に占める教育支出（EOC）を用いる。また、「第11次5ヵ年政策」の影響を想定し、2006-2010年のダミー（D2010）を設定する。両省とも上記の変数を用いて空間的な相関関係をふまえたパネルデータモデル（空間ラグ型モデル、空間誤差型モデル）などを適用し、所得格差の要因を検討する。

4. むすびにかえて

まず、都市・農村間住民所得比率（GAP）に関しては、地理的にはいずれの省においても、沿岸部または経済が発達している市とその周辺地域において都市・農村間住民所得比率が高く、上記の地域から遠方に位置する地域において都市・農村間住民所得比率が低い傾向にある。空間計量モデルの分析を行い、LMテストを確認した結果、どちらの省も空間誤差型ランダム効果モデルのほうが適切である。浙江省の場合、都市化とともに、所得格差が縮小し、例えば、人口都市化率が1ポイント上がると、都市・農村間住民所得比率は2.56ポイント減少する。一方で、山東省では同様の効果は観測されない。また、産業構造の変化について、浙江省では第2次産業の発展とともに所得格差は縮小するが、山東省では第2、3次産業の発展が所得格差に影響する様子は確認できない。教育効果については、浙江省では観測されなかったが、山東省では教育投資によって所得格差が拡大する様子が捉えられた。例えば、財政に占める教育支出が1ポイント上がると、都市・農村間住民所得比率は1.99増加する。なお、空間回帰モデルの結果について、利用可能なデータに制約があったために両省とも周辺の省は含めず省内のみを分析対象としたこともあり、空間誤差の影響は観測されなかったと思われる。地理的には省単位を超えた周辺地域の省や市の影響を受けているものと考えられることから、行政単位内での分析に留まらず、経済的に発展している地域とその付近の地域へと領域を拡大した分析が必要と思われる。利用可能なデータ収集を含めて、今後の課題とする。

表2 浙江省と山東省の空間回帰モデルの結果

浙江省の空間誤差型ランダム効果モデル					山東省の空間誤差型ランダム効果モデル				
variable	Estimate	Std. Error	t-value	Confidence interval	variable	Estimate	Std. Error	z-value	Confidence interval
phi	18.3906**	9.0400	2.0344	(0.6723, 36.1089)	phi	18.4583***	6.9356	2.6614	(4.8645,32.0521)
rho	0.1427	0.1497	0.9536	(-0.1506, 0.4361)	rho	0.2264*	0.1272	1.7802	(-0.0229,0.4756)
Intercept	3.9481***	0.4300	9.1826	(3.1054, 4.7908)	Intercept	1.7523***	0.2633	6.6553	(1.2362,2.2683)
UR	-2.5587***	0.5045	-5.0715	(-3.5476, -1.5698)	UR	-0.2014	0.1369	-1.4709	(-0.4697,0.0670)
TIND	-0.0912	0.6611	-0.1380	(-1.3869, 1.2045)	TIND	0.5269	0.3954	1.3327	(-0.2480,1.3018)
SEC	-0.6057	0.3997	-1.5155	(-1.3891, 0.1776)	CSEC	0.3043	0.2511	1.2120	(-0.1878,0.7963)
NFP	1.6353*	0.9341	1.7507	(-0.1955, 3.4661)	CNFP	0.1411	0.1548	0.9114	(-0.1623,0.4445)
log(FIL)	0.0029	0.0229	0.1285	(-0.0420, 0.0479)	log(FIL)	-0.0198	0.0164	-1.2064	(-0.0519,0.0124)
EOC	-0.0032	0.6572	-0.0049	(-1.2912, 1.2848)	EOC	1.9899***	0.3796	5.2426	(1.2460,2.7339)
D2010	0.3185***	0.0866	3.6785	(0.1488, 0.4882)	D2010	0.3000***	0.0653	4.5941	(0.1720,0.4280)
SEC:D2010	-0.6260***	0.1817	-3.4449	(-0.9822, -0.2698)	TIND:D2010	-0.3911**	0.1625	-2.4061	(-0.7097,-0.0725)
Signif. codes: 0.01 '***' 0.05 '**' 0.1 '*'					Signif. codes: 0.01 '***' 0.05 '**' 0.1 '*'				
n	11	T	8		n	17	T	8	

(出所)『浙江省統計年鑑 2006-2013』と『山東省統計年鑑 2006-2013』より筆者作成。

国際産業連関表による剰余価値率の国際比較—国際価値の理論を踏まえて

泉弘志(関西支部) 戴艶娟(広東外語外貿大学) 李潔(埼玉大学)

1. はじめに

私達は、昨年(2020年)は国際産業連関表(OECD“WIOD”とEora“MRIO”)を使用して、4つの方法で日本の剰余価値率を計測し、その結果を比較し、4つの方法のうち、国際産業連関表で計算した投下労働量データ(各国労働量を国民的生産性で調整した)による剰余価値率の計測方法が優れているということを論じた。今年は、その成果の上で、同じデータ、同じ4つの方法で、日本、アメリカ、ドイツ、韓国、中国、インドの剰余価値率を計測し、4つの計測方法のそれぞれの特徴と計測結果を考慮しつつ、それぞれの国の搾取の実態について考える。

2. 剰余価値率の計測に関する種々の方法

① 金額データを使用する方法

$$\text{剰余価値率} = \frac{\text{利潤総額}}{\text{賃金総額}} = \frac{\text{純付加価値総額} - \text{賃金総額}}{\text{賃金総額}} = \frac{\text{純営業余剰} + \text{間接税} - \text{補助金}}{\text{雇業者報酬}}$$

上杉正一郎、山田喜志夫、広田純 等々

② 労働量データを使用する方法

$$\text{剰余価値率} = \frac{\text{剰余労働量}}{\text{必要労働量}} = \frac{\text{賃金労働者の労働量} - \text{賃金で購入できる財サービスに投下されている労働量}}{\text{賃金で購入できる財サービスに投下されている労働量}}$$

A. 1国産業連関表で計算した投下労働量を使用する方法

1国産業連関表を使用して産品別単位量あたり投下労働量を計測する。その際、輸入品(輸入原材料・輸入固定資本を含む)の投下労働量は同金額の輸出品の平均投下労働量を使用する。賃金で購入される財サービス各量に産品別単位量あたり投下労働量を掛け合計することによって必要労働量を求める。

置塩信雄・中谷武、泉弘志、山田弥・橋本貴彦 等々

B. 国際産業連関表で計算した投下労働量を使用する方法

(B-1) 国別産業別の労働量(直接労働量そのまま)と国別産業別形式の国際産業連関表を使用して、産品別の単位量あたり投下労働量(直接間接労働量)を計測し、その結果を。賃金で購入される財サービス各量に掛け合計することによって必要労働量を求める。

萩原泰治(Taiji Hagiwara)

(B-2) 国際価値の理論に基づいて国別産業別労働量(直接労働量)を国民的生産性で調整した上で、国別産業別形式の国際産業連関表を使用して、産品別の単位量あたり投下労働量(国際価値)を計測し、その結果を賃金で購入される財サービス各量に掛け合計することによって必要労働量(価値)を求める。

昨年(2020年)本学会で私達が提起した方法

3. 計測結果

計測結果を表1に示した。

表1. 種々の方法による各国2014年の剰余価値率の計測

	①	②A	②B-1	②B-2	参考1	参考2
	金額データによる剰余価値率	1国産業連関表で計算した投下労働量データによる剰余価値率	国際産業連関表で計算した投下労働量データ(各国労働量を国民的生産性で調整せず)による剰余価値率	国際産業連関表で計算した投下労働量データ(各国労働量を国民的生産性で調整した)による剰余価値率	1人当り年間名目賃金(千ドル)	国民的生産性(日本を1とした相対値)
日本	0.477	0.382	-0.180	0.211	43.691	1.000
アメリカ	0.675	0.482	-0.044	0.378	63.435	1.634
ドイツ	0.421	0.422	-0.221	0.259	51.358	1.300
韓国	0.715	0.277	-0.169	0.113	35.894	0.875
中国	0.836	0.280	0.353	0.329	6.601	0.307
インド	1.569	1.686	1.017	1.004	1.281	0.231

資料：OECD"WIOD"、EORA"MRIO"、World Bank"WDI"

4. 計測結果から読み取れること

①どの計測方法でもこれら6カ国のうちインドの剰余価値率が一番高く、中国がこれに次ぐ。これらの国、特にインドの賃金が低いことが理由として考えられる。

②ほとんどの国で金額データによる剰余価値率が労働量データによる剰余価値率より高い。(1国産業連関表で計算した投下労働量データによる剰余価値率が、金額データによる剰余価値率と比べて、ドイツではほとんど同じ、インドでは前者が少し高いのは例外)この理由には、資本家的部門が自営業部門を収奪していること、資本財生産部門が賃金財生産部門に比較して有機的構成が大きく、資本財の生産価格が価値価格より大きくなり、賃金財の生産価格はその逆であること、等が考えられる。

③国際産業連関表で計算した投下労働量データ(各国労働量を国民的生産性で調整せず)による剰余価値率は、先進国ではマイナス(発展途上国ではプラス)になるが、国際産業連関表で計算した投下労働量データ(各国労働量を国民的生産性で調整した)による剰余価値率は全てプラスになる。

④国際産業連関表で計算した投下労働量データ(各国労働量を国民的生産性で調整した)による剰余価値率は、先進国間では、国民的生産性の高い順に、高い。

⑤1国産業連関表で計算した投下労働量データによる剰余価値率は、国際産業連関表で計算した投下労働量データ(各国労働量を国民的生産性で調整した)による剰余価値率より高い(中国は例外)。これは輸出品に投下されている労働量が金額当りに関して、輸入品の生産国で投下された労働量より少ない場合が多いからである。

本報告で使用した主要データの出所

OECD "World Input-Output Tables (WIOT)" <http://www.wiod.org/home>

EORA "Multi-Region Input-Output Tables (MRIO)" <http://www.worldmrio.com/>

参考文献

泉弘志・戴艶娟・李潔(2020)「国際産業連関表による日本の剰余価値率の計測」『経済統計学会第64回(2020年度)全国研究大会報告集』

首都圏近郊における職住分布の計測

— パーソントリップ調査を利用して —

栗原 由紀子(立命館大学)

坂田 幸繁(中央大学)

1. はじめに

本研究の目的は、居住地と従業地間での通勤移動(特定の目的達成までのひと流れの OD 移動をトリップと呼ぶ)に関して、空間的なばらつきを明らかにし、平均トリップ長(距離)や平均トリップ時間などとの関連を計測する。併せて、通勤移動を媒介とする職住分布に属性(職種、世帯類型など)の相違がどのように影響するのか、または影響しないのか、職住分布の属性別の特性を分析する。併せて、パーソントリップデータと国勢調査データの相違について検証する。

2. 分析方法

本研究では、2018年に実施された第6回東京都市圏パーソントリップ調査(以下、PT と呼称)のデータ(データ集計システムの出力結果である多次元集計表)を利用する。東京 PT 調査では4種類のゾーン区分が用意されているが、そのうち本研究では最も詳細な地域エリアである小ゾーン(夜間人口約15,000人を目安とした区分)別に、職住エリア間の移動量(トリップ数)や平均トリップ時間などを出力し、小ゾーン単位の特性データを分析情報として利用している。最終的な分析結果の表章レベルとしては、小ゾーン単位の結果を市区町村単位に統合し、自治体間の相違を可視化している。

空間的なばらつきの指標としては、主に梶谷他(2008)でも用いられている標準距離(SD と以下略称)を採用する。これは、移動量をウェイトとして各小ゾーンの従業地の重心点を計測し、その重心点から各従業地に対する空間的なばらつきを捉えたものであり、いわば空間的なトリップ特性に関する標準偏差のような尺度と位置付けられる。このような指標を用いて、時間や距離のみでは捕捉できない、職住間の空間的なばらつきの特徴とその要因を検討していく。

3. 分析結果

図1と図2は、代表的な移動手段が電車である場合の居住地ベースの総流出率とSDに関して、四分位数を境界とする4区分の階級別に色分けしたものである。総流出率(図1)は首都圏の中心部ほど高くなっており、一方で、SD(図2)によれば、首都圏の中心部ほど職住の空間的なばらつきは小さく、中心から離れるほどばらつきが大きくなる(この2指標の相関係数は-0.276)。

次に、表1には産業・年齢別のSDが整理されている。第2次産業に関しては、いずれの年齢も距離は同じ程度であるが、従業地のばらつきに関しては、34歳以下の層が比較的ばらつきが小さい傾向にある。一方で、第3次産業については、距離もばらつきも、両方とも34歳以下で大きな値が示されている。また、所得別でみると(表2)、高所得ほど距離もばらつきも大きい傾向にある。職住分布は、産業、年齢、所得などにより、大きく傾向が異なることが確認された。

4. むすびにかえて

属性別に詳細な分析を行うには、全数情報を与える国勢調査の利用が考えられる。PTによる分析結果と国勢調査による分析結果を比較すると、国勢調査の方がSD・距離ともに顕著に大きな値を示している（表3、図3参照）。その背景としては、PTで観測対象となるOD数は5854であるのに対して、国勢調査は43695であることが主な原因と考えられ、国勢調査のODをPTのOD数に調整した結果（国勢調査:PT調整）を確認すると、PTでの分析結果に近い値が得られた。通勤に関わる分析をさらに進めるには、ODに関するPTデータのカバレッジの偏りとその補正法等を改めて検討しておく必要がある。

図1 居住地における総流出率の分布

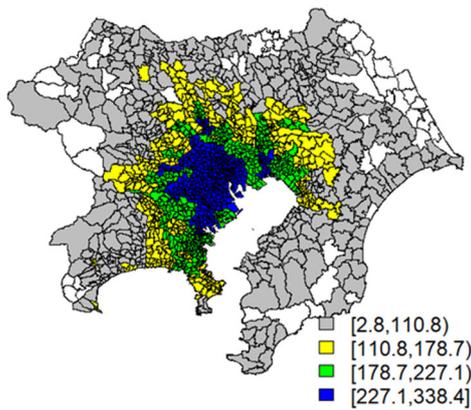


図2 居住地におけるSDの分布

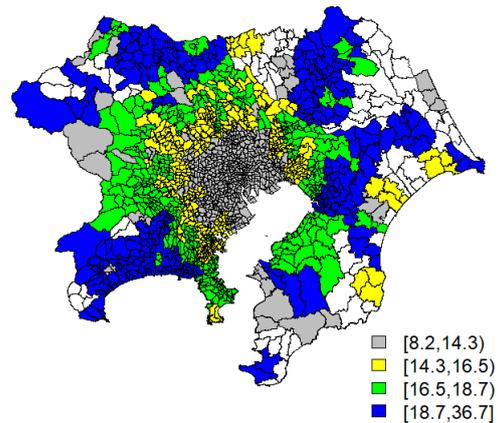


表1 産業・年齢別，SD および距離

年齢	第2次産業		第3次産業	
	SD	distance	SD	distance
～34歳	8.901	10.204	10.468	20.944
35～49歳	10.171	10.618	9.952	10.256
50歳～	10.401	10.995	9.71	9.95

表2 世帯所得別，SD および距離

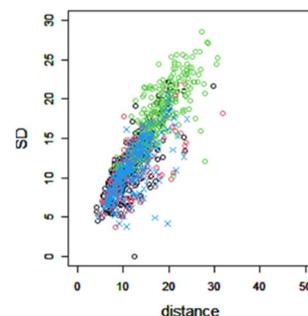
所得	SD	distance
低所得	8.722	9.196
中所得	10.026	10.383
高所得	10.393	11.313

表3 集計単位・データの相違

	SD	distance
PT小ゾーン単位	11.083	11.045
PT行政単位	11.543	12.136
国勢調査	17.910	17.921
国勢調査:PT調整	11.124	12.028

図3 集計単位・データの相違

黒:PT小ゾーン，赤:PT行政単位
 緑:国政調査，青:国政調査 PT調整



（出典）第6回東京都市圏パーソントリップ調査ウェブサイト（データ集計システム）およびe-Statウェブサイト，平成22年国勢調査より著者作成。

主な参考文献：梶谷有三・藤井勝・下夕村光弘・田村亨（2008）「職住分布構造と通勤トリップ長について」『（社）日本都市計画学会 都市計画論文集』No.43-3, pp.55-60.

産業別にみる場合の雇用創出要因

木下 英雄(大阪経済大学 非常勤)

本研究では、OECD の産業連関表を使用して、各国の雇用ないし労働需要の変化の決定要因を分析することを予定している。置塩信雄は、 $(1 - \sum t_i b_i) N = \sum t_i z_i$ (ただし添え字 i は各産業) (剰余労働の合計 $(1 - \sum t_i b_i) N$ は資本家の最終需要製品を生産するのに必要な労働 $\sum t_i z_i$ に等しい) という定式を提示した。総労働需要 N を決定するのは次の 3 つの要因であるとされる。すなわち、資本家最終需要 z 、製品 1 単位あたりの投下労働量(全労働生産性の逆数) t 、および実質賃金 b である。

労働需要の変化は、(年間)総労働時間の変化によって把握する。実質賃金は、1 時間あたりの賃金で表す。

1、 総労働(スカラー)を規定する要因を表す計算式

$$N = \frac{t(ii-m_I)\odot IC \cdot X \cdot RV \cdot RC \cdot IP}{1-t(ii-m_C)\odot b} - \frac{t(ii-M_D)\odot IC \cdot DX}{1-t(ii-m_C)\odot b} + \frac{t(ii-m_G)\odot G}{1-t(ii-m_C)\odot b} + \frac{t(ii-m_S)\odot S}{1-t(ii-m_C)\odot b} + \frac{tE}{1-t(ii-m_C)\odot b} - \frac{te(m_A+m_D)X}{1-t(ii-m_C)\odot b}$$

$$= \frac{(t_1 \dots t_n) \left\{ \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} m_{I1} \\ \vdots \\ m_{In} \end{pmatrix} \right\} \odot \begin{pmatrix} IC_1 \\ \vdots \\ IC_n \end{pmatrix} \cdot X \cdot RV \cdot RC \cdot IP}{\left\{ 1 - (t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} 1-m_{c1} \\ \vdots \\ 1-m_{cn} \end{pmatrix} \odot \begin{pmatrix} CC_1 \\ \vdots \\ CC_n \end{pmatrix} \cdot CP \cdot W \cdot P \right\}} - \frac{(t_1 \dots t_n) \left\{ \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} M_{D1} \\ \vdots \\ M_{Dn} \end{pmatrix} \right\} \odot \begin{pmatrix} IC_1 \\ \vdots \\ IC_n \end{pmatrix} (D_1 \dots D_n) \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix}}{\left\{ 1 - (t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} 1-m_{c1} \\ \vdots \\ 1-m_{cn} \end{pmatrix} \odot \begin{pmatrix} CC_1 \\ \vdots \\ CC_n \end{pmatrix} \cdot CP \cdot W \cdot P \right\}}$$

$$+ \frac{(t_1 \dots t_n) \left\{ \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} m_{G1} \\ \vdots \\ m_{Gn} \end{pmatrix} \right\} \odot \begin{pmatrix} G_1 \\ \vdots \\ G_n \end{pmatrix}}{\left\{ 1 - (t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} 1-m_{c1} \\ \vdots \\ 1-m_{cn} \end{pmatrix} \odot \begin{pmatrix} CC_1 \\ \vdots \\ CC_n \end{pmatrix} \cdot CP \cdot W \cdot P \right\}} + \frac{(t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} S_1 \\ \vdots \\ S_n \end{pmatrix}}{\left\{ 1 - (t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} 1-m_{c1} \\ \vdots \\ 1-m_{cn} \end{pmatrix} \odot \begin{pmatrix} CC_1 \\ \vdots \\ CC_n \end{pmatrix} \cdot CP \cdot W \cdot P \right\}}$$

$$+ \frac{(t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} E_1 \\ \vdots \\ E_n \end{pmatrix}}{\left\{ 1 - (t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} 1-m_{c1} \\ \vdots \\ 1-m_{cn} \end{pmatrix} \odot \begin{pmatrix} CC_1 \\ \vdots \\ CC_n \end{pmatrix} \cdot CP \cdot W \cdot P \right\}} - \frac{(t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} e_1 \\ \vdots \\ e_n \end{pmatrix} \{ (m_{A1} \dots m_{An}) + (m_{D1} \dots m_{Dn}) \} \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix}}{\left\{ 1 - (t_1 \dots t_n) \begin{pmatrix} 1-m_{c1} \\ \vdots \\ 1-m_{cn} \end{pmatrix} \odot \begin{pmatrix} CC_1 \\ \vdots \\ CC_n \end{pmatrix} \cdot CP \cdot W \cdot P \right\}}$$

労働者が労働力再生産費を受け取る必要労働と資本家の取り分となる剰余労働の合計である直接労働全体と一致するのは、国産最終財の国産部分に投下された全労働であり、最終財の各

¹ ただし、 ii は各要素全て 1 の列ベクトルまたは正方行列、 M は輸入比率正方行列、 A は中間財投入係数正方行列、 D は固定資本減耗係数正方行列、 e は輸出構成比列ベクトル、 m は輸入係数行ベクトル、 τ は直接労働係数行ベクトルである。なお、輸入比率とは、各財の輸入品比率で国産品比率と合わせて 1 になる。それに対し、輸入係数とは、各産業における対産出量輸入比率。また、 C は民間最終消費、 I は固定資本形成、 G は政府最終消費、 S は在庫増加、 E は輸出の列ベクトルである。1 時間当たり実質賃金列ベクトル b については、平均名目賃金 W (スカラー) × 物価指数の逆数 P (スカラー) × 消費性向 CP (スカラー) に消費構成比列ベクトル CC を掛ける形で表すこととする。投資額列ベクトルについては、産出額 X (スカラー) × 付加価値比率 RV (スカラー) × 対付加価値資本分配率 RC (スカラー) × 投資性向 IP (スカラー) に投資構成比列ベクトル IC を掛ける形で表すこととする。

項と生産物1単位当たり投下労働行ベクトル t に含まれるレオンチェフ逆行列を作るのに構成される中間財投入係数行列や固定資本減耗行列において、国産比率を表す $\langle 1 - \text{輸入比率} \rangle$ を掛けてあるがそれに関わらず、輸入部分がマイナスになっているのは、生産物1単位当たり投下労働行ベクトル t に含まれるレオンチェフ逆行列において、輸入品中間財、輸入品固定資本減耗が含まれ、それらを生産するのに要した外国での労働も含まれているからであり、更新投資分がマイナスになっているのは、同逆行列に固定資本減耗が含まれることから、付加価値は減耗含む租付加価値でなく純付加価値であり、それに投下された労働、正に必要労働と剰余労働の合計としての直接労働と一致する投下労働は、更新投資に充てられた労働が差し引かれたものとなるからである。

2、産業別投下労働(ベクトル)を規定する要因を表す計算式

$$\begin{aligned}
 (N_{t_1} \ \dots \ N_{t_n}) &= (t_1 \ \dots \ t_n) \begin{pmatrix} 1 - m_{c1} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 1 - m_{cn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CP & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & CP \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{p_1} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \frac{1}{p_n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CC_1 \\ \vdots \\ CC_n \end{pmatrix} (W_1 \ \dots \ W_n) \otimes (N_1 \ \dots \ N_n) \\
 &+ (t_1 \ \dots \ t_n) \begin{pmatrix} 1 - m_{i1} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 1 - m_{in} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} IC_1 \\ \vdots \\ IC_n \end{pmatrix} \{ (V_1 \ \dots \ V_n) \otimes (RC_1 \ \dots \ RC_n) \otimes (IP_1 \ \dots \ IP_n) \} \\
 &- (t_1 \ \dots \ t_n) \begin{pmatrix} 1 - m_{d1} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 1 - m_{dn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D_{1,1} & \dots & D_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ D_{n,1} & \dots & D_{n,n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & X_n \end{pmatrix} \\
 &+ (t_1 \ \dots \ t_n) \begin{pmatrix} 1 - m_{g1} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 1 - m_{gn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} G_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & G_n \end{pmatrix} \\
 &+ (t_1 \ \dots \ t_n) \begin{pmatrix} S_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & S_n \end{pmatrix} + (t_1 \ \dots \ t_n) \begin{pmatrix} E_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & E_n \end{pmatrix} \\
 &- (t_1 \ \dots \ t_n) \begin{pmatrix} e_1 \\ \vdots \\ e_n \end{pmatrix} \{ (m_{A1} \ \dots \ m_{An}) + (m_{D1} \ \dots \ m_{Dn}) \} \begin{pmatrix} X_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & X_n \end{pmatrix}^3
 \end{aligned}$$

スカラーの総労働を産業別に表されたベクトルにするために、最終需要のそれぞれの列ベクトルを、正方行列で表す。ただし、消費と投資は、産業別賃金、産業別労働時間、投資主体産業別投資額、産業別資本報酬などのデータが OECD 産業連関表付属社会経済勘定に存在することから需要主体産業別の消費と投資を列で表す正方行列とするが、それ以外の最終需要項目は需要主体産業別のデータはないので、販売主体別の対角正方行列とする。置塩定式の総労働 N (スカラー) は、直接労働の合計としても投下労働の合計としても用いられているために、産業別ではそれらが異なるため、産業別の同一の値から構成されるベクトルとしては表せないものであった。従って、置塩定式の右辺 (N (スカラー) = ... の式の分子) の投下労働のみで産業別労働行ベクトルを表し、かつ、資本家最終需要製品への投下労働のみならず消費財へのそれも含めることとする。⁴

³各産業の実質賃金を表す正方行列化した b は、各産業における時間給をそれにより購入可能な消費財により表すものであるから、消費構成比列ベクトル $CC \times$ 各産業名目賃金行ベクトル $W \times$ 基準 1 の価格指数の逆数の対角行列 P という形になる。固定資本形成を投資主体産業別にも表した正方行列 I は、付加価値 $V \times$ 資本側取り分の対付加価値比率 $RC \times$ 投資性向 IP のアダマール積で表される投資主体産業別投資額の行ベクトルに左から投資構成比を掛ける、という形で表現する。

⁴ ただしそうすると、従来からの産業連関分析で行われてきた、雇用創出効果分析と殆ど同じになる。レオンチェフ逆行列の各行に各産業の直接労働を掛けるのは共通で、その最終需要との積和を横に足した直接労働(これも共通)を、行ベクトル掛け縦にも足すことで総労働となり投下労働にもなっている、というだけのことになる。

国際資金循環と金融ネットワーク分析

張 南 (広島修道大学)

This study presents a new statistical approach to measure the Global Flow of Funds (GFF) and establishes a new statistical model based on the economic theory of the GFF. It also discusses the data sources needed to establish the GFFM and the integration of the dataset. A G20 statistical matrix based on from-who-to-whom (W-t-W) is established through empirical analysis; the analysis method of GFFM is discussed, and the influence and sensitivity of the G20 countries in GFF are measured. To observe the relationship between the GFFM and the sectors of the target countries, the sectoral Financial Inflows and Outflows matrix (FIOM) of the G-3 economies is established using their financial account and sectoral data. GFFM and FIOM are regarded as financial networks, and the network analysis method is introduced into the GFF analysis. This study discusses risk exposure at the country level of CN, JP, and the US as well as cross-border exposures. The study makes the following four main contributions to the literature.

First, Table 1, which builds on prior theoretical constructs and is the core of this study, is an innovation due to its provision of an operational statistical system framework. Thus, the data contained in Table 2 make GFF a reality and connect useful metrics in Table 10 and integrate a system analysis of the GFFM and FIOM. Thus, other financial instrument matrices can be constructed to meet the needs of policy-making authorities.

Second, this is the first study to compare national financial exposures across the G20 economies using the GFF analysis framework. We use CDIS, CPIS, and LBS data to estimate bilateral financial exposures between the G20 economies and connect national financial networks through cross-border exposures by merging information from the CDIS and CPIS datasets. We calculate the influence coefficient of assets (ICA) and the sensitivity coefficient of liabilities (SCL) of the G20 countries for DI, PI, and cross-border banks that identified the advantages and disadvantages of both ICA and SCL for each country.

Third, this study prepares a counterparty sectoral matrix. The GFFM meets the needs of the GFF data by employing the W-t-W benchmark, which can be used to observe the financial exposure at the country level. However, it is not possible to provide more detailed financial information of bilateral exposures between financial and non-financial sectors in different financial instruments within and across countries to observe the impact channel of bilateral exposure. Therefore, we construct the theoretical framework of the GFFM and establish a practical GFFM to further develop an FIOM for identifying sectoral interlinkages, which uses CN, JP, and the US as a case study, and puts forward the basic concept, data source, and compilation method for building the sectoral FIOM.

Fourth, regarding the GFF as a network, the established GFFM and FIOM are both square matrices. By denoting each country and sector as nodes in the network and the scale of bilateral debt as the edge of the network, network analysis can be conducted for GFFM and FIOM using the network theory. The results of the network analysis are as follows.

(1) The asset influence and liability sensitivity of the US, GB, LU, FR, NL, and DE in the international capital market are higher than the average of the G20, whereas JP and CN are in the fourth quadrant, that is, lower than the influence of the above countries. In particular, the position of CN's ICA and SCL in GFF has improved significantly from 2016.

(2) In terms of cross-border exposures, the rank of the countries from the highest to lowest based on the FC node size is the US, CN, and JP. The above analysis about the FC sectors of the G3 indicates that, as at the end of 2019, the high exposures of US_FC and CN_UFC are mainly concentrated in their NFC sector, whereas the larger exposures are from the JP_FC sectors by the JP_GG sector.

(3) We also find that CN's FC sector is more exposed than JP's, but CN's ROW sector is less exposed than that of JP. However, in CN, the ROW sector accounts for 7.44% of the FC sector's assets, and only 1.15% is raised from the ROW sector. This implies that the FC sector of CN still has a lot of work to do to open overseas markets in an orderly way and expand financing.

(4) Regarding cross-border exposures, the exposure of JP's FC sector to the US is greater than that of CN, that is, the exposures of FC, NFC, GG, and HH sectors in the US from JP_FC is greater than that of similar sectors in CN. We find that the degree centrality of the JP-US financial network is higher than that of the CN-US relationship.

(5) The US_NFC has larger vulnerabilities from CN and JP's other sectors (FC, NFC, GG, and HH) because the US_NFS has the largest exposures, showing a bigger node than the NFC sectors of CN and JP. We also find that the cross-border exposure of the US_NFC sector to JP's other sectors is larger than that to CN's sectors.

There are some limitations of this study, which can be addressed in future studies. First, the accuracy of the GFF table, especially in processing reserve data, needs to be improved. The data of reserves are not included in the GFFM because of the mismatch of data sources. CPIS, CDIS, and LBS have their own information system, all of which can be carried out on the basis of the W-t-W matrix. However, the data of reserves are from IIP and cannot be carried out on the basis of the W-t-W matrix.

The second is to enhance the function of the GFFM. The BSA and external-sector matrices could potentially be extended to flow data to identify changes in transactions and other changes in the volume of an asset/liability. This could be a rather challenging task, given that the flow data would need to be decomposed by contributing country.

Third, we will improve the financial network analysis method, explore new approaches, and expand the network theory. This will include the development of centrality measures of GFF that directly represents the interlinks, especially EC, capturing direct and indirect links with financial instruments.

GDP ナウキャストイング：成果と課題 —オルタナティブデータの活用に向けて—

浦沢 聡士（神奈川大学）

1. はじめに

昨今、感染症対策と経済運営の両立といったこれまでに経験のない事態に直面する下、日々の感染状況の把握とともに経済の動向を適切、かつ早期に把握することへの要求が一層高まっている。そうした中、一国経済全体の動向をリアルタイムで把握する手法の1つとして GDP のリアルタイム予測（GDP ナウキャストイング）の重要性が増している。以下では、コロナ禍における取組みを含む最近5年間の GDP ナウキャストイングの結果をレビューするとともに、予測精度の向上に向けた新たな取組としてオルタナティブデータ（AD）の利用可能性を報告している。

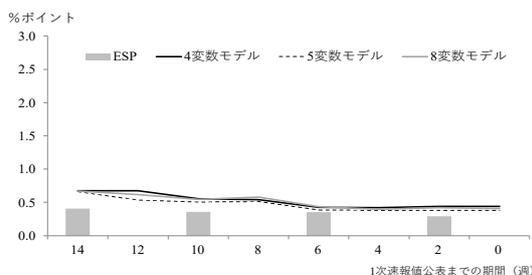
2. コロナ禍を含む最近5年間の成果と課題¹

コロナ禍における取組を含む最近5年間（2016Q3～2020Q4）の GDP ナウキャストイングの予測精度を評価することにより、その成果と課題として以下が得られた。

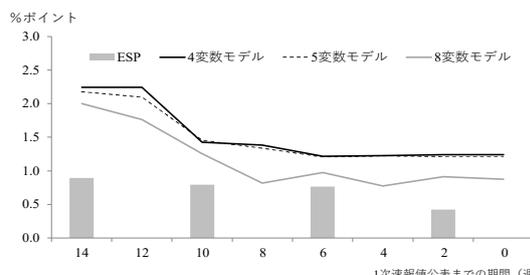
- ・ 感染症の影響を受けて経済が大きく変動する以前の“平時の経済”（2016年～2019年）では、モデルの予測精度（RMSFE）は、コンセンサス予測（ESP）と比べても遜色なく、また、モデルの規模による精度への影響も小さい（図1A）。
- ・ 他方、感染症拡大の影響を背景に、経済が大きく変動した“非常時の経済”（2020年）を含めて見ると、モデルの予測精度は、コンセンサス予測と比べ、顕著な悪化を示している（図1B）。こうした背景には、予測に用いる伝統的な経済データにはレポートラグが伴うため今起こっている変化をリアルタイムに捉えることができない、といった点に加え、データのカバレッジが十分でない場合、経済の多様な変化を予測に反映させることができない、といった点が影響していると考えられる。
- ・ 加えて、特にコロナ禍においては、予測対象期間に関する情報が揃ったとしても、経済の急激な落ち込みと、その反動といった“振れ”を過小に予測するなど、最終予測（0週間前予測）の誤差の拡大に見られるように十分に精度の高い予測を得ることができなかった。

図1：リアルタイム誤差の推移

A. 2016Q3～2019Q4



B. 2016Q3～2020Q4



(注1) リアルタイムデータを予測に随時取り込んでいくことで、RMSFEが、1次速報値公表の数日前に実施する最終予測（0週間前予測）にかけて、どのように変化していくかを示している。

(注2) 本研究では、ダイナミックファクターモデル（DFM）をもとに、月次データである複数のハードデータ、ソフトデータを用いて予測を行っている（下表参照）。

4変数モデル：	5変数モデル：	8変数モデル：
鉱工業生産指数（対数差分） 消費総合指数（対数差分） 実質輸出（対数差分） 新規求人数（対数差分）	鉱工業生産指数（対数差分） 消費総合指数（対数差分） 実質輸出（対数差分） 新規求人数（対数差分） 景気ウォッチャー調査	鉱工業生産指数（対数差分） 消費総合指数（対数差分） 実質輸出（対数差分） 新規求人数（対数差分） 景気ウォッチャー調査 機械受注総額（対数差分） 所定外労働時間（対数差分） 中小企業景況調査

3. オルタナティブデータ(AD)の活用

GDP ナウキャストの精度向上に向けては、①変数選択の見直しやモデルの改良を通じて、予測対象期間に関する情報が“全て利用できる”段階での予測（最終予測）の精度を高める、また、レポートラグにより、②予測対象期間に関する情報が“十分に利用できない”段階での予測の精度を高めるため伝統的な公的統計に限らない速報性に優れた幅広いデータを活用する、といった取組みが考えられる。

そこで、本報告では、コロナ禍における経済の特徴的な変化への対応としてサービス消費の動き（緊急事態宣言の発令、解除が繰り返されるもと、過去の傾向と異なり大きく変動）を明示的に補足するとともに、そうした動きをタイムリーに捉えるため、クレジットカード利用情報、インターネット閲覧数、業界データ等のADを用いた公的統計の補外予測を提案している。特に、クレジットカード利用情報（「JCB消費NOW」）については、GDP統計、及びその基礎統計である「サービス産業動向調査（サビ動）」と整合的な動きを示しており利用可能性が高い（図2）。サービス消費全体について見ると、「JCB消費NOW」と「サビ動」は感染症拡大の影響を受ける以前に概ね一致した動きとなっていた。コロナ禍において両者には乖離する動きも観察されたが、足もとでは再び一致しており、両者が整合的に動く傾向に変わりはない。その一方で、こうした動きを分野別に見ると、2020Q2を底として前年比が上昇するといった傾向は同様であるが、サービス消費全体の場合とは異なり、両者に傾向的な乖離、また、コロナ禍において特に大きな乖離が発生して分野もある。

図2：サービス消費におけるADと公的統計の比較



ADは企業等が日々業務を営む中で派生的に生成されたものであり、公的統計と比べ、高頻度で速報性に優れるといった特性を持つ一方、データの代表性など利用に際し一定の留意が求められる。こうした特性を持つADを経済分析の中で活用する目的は様々であるが、本報告のように経済で起こっている変化のリアルタイム把握を目的とする場合、ADには公的統計に伴われるレポートラグを補う役割が期待される。ここで観察された結果は、ADがそうした役割を十分に果たすことができる可能性を示唆している。

ⁱ 本研究におけるGDPナウキャストの枠組みやレビュー結果等の詳細については、以下を参照。
 「GDPナウキャスト：成果と課題」（浦沢聡士）神奈川大学『Kanagawa University Economic Society Discussion Paper』No. 2021-01, 2021年6月。

愛媛県における観光消費の経済分析

濱本 賢二 (松山大学)

井草 剛 (松山大学)

1. はじめに

愛媛県は、観光名所として有名な道後温泉をはじめ、海外への直行便のある松山空港、本州へとつながる瀬戸内しまなみ海道といった観光資源・交通インフラを有しており、コロナ禍の影響で激減した 2020 年を除いて観光客数は安定して推移し、本稿の分析対象年である 2015 年は、それまでで最高の観光客数を記録した。

ただし、このような観光客数の増加をもって、ただちに地域に経済効果がもたらされていると考えることはできない。取り込んだ域外需要で地域内に資金を呼び込み、それを地域内で循環させることによって、地域内での需要と富が創出されているかを把握することが必要である。

分析にあたり、本報告では、民間消費支出ベクトル、および移輸出ベクトルから観光消費ベクトルを分離した「消費内生・観光消費外生モデル」を作成した。本報告は、この独自に構築したモデルを用いて、愛媛県における観光消費の経済効果を計測し、推計結果から観光施策における課題を抽出し、さらにこの実証結果から考えられる課題解決策が現実妥当なものであることを実地調査で明らかにすることを目的とする。

2. モデル

分析に使用した推計式は、次式のとおりである。部門別観光消費支出が誘発する部門別所得額 \mathbf{v}^T は、

$$\mathbf{v}^T = \mathbf{V}[\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \mathbf{M})(\mathbf{A} + \mathbf{k}\mathbf{w}')]^{-1}[(\mathbf{I} - \mathbf{M}^0)\boldsymbol{\tau}^c + \boldsymbol{\tau}^e]$$

である。ただし、県内客の観光消費支出ベクトル： $\boldsymbol{\tau}^c$ 、県外客の観光消費支出ベクトル： $\boldsymbol{\tau}^e$ 、投入係数行列： \mathbf{A} 、単位行列： \mathbf{I} 、消費係数ベクトル： \mathbf{k} 、雇用者所得率ベクトル（行ベクトル）： \mathbf{w}' 、移輸入率行列： \mathbf{M} 、調整後の移輸入率行列： \mathbf{M}^0 、付加価値率行列： \mathbf{V} である。

3. 観光消費データ

観光消費支出ベクトル $\boldsymbol{\tau}^c$ と $\boldsymbol{\tau}^e$ に必要な部門別観光消費支出データの取得方法は、以下のとおりである。愛媛県では、観光消費額を公表しており¹⁾、まずは、これを観光庁(2017)に掲載されている観光消費の品目別比率²⁾を用いて品目別に割り振った。次に、観光庁(2017)の産業連関表部門分類と商品分類の対応表を参考にして³⁾、品目別を産業連関表の部門別に変換するコンバーターを作成した。作成したコンバーターは、列(縦)方向が

¹⁾ 愛媛県「平成 27 年 観光客数とその消費額」<https://www.pref.ehime.jp/h14500/3859/documents/h27syouhigaku.pdf> (2021 年 7 月 24 日確認)

²⁾ 2017 年 3 月 国土交通省 観光庁「2015 年 旅行・観光産業の経済効果に関する調査研究」<https://www.mlit.go.jp/common/001222176.pdf> (2021 年 8 月 22 日確認) における、311 頁の参考表「購入時期別内部観光消費及び国民観光消費」の「国内宿泊旅行」「国内日帰り旅行」それぞれの「旅行中支出」データから、観光消費の品目別比率を計算した。

³⁾ 注釈 2 の資料における、319 頁の図表 IV-3「分析用産業連関表部門と旅行・観光サテライト商品分類の対応」

産業連関表の部門分類であり、行（横）方向が品目分類となっている。品目別観光消費額の列ベクトルに、コンバーター行列を左から掛けることで、部門別観光消費額（購入者価格）列ベクトルが得られる。しかし、こうして得られた観光消費額は、商業マージンおよび国内貨物運賃の流通経費が各部門に計上された購入者価格であるため、商業マージン率と貨物運賃率を計算し、部門別観光消費額（生産者価格）列ベクトルを算出した。

4. 推計結果

「2015年 愛媛県産業連関表」⁴⁾と、部門別観光消費額（生産者価格）を用いて、推計式を計算した結果、愛媛県の部門別観光消費額が誘発する部門別所得額（愛媛県の部門別観光消費の部門別生産額に対する貢献分を所得評価したもの）の合計は、86,544.8百万円であった。観光消費の合計額90,558.5百万円と比べて小さく、観光消費は、その需要の大きさに見合う所得をもたらさないことが分かる。

観光関連の主要産業は、「宿泊業」と「飲食サービス」であり、「宿泊業」については「商業」部門に次いで「食料品」部門から、「飲食サービス」については「食料品」部門から多く原材料を調達している。そこで、「食料品」部門に注目し、食料品部門の自給率を確認すると、約30.2%と低く、愛媛県の食料品産業は、県外からの調達に多くを依存していることが分かる。すなわち、観光消費需要が発生しても、観光主要産業である「宿泊業」と「飲食サービス」の両部門の主な原材料である食料品の自給率が低いために、経済効果が県外へ漏れてしまっていることが窺える。

以上を踏まえ、「食料品」、「飲料」および食料品と関連の深い「耕種農業」、「畜産」、「漁業」、「飼料・有機質肥料」の各部門の自給率が25ポイント増加した場合で試算したところ、ほとんどの産業にプラスの所得効果が生じて、観光消費の合計額にほぼ見合う、経済全体で90,088.7百万円の富が誘発される結果となった。

5. 事例調査

グローバリズムの弊害によって、他の地域と同様に、愛媛県地域の産物は大市場に出荷され愛媛県内に残らないという課題があり、また、地元で原材料があっても、市場から調達したほうが安く、愛媛県の飲食業等も食材は市場から調達していることがインタビュー調査から分かった。地域循環経済の構築は難航し、地産地消について関心はあるものの、その取り組みを実践することが難しい現状がある。

6. おわりに

本報告は、愛媛県の観光経済における地域振興策としての課題を分析したものであり、観光施策をより効果のあるものとするためには、地元の農業や漁業、畜産業、食品加工業等の業界と、飲食事業者やホテル・旅館とが一体となって地産地消に取り組むことが重要であると提言できる。

⁴⁾ 「2015年 愛媛県産業連関表」 <https://www.pref.ehime.jp/toukeibox/datapage/sanren/sanren-p01.html> (2021年7月24日確認)

電子商取引(ec)統計とアマゾンのパラドクス

長澤克重 (立命館大学)・池田伸 (立命館大学)

1. はじめに

近年の大きな経済上のトレンドとして、消費者(家計)向けに販売される小売の電子商取引(B2C-ec)の増大があげられる。一昨年からのコロナ禍は、B2C-ec市場の拡大に拍車をかけている。「受注あるいは発注を目的に設計された方法による、コンピュータネットワーク上の商品またはサービスの販売または購買」(OECD)として定義されるecについて統計調査は容易ではない。このようなecの統計的把握を困難にする要因として、ecをめぐる「境界問題」があると考えられる。従前の調査方式で陽表的もしくは陰伏的に前提とされていた、取引主体の境界、生産地と消費地の地理的境界、法的・制度的境界等がecによって攪乱されている。本報告では、日本のB2C-ec関連統計の正確性にかかわる現状と問題点を明らかにし、最大のB2C-ecプラットフォームであるアマゾン・ドット・コム(以下アマゾン)の事例により統計表章と経済実態との関係を考察する。

2. 日本におけるB2C-ec統計の現状と市場規模

日本では、21世紀初頭からec関連の統計整備が進み、需給それぞれの公的統計が存在する。供給側については「経済センサス-活動調査」があり、需要側については、「家計消費状況調査」、「全国家計構造調査(旧全国消費実態調査)」が存在する。また、「電子商取引に関する市場調査(電子商取引実態調査)」があるが、他の公的統計や各種ヒアリングにもとづく推計であり調査統計ではない。「経済センサス活動調査」では、全産業について企業等の売上(収入)額のうち、B2C-ecの割合を尋ねている¹。「家計消費状況調査」は、世帯を対象としてICT関連消費について毎月調査しており、その中でインターネットを利用した財・サービスの購入額を調べている。「全国家計構造調査」では、日々購入する品目の購入先・購入地域でインターネットを利用した通信販売による金額を尋ねている。

日本のB2C-ec市場規模には統計間で大きなばらつきが存在する。「平成28年経済センサス-活動調査」では19.9兆円となっているが、「平成27年度電子商取引実態調査」では13.8兆円である。需要側では「令和2年家計消費状況調査」における総世帯のネットショッピング支出金額は1ヶ月平均で16,339円であるのに対して、「2019年全国家計構造調査」における購入先がインターネットを利用した通信販売の月平均支出額は4,961円であり、前者の3割程度にしかならない。2015年の「家計消費状況調査」から推計したB2C-ecの年間購入額は約4.9兆円で、「経済センサス活動調査」の4分の1程度にしか満たない。

3. 統計におけるB2C-ecの境界問題

B2C-ecの市場規模に関して統計数値が異なる理由として、調査負担による正確性低下、定義やカバレッジの相違等が考えられるが、ここではB2C-ec固有の課題として伝統的な統計調査や実査の前提とされる「境界」の浸食・融合を取上げる。以前からも部分的な現象としては存在するが、伝統的なチャネル区分の基本的な意味が薄れている。

¹ 「令和3年経済センサス-活動調査」から、ecの有無・取引額に占める割合に関する調査項目が、報告者負担軽減を理由に廃止されており、B2C-ecの実態が不明となるおそれがある。

第一に、B2C-ec プラットフォームにおいては、取引主体による区分である B2B(企業間)、B2C、C2C(消費者間)の境界が曖昧化する。製造業者が卸売・小売・代理店を中抜きして行う消費者への直販、B2C サイトでの事業者による非資本財の購入、C2C サイトでの事業者間取引や家計の不使用資産が再市場化など、さまざまな取引がほぼ無差別に行なわれるため、産業と経済活動や家計からの再市場化など従来の境界が錯綜しつつある。

第二に、販売地と消費地との境界(商圈、県境・国境等)の意味が薄れる。元来小売とは空間時間的な「消費の分散性」にたいし、実店舗に一定の品揃えを行なって、流通コストを配分しつつ家計の選択を可能にするプラットフォームを意味し、雇用等も含め地域の経済社会の一つの主要な形成因をなす。そのため「商業統計」では地域別や商業集積が表章されていたが、B2C-ec のような実店舗を有しない通信販売では販売地の消費地からの分離が生じ、大規模になると地域別の小売販売額と消費支出額に場所的な乖離が生ずる。国際的には、越境 ec となり輸出入と内国取引との境界が経済実態としては薄れている。

第三に財とサービスとの区分がある。有形無形で異なるのは当然であるが、情報財の場合、一定のコンテンツがメディアで販売される場合は物販となるが、ダウンロードやストリーミングはネット経由のサービスとなり、またテレビ放送と VOD 配信も異なる。

第四は実査に関して、事業所ベースの調査では対象となる恒久的施設 PE を経済活動の基盤として確認するが、B2C-ec 自体は実店舗を有さない。そのため、PE の目視ではなく、本社の産業分類格付けや活動状況から個別に拾い上げることが必要となる。他方、税務では、PE を事業者の場所的規定として法人税等の課税の要件となるが、経済実態と PE との境界が一致するとは限らないため税源浸食・利益移転 BEPS やデジタル課税が問題となる。

4. アマゾンの「小売」のパラドックス

アマゾン worldwide 売上は 386 十億ドルに達する世界最大の小売企業であるが、B2C-ec の売上はその半分程度である(表 1)²。巨額の売上にたいしその利益率は 4-5%程度であり、利益の 6 割が世界一位のクラウドサービス AWS による。アマゾンのサイトでの第三者市場からは出品者の売上歩合で 8 百億ドルほど手数料収入がある。第三者市場への出品者は小売業者とは限らずメーカー直販も含まれる。アマゾンの B2C-ec にかかる流通総額 GMV は非公表であるが、手数料収入からのわれわれの推計は 1 兆ドルを超える。日本支社であるアマゾンジャパンの売上は 205 億ドルと 2 兆円を突破したが、すべてが B2C-ec の売上とはいえない。表 1 中のサブスクリプションは会員向けのおもにビデオや配達サービス等への会費収入であるが、各国内でビデオはローカライズされ、アマゾンの PE は実店舗ではなく大規模な倉庫である。顧客にとって B2C-ec の取引自体は明快であるが、経済実態は反トラスト法抵触の疑念もある³。その統計表章のあり方は明確とはいえない。

セグメント	収益 (\$10億)	%
オンライン販売額	197.3	51%
店舗販売額	16.2	4%
第三者向け手数料	80.5	21%
サブスクリプション	25.2	7%
AWS	21.5	6%
その他	45.4	12%
計	386.1	100%

² アマゾンホームページ, Investor Relations, Annual reports, proxies and shareholder letters

https://s2.q4cdn.com/299287126/files/doc_financials/2021/ar/Amazon-2020-Annual-Report.pdf (2021/09/15)

³ Khan, L. M. (2016). Amazon's antitrust paradox. *Yale Law Journal*, 126, 710-805.

COVID-19 影響下の SDGs の再検討—目標8と目標1を材料に

伊藤陽一(東北・関東支部)

はじめに

本報告の目的は、目下の社会・経済開発と地球環境の救済を目指す国際的公約とされる SDGs について、統計指標論の視角から目標8と目標1を中心に、再検討すること。SDGs の進展は、COVID-19 パンデミックに前に停滞し、パンデミック下これまでの成果をも失う事態にある。しかし、国連・各国に SDGs 自体を問い直す気配はなく、従来の路線上で取組みの強化を呼びかけるだけである。報告者はこの国際的統計からみて大装置の SDGs を、社会統計学の統計指標・指数の基準の具体化を念頭に置き再検討する。

1. SDGs その成果と損失の全体的様相

1.1 SDGs—国連統計委員会の IAEG-SDG を中心とする作業からみる要点 MDGs の策定過程と対比しての特徴(簡略化) ① MDGs : 目標8、ターゲット21、指標60からSDGs : 目標17、ターゲット169、指標232へ大規模化。② MDGs は一部専門家による作成、SDGs は全加盟国と NGO 等利害関係者等多数が参加で情報オープン。⑧ IAEG-SDG は指標の発展・深化・整備のための膨大な作業を継続中。

1.2 SDGs の停滞とコロナパンデミック下での成果の喪失(簡略化) (i)2020年には新たに1億1,900万人~1億2,400万人が貧困に押し戻された等。

2. SDGs への批判を予備的に念頭におく

日本では広くかつ多くの論議・文献・学習、メディアでの企業の取組み広告等。気候危機への認識普及と運動の広がり(SDGsも関与)。これらは良い兆候といえるのか。目標・ターゲットは膨大化し、「誰も取り残さない」等の「望ましく」「美しい」言辭が織り込まれた。だが多方面からの批判・疑問:例:●目標ごとにターゲットを抱え込み【グローバルな正義を求める運動から切り離されて】穴倉に孤立。●このため目標間・ターゲット間に矛盾を生んだ。●問題毎の本来的な包括的課題の矮小化(例えば、ジェンダー問題は北京行動綱領を基礎にすべき)。●基礎にあるのは、伝統的開発発想(経済成長が貧困や社会・労働等問題を解決する)【持続可能性を開発、工業化を開発と、変革を生産性・技術革新・資源効率と混同】

3. 目標8「全ての人々のため包摂的・持続可能な経済成長、雇用及び Decent work を推進」の検討

3.1 目標8の概略(ターゲット⇒指標一覧表の削除・簡略化)、ターゲット:8.1~8.4-経済成長、経済生産性、開発重視型政策、消費と生産、8.5~8.8-ディーセントワーク、8.9-観光業、8.10-金融等サービス、8.a-後発開発国の貿易支援、8.b-若年雇用戦略・ILOの仕事に関する世界協定の実施。

3.2 問題点1)目標・ターゲット ①大半の住民・市民の生活そのもの/生活を支える労働(無償・有償)を、目標8の一部に押し込めターゲット8.5~8.8、8.bに止める矮小化。②無償のケア労働・家事労働・地域維持労働等の無視は、ターゲット5.4と矛盾し、労働の在り方の探究を誤る。③従来型の経済成長とトリクルダウンを前提してSDGsの諸目標を達成できるとする旧来的思考の誤り。④ターゲットでGDP(概念的に軍事拡大・環境破壊活動を「生産」と見、有用な無償労働の多くを無視)的成長を前提する誤り。

2) 指標 統計指標は、理論(ターゲット)と現実を結びつける位置・役割を持ち、理論を適切に表すか(代表性、包括・網羅性、冗長性の有無・)、指標数値は入手可能性を含めて高品質か、を問われる。①指標8.5.1、8.5.2、8.6.1、8.6.2、8.7.1、8.8.1はターゲットを代表し包括的・網羅的とは言えない。②指標8.8.2、8.b.1の入手可能性は?

4. 目標1「あらゆる場所のあらゆる形態の貧困を終わらせる」の検討

- 4.1 目標1の概略(ターゲット⇒指標一覧表の削除等簡略化)、①ターゲット数:1.1~1.5+1.aと1.bの7個、指標は14。②ターゲット:1.1:極度の貧困(1日1.90USドル)撲滅、1.2:各国定義の貧困半減、1.3:社会保護、1.4:基礎サービスへのアクセス財産への所有・管理権、資源・技術・金融への平等な権利、1.5:貧困層・脆弱層の強靱性構築、気候変動・諸災害への暴露。脆弱性軽減、1.a:貧困撲滅での途上国支援、1.b:貧困撲滅の投資拡大支援のため、貧困層・ジェンダー配慮の開発戦略に基づく政策枠組み構築。
- 4.2 問題点・目標・ターゲット・指標 ①目標間・ターゲット間の重複:目標1と9~11、13、17。②多目的ターゲットと単純指標の大きな乖離。③指標間の重複:1.5.1=11.5.1他。

5. 小括—報告のまとめと今後に向けて

- 1) 世界が抱える社会・経済・地球環境に及ぶ諸問題は、各課題・問題別の国際的会議とそこでの追跡—例えば気候変動に関しては気候変動条約と締約国会議(COP)、ジェンダー問題に関しては「北京女性会議」に発して以降の取決めやCSWとの応答—がより詳細である。MDGs→SDGsは、各問題のうちのごく少数について「つまみ食いの」に寄せ集めた「ごった煮」である。世界・地球が抱える諸問題を網羅的に示して諸国と市民の関心を引き起こす効果がある一方で、問題別には「矮小化」が働いている。
- 2) SDGsは理論内容的には、「再生可能な」とは言っているが、富と貧困のかつてない2極分解、修復し難いように見える社会の分断を生み出してきた旧来型の想定「1人当たりGDPを指標とする経済成長が、市民に福利をもたらし、地球環境を維持することができる」を前提してしまっている。
- 3) 経済・社会に関しても、目標8そして目標1のターゲットから指標までを振り返り、採用ターゲット・指標を、その選択基準・指針に照らすと、基礎概念やそれとの関連があいまいで多くの問題を持つ。
- 4) Jason Hickelは、SDGsに対する批判的比喩として以下をあげた。▼「乱雑で、見当違い」、▼「実現の可能性のない、『使いものにならない』以上に『一層ひどい』もの」▼「世界の最貧困者への裏切り」、▼「世界をどう救うかに関する高校生の『願い事リスト』」(伊藤注:グreta・トゥーンベリ登場前の、高校生を揶揄し言い回し)であった。報告者はこれにヒントを得て以下の表現をしたい。「SDGsは、(国連を中心として、世界の声をボトムアップし、広い分野の専門家の努力を集中させ、その後各国首脳が承認し、ターゲットから指標作成に至る過程は、統計家が膨大な作業にあたった)『願い事リスト』である。しかし、このリストから、切実な願い事である核兵器禁止や軍縮等は初めから排除されている。
- 5) 実現はほぼ不可能であるが、「願い」が語られている点を「良」とし希望を抱くのか。SDGsの批判的活用の道があるのか、その方向はどうか等、を「SDGsの『政治学』」をも念頭に、さらに検討したい。一方で、このSDGsに関して、国別総合指数や順位を作成したりする作業は『一層ひどい』と言える。

文献(報告時の2ページのリストから抜粋)

- Consortium on Gender, Security and Human Rights(2017)*Feminist Critiques of the Sustainable Development Goals: Analysis and Bibliography* 【本文の主要部分-「概観」の邦訳:『政府統計研究部会NL』No.45(21.6.30)の2.3】
- Esquivel, Valeria & Sweetman, Caroline(2016)“Gender and the Sustainable Development Goals” *Gender and Development* 24,1
- Hickel, Jason. (2015)“The Problem with Saving the World” *Jacobin*, August 08
- Robin, Naidoo & B. Fisher(2020.7.6) “Reset Sustainable Development Goals for a pandemic world” *Nature* 583
- Oxfam(2021.1)*The Inequality Virus* 【Summaryの邦訳と文献リスト:『政府統計研究部会NL』No.44(21.2.27)の5】
- 明日香 壽川 (2021.6)『グリーン・ニューデール—世界を動かすがバニング・アジェンダ』(新書)岩波書店
- 伊藤陽一 (2018)「平和と女性の問題への統計的接近-UNSCR1325と統計指標の批判的評価を通じて」第61回研究大会報告
- 伊藤陽一 (2021)「EM2030:SDGジェンダー指数(SDG Gender Index)についてのメモ:構想雄大な指数? 風呂敷を広げ過ぎた指数?」GSSNL.No.52
- 南博・稲葉雅紀(2020.11)『SDGs—危機の時代の羅針盤』(新書)岩波書店

働き方の組み合わせで見るワーキングプア

-世帯類型に着目して-

村上 雅俊（阪南大学）

1. はじめに

本研究の目的は、日本のワーキングプアの世帯員の働き方の組み合わせに注目し、非ワーキングプア世帯とワーキングプア世帯の働き方の組み合わせの違いを明らかにすることである。特に本研究では、世帯類型の違いに着目して分析する。本研究に用いるデータは、『就業構造基本調査』の匿名データ（2007年）である¹⁾。世帯員の働き方の組み合わせは、世帯人員数が多くなればなるほど多様となるため、ここでは推計結果を限定して提示することとする。以下では、第一にワーキングプアの規模の推計方法と推計結果に対する指摘について述べる。そして第二に、2020年度経済統計学会報告にて示した世帯員の働き方の組み合わせに加えて、特に世帯類型（12区分）を変数として導入することで、働き方の組み合わせの表現方法を修正せざるを得なかった点について述べる。第三に推計・分析結果を示し、最後に、本研究により得られた結果と今後の研究課題を示すこととする。

2. ワーキングプアの推計と推計結果に対する指摘

本研究では、村上（2015）等で提示されたワーキングプアの定義・推計方法を用いる。すなわち、ワーキングプアの定義を、アメリカ労働統計局の定義に準拠して、「通常（3カ月）労働市場で活動したが世帯収入が最低生活水準に満たない個人（在学者を除く）」とする。この定義に従って、『就業構造基本調査』匿名データを用い、1992年・1997年・2002年・2007年の日本のワーキングプアの規模の推計を行ってきた。ワーキングプアの推計方法は次のとおりである。第一に、世帯収入と生活保護基準額とを比較し、世帯収入が生活保護基準額を下回るようであれば貧困世帯に分類する、第二に、貧困世帯の中において労働市場で活動している個人（在学者を除く）をワーキングプアとする、である。

ワーキングプアの各種属性別の規模を推計してきたが、ワーキングプア世帯の内部状態については明らかにしておらず、したがって世帯人員各々の働き方とワーキングプアの関係は不明のままである。この点については、2020年度経済統計学会全国研究大会での報告でも詳細を明らかにすることはできなかった。また、本研究のモチベーションは、伍賀（2007）によるワーキングプアを労働者単位で捉えるべきとの指摘である。すなわち、世帯単位で捉えてしまうと、世帯の構成、各世帯員がどういう働き方をしているのかという情報が隠れてしまうというものである。したがって、世帯員の働き方の組み合わせがどのように、そして、どの程度ワーキングプアという状態に影響するのかを考察する必要がある。

本研究ではワーキングプアを匿名データを用いて推計しているため、世帯内部の働き方の組み合わせを「見える化」することが可能である。

¹⁾ 本研究の分析結果は、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから『2007年就業構造基本調査』（総務省統計局）の匿名データの提供（申請者：村上雅俊）を受け、独自に作成・加工したものである。

3. 世帯員の働き方の組み合わせと世帯類型

本研究では、従業上の地位を世帯員の働き方の組み合わせを見るための変数として利用する。匿名データでは、15歳以上の世帯人員数は7名までとなっている。したがって、働き方の組み合わせを見るために世帯ごとに最大7桁までの数字を割り当てることとした。従業上の地位である常雇・臨時雇・日雇の順に1, 2・・・と数字を割り当てていき、不詳・対象外には0, 無業（求職活動あり）には9を割り当てた。

しかしながら、最大7桁のコードと世帯類型（12区分）のクロス表を作成すると、特に世帯人員数が多い場合に組み合わせの数が膨大になる。よって、本研究では、「常雇」と「会社などの役員」に対して[正], 自営業主（雇人あり・なし）には[自], 臨時雇・日雇等には[不], そして不詳・対象外には[欠 or 非]を割り当て、簡略化することとした。

4. 推計結果と分析

紙幅の関係上、世帯人員数が1人のみの結果を示す。ワーキングプア世帯と非ワーキングプア世帯で大きく異なるのは、[正]の割合である。非ワーキングプア世帯では8割強を占めるが、ワーキングプア世帯のそれは3割程度である。15歳以上世帯人員数が1人の世帯においては、正規の職員における低賃金はもちろんのこと、不安定な就業がワーキングプアを規定する要因となっていることがわかる²⁾。

表1 世帯員の働き方の比較(世帯人員数1人)

非ワーキングプア			ワーキングプア		
組み合わせ	単身世帯	構成比	組み合わせ	単身世帯	構成比
[欠or非]	348	0.01%	[欠or非]	96	0.01%
[自]	386,365	6.73%	[自]	146,088	20.52%
[失]	73,337	1.28%	[失]	206,698	29.03%
[正]	4,968,002	86.56%	[正]	214,391	30.11%
[不]	311,046	5.42%	[不]	144,746	20.33%
合計	5,739,098	100.0%	合計	712,019	100.0%

5. むすびにかえて

単身世帯においては、常雇はワーキングプアでは2割程度であり不安定就業がワーキングプアを規定する大きな要因となっていることが分かった。未掲載であるが世帯人員数2人以上の世帯においては、非ワーキングプア世帯において[正][正]の組み合わせの割合が大きく、世帯類型別の割合ではワーキングプア世帯において母子世帯の割合が大きい。

今後の課題は、クロス表のセル数が膨大になることから、クロス表をより良くまとめる方法をさらに模索すること、そして個人属性をリンクさせ分析することである。

参考文献・資料

- ・ 伍賀一道(2007)「今日のワーキングプアと不安定就業問題-間接雇用を中心に-」,『経済研究』,第11巻,4号,pp.519-542,静岡大学.
- ・ 村上雅俊(2015)「『就業構造基本調査』を用いたワーキングプアの規定因の検討」,『統計学』,第109号,pp.13-23.

²⁾ 2人世帯以上においては、非ワーキングプア世帯における[正][正]の組み合わせの割合が大きくなる傾向があった。また、世帯類型別では、母子世帯の割合に大きな違いが見られた。詳細は稿を改めることとしたい。

日本型生活様式の変化と最低賃金制

福島利夫(東北・関東支部)

はじめに

今、最低賃金制が可視化され、表舞台に登場して注目を集めている。もちろん、これまでも国民生活の最低限保障であるナショナル・ミニマムを実現する課題のひとつとして、労働運動の中で位置づけられてきた。しかし、労働者一般が関心を寄せる賃上げとは相対的に独自の領域でマイナーな課題として扱われてきた。近年、格差と貧困が大きな社会問題となり、最低賃金制もその解決の有力な手段の一つとしてクローズアップされてきた。

政府方針としても、2015年11月開催の第19回経済財政諮問会議において、同会議議長・安倍晋三首相(当時)が、最低賃金を、年率3%程度を目途として引き上げていくことが必要であると明言し、全国加重平均が1000円となることを目指していくと述べた。

1. 日本型生活様式の変化

以上の背景には、日本型生活様式の変化がある。日本において、長らく生活保障システムの中で社会保障制度は中心的な役割を与えられず、標準的と見なされる生活様式から脱落した、例外的な一部の貧窮者を救済するものとして、残余的な性格を持たされてきた。

日本の生活保障は、国家責任による社会保障ではなく、共同体としての家族と疑似共同体としての企業が主に担ってきた。標準的な日本型生活様式は、強固に存在してきた日本型企业社会およびそれとセットで設計されてきた日本型福祉社会である。

日本型企业社会は、終身雇用制・年功賃金制・企業別労働組合の3つが大きな特徴で、大企業の正規雇用の男性がモデルである。そして、この男性のみが稼得者であることを前提にして、その妻が専業主婦として家事・育児・介護等の家庭内労働を担うことが期待されるのが日本型福祉社会である。そこでは、こうした性別役割分業が当然とされていた。

しかし、現在では、企業と家族の双方が不安定となっている。戦後改革と高度経済成長に次ぐ、国民生活の大きな変化を迎えた戦後第3の歴史的転換期としての1990年代後半以降からの大転換があり、今日に至る「格差社会」・「貧困社会」をもたらした根源として雇用の変質が生じた。出発点は、1995年に日経連(日本経営者団体連盟、現経団連)が打ち出した「新時代の『日本的経営』」という方針であり、今後は正規雇用を限定したものとして位置づけることが主張されている。これに連動して、政府による労働者派遣法等の労働法制・労働政策の改変が行われることとなった。大転換の潮目は、GDP伸び率(実質)がバブル崩壊直後の93年以降のマイナス成長(-1.3%)となった、1998年である。

2. 最低賃金制の枠組みの変化

2-1 「従たる生計」の論理の破綻

①主婦(パート) a)賃金面 i)外的要因: 無償の家事労働の延長・類似であるから、「家計補助」の低賃金・不安定雇用で良く、「主たる生計」保持者=夫の扶養家族で安泰。だが、年功賃金制の収縮で夫の「家族賃金(世帯賃金)」が不安定化・低賃金化し、「家計分担」が増大する。また、増加する単身者やシングルマザーも自立が必要である。

ii)内的要因: 補助的労働力ではなく、基幹的労働力、戦力化であれば、それに見合

う同一価値労働同一賃金、ならびに生計費原則の適用が求められる。

b)仕事面 上記の内的要因による。補助ではなく、責任の一端を担う。

②学生（アルバイト）a)賃金面 i)外的要因：学業の合間のアルバイトで、学費・生活費は「主たる生計」保持者＝親が負担する。だが、上記の主婦と同様、親からの経済的支援が急減し、高学費を「奨学（学問を奨励）金」という名称の学生ローンが待ち受けている。在学中も卒業後も返済に追われる生活となる。ii)内的要因：①と同じ。

b)仕事面 ①と同じ。「ブラックバイト」で学業が圧迫される。

①②に共通する前提として、誰かに扶養される従属的な生計（ならびに人生設計）ではなく、自立できる賃金額、ならびに賃金と税・社会保険料の制度設計が世帯単位ではなく、個人単位へと転換が必要である。学費も高等教育まで無償が求められる。

2-2「年功賃金型」最低賃金制から、「ナショナル・ミニマム型」最低賃金制への転換
年功賃金制の賃金水準：未成年労働者が親元にいることを想定した初任給（親元賃金）から出発し、次に単身で生活できる単身者賃金、さらに世帯主賃金（家族賃金）へ上昇。

最低賃金制は、低賃金の基準を年功賃金の高卒初任給以下に押し下げる役割を果たしてきた。生計費原則に基づく「ナショナル・ミニマム型」最低賃金制（木下）がこれに対比。

他方で、2021年度基準で、国家公務員の高卒初任給が最低賃金を下回る地域（11都府県、340市町村）が増加している。東京では23区を除く全市町村で「最賃割れ」である。

3. 最低賃金制をめぐる論点

①低い金額：2007年の最低賃金法改正で、「労働者が健康で文化的な最低限度の生活を営むことができるよう、生活保護費に係る施策との整合性に配慮する」となり、それまでは引き上げ額が1桁（2006年度5円）だったのが、2桁（2007年度14円）が基本となった。2021年度は28円であり、最低賃金額は930円である。この趨勢では2024年度に1017円で1000円目標は達成である。2019年度には、東京と神奈川で1000円に到達した。

②都道府県格差：経済実態の指標による4つのランク（A・B・C・D）分けて、2021年度は加重平均930円、最大値・東京1041円、最小値・沖縄、高知820円で221円差。

他方で、主要企業の春期賃上げ率は1995年以来、3%未満が続行中（2021年1.86%）。

4. 最低賃金制の新たな運動目標・全国一律1500円

①2015年、新しい社会運動・エキタス（AEQUITAS：ラテン語で「公正」「正義」）が結成され、新宿デモが行われた。

②2015年から順次25都道府県の最低生計費試算調査（中澤）で、どこでも、若年単身者・月額24～26万円必要である。地方では、交通費（自家用車）が大きい。最低賃金審議会で用いる月173.8労働時間換算で時給1400円～1500円となる。

<参考文献>

後藤道夫・中澤秀一・木下武男・今野晴貴・福祉国家構想研究会編『最低賃金1500円がつくる仕事と暮らし』大月書店、2018年

エキタス+今野晴貴・雨宮処凛『エキタス 生活苦しいヤツ声あげろ』かもがわ出版、2017年

企業年齢、企業規模と雇用: 日本のデータに基づく分析¹

劉 洋 (独立行政法人経済産業研究所)

This study examines the effects of firm age and size on employment dynamics based on large scale panel data from Japan. It contributes to the literature by examining age and size effects on firm-level job creation and job destruction, which have not been clear in previous studies. The empirical results indicate that firm age has significantly negative effects on both job creation and destruction rates; however, firm size has a significantly negative effect on job creation while it has a significantly positive effect on job destruction. The theoretical background of this study is the standard theory on job creation and destruction in labor economics theories, which considers that job creation is determined by expected profit from newly created jobs, and job destruction is determined by whether the job is expected to be profitless. The age and size of firms affect their expected profit and therefore lead to effects on the behaviors of job creation and destruction. Finally, the results are similar for manufacturing firms and service firms.

Past studies have found that age and size significantly affect firm's profitability and productivity. For firm's size, on the one hand, a larger firm size could increase productivity because of economies of scale, however, on the other hand, larger firms could also face more difficulties of management and a larger decline of returns to scale. In Japan, Yasuda (2005) examined manufacturing firms using a two-year panel data of 1992 and 1998, and control variables of R&D activity and subcontracting relations. They found that firm size and firm age have negative effects on firm growth (measured by net employment growth). However, the regression result in Fukao and Kwon (2011, pp. 34–38) showed a positive effect of firm size for the net employment growth rate, the analysis of which is based on existing firms of all industries in 2001 and 2006, with the control variables of overseas parent and subsidiary companies.

Different from that of the previous studies, this study examines firm-level job creation and destruction, which is hidden behind the net employment growth that was examined in the previous studies. For an individual firm, because of the relationship that net employment growth rate = job creation rate – job destruction rate, a negative effect on the net employment growth, could hide several possibilities, such as, a negative effect on job creation and a smaller negative effect on job destruction, a positive effect on job creation and a larger negative effect on job creation, a negative effect on job creation and a positive effect on job destruction. The same is the case with a positive effect on net employment growth.

The data used in this study come from a large annual survey conducted by the Ministry of Economy, Trade and Industry, namely, the Basic Survey of Japanese Business Structure and Activities. This core survey is conducted according to Japan's Statistics Act and companies are required to respond to the survey. The survey has a high response rate of over 80%, with reliable responses. This study use individual data of 1995-2014 in this survey, and the adjusted sample period is 1996-2013 after calculation of job creation and destruction.

¹ This study is conducted as a part of the RIETI Data Management project undertaken at the Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI). This study utilizes the micro data of the questionnaire information based on the “Basic Survey of Japanese Business Structure and Activities” which is conducted by the Ministry of Economy, Trade and Industry (METI)..

Hausman specification test results show that random-effects models are not rejected in almost all specifications in this study. Therefore, we prefer random-effects model while report fixed-effects model results for comparison and confirmation. Further, robust standard errors, developed by White (1980), are used to control for potential heteroscedasticity. Interestingly, the result indicates that age could have a negative effect on job creation; however, its effect on job destruction is also negative. Further, the negative effect on job creation is larger than job destruction, which is consistent with the estimated negative effect on net employment growth. According to the theoretical model of this study, the explanation could be as follows. For the effect on job creation, as age increases, the productivity of newly created jobs in the firm could decline (e.g. rising cost and obsoleted asset that stated in Loderer and Waelchli (2010)), thus leading to a lower and expected return form for job creation, and, therefore, fewer new jobs are created in older firms. Further, there could be two opposite effects on job destruction. Age could affect both the distribution of idiosyncratic productivities of all jobs and the general productivity of jobs in the firm. On the one hand, as the firm ages, general productivity declines and this leads to higher reservation productivity of job destruction. The higher reservation productivity causes more job destruction. However, on the other hand, age could affect the distribution of idiosyncratic productivities of all jobs and lead to fewer jobs whose productivity drop below the reservation productivity. For instance, a firm that is being operated over a long time could be more efficient in terms of work allocation; thus, jobs with low idiosyncratic productivities could share some work from high-productivity jobs before they drop below the reservation productivity. Because the latter negative effect wherein age causes fewer jobs' productivity to drop below the reservation productivity could exceed the former positive effect wherein higher age reduces general productivity of all jobs, age could have a negative effect on job destruction as indicated by the estimation result of this study.

Moreover, the result shows a significantly negative effect of firm size on job creation, and a significantly positive effect on job destruction. It is indicated that in larger firms, fewer jobs are created and more jobs are destroyed, than smaller firms. The difference between effects on job creation and destruction is negative, which is consistent with estimated negative effect of firm size on net employment growth.

The explanation could be that, according to the theoretical model of this study, in larger firms, expected return from newly created jobs are lower than smaller firms, therefore few jobs are created. Further, in larger firms, there are more existed jobs whose expected return dropped below zero, which lead to more job destructions. The reason could be due to the decline of productivity in larger firms, which has been found in previous studies (e.g. Majumdar 1997). Further, more management difficulties in larger firms could also lead to more existing jobs whose expected return dropped below zero.

The limitation of this study is that the dataset does not include very small firms whose number of employees is below 50 workers, and firms whose capital are below 30,000,000 yen. However, it might be better to exclude them in this study because a different model is preferred for such firms. Many small and immature firms face large uncertainties in terms of their productivity and the available market of their product. Thus, different theories, such as uncertainty and risk preference models, are better-fit for this analysis.

関西国際空港と中部国際空港の立地がもたらした人口構造の変化 —地域メッシュ統計による年齢3区分人口の分析—

西内 亜紀 ((公財) 統計情報研究開発センター)
 新井 郁子 ((公財) 統計情報研究開発センター)
 草薙 信照 (大阪経済大学)

1. はじめに

本研究の目的は、新たに建設された国際拠点空港（以下、「新空港」）について、着工前の一時点を基準年とし、運用開始前の着工時、運用開始後の開港直後、および運用時（開港からおおよそ5年後）という時系列の中で、新空港開港が周辺地域に与えた影響を把握することにある。具体的には、新空港と対になる既設空港（以下、「旧空港」）を含む圏域（＝空港影響圏域）を定義して、その中で地価および産業・人口等の指標がどのように推移したかを、地域メッシュ統計データ等を用いて分析する。

今回の報告では人口の年齢構成に焦点を当て、新空港の立地が周辺地域の人口構造に及ぼした影響を見ていく。

2. 研究方法

対象とする国際拠点空港は、関西国際空港（1994年開港、以下「関西空港」と呼称）と中部国際空港（2005年開港、以下「中部空港」と呼称）である。それぞれの空港エリアについて、地域メッシュに基づく空港周辺地域を「1次メッシュ圏域」として分析の母集団とする。新空港と旧空港を結ぶ鉄道路線を基に路線5km圏を設定し、図1のように区間分割し、区別に名称を付している。両空港エリアにおける相対変化指数を用いた分析結果については、これまでの研究報告（草薙他（2015, 2020a, 2020b））他で紹介してきたところである。

ここでは、年齢構成として64歳以下人口（14歳以下人口を含む）と14歳以下人口の割合に注目し、これらを区ごとに算出して1次メッシュ圏域における割合（以下、平均割合）と比較する。各区の値が平均割合より大きければプラスの影響、平均割合より小さければマイナスの影響があったと評価することができる。

3. 分析結果

図2は関西空港エリアについて、図3は中部空港エリアについて、各区の64歳以下人口の割合と14歳以下人口の割合を算出し、それぞれ平均割合との差を時系列に並べて示したものである。なお、人口総数の変化傾向と対比するため、それぞれの相対変化指数グラフを配置した。

① 関西空港エリア（図2を参照）

相対的に人口が増加している2～4区では、64歳以下人口の割合は平均割合よりもやや大きく、14歳以下人口の割合は平均割合よりもさらに大きい傾向がある。これに対して、相対的に人口が減少している6～7区では、64歳以下人口の割合は平均割合よりも小さく、14歳以下人口の割合は平均割合よりもさらに小さい傾向がある。しかしながら、同じように相対的に人口

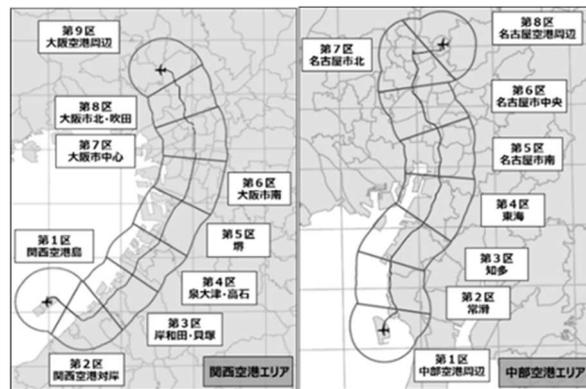


図1 路線5km圏と各区の名称

表1 利用データ

空港影響圏域	関西空港エリア	中部空港エリア
1次メッシュ圏域	5135, 5235	5236, 5237
新空港・旧空港	関西空港・大阪空港	中部空港・名古屋空港
新空港 着工年月/開港年月	1987年1月/1994年9月	2000年8月/2005年2月
測地系	日本測地系	世界測地系
利用データ(時系列)	基準年 着工時 開港直後 運用時	基準年 着工時 開港直後 運用時
地域メッシュ統計(国勢調査)	1985 1990 1995 2000	1995 2000 2005 2010

が減少している8～9区では、14歳以下人口の割合は平均割合と同等ないしは小さい傾向があるものの、64歳以下人口の割合は平均割合よりも大きいという特徴がみられる。

② 中部空港エリア (図3を参照)

相対的に人口が増加している3～4区では、64歳以下人口の割合は平均割合よりも大きく、14歳以下人口の割合は平均割合よりもわずかに大きい傾向がある。これに対して、相対的に人口が減少している5～6区では、64歳以下人口の割合は平均割合よりも小さく、14歳以下人口の割合は平均割合よりもさらに小さい傾向がある。その他では、新空港に近い1～2区で64歳以下人口の割合が平均割合よりもかなり小さい、旧空港に近い7～8区で64歳以下人口の割合が平均割合よりも大きい、などの特徴がみられる。

4. 考察

両空港エリアについて共通の特徴として、路線5km圏では64歳以下人口の割合が平均割合よりも小さく、14歳以下人口の割合はそれよりもさらに小さいことがあげられる。そして、都心部に近い区域において、その傾向が特に顕著である。

これに対して、新空港と都心部の間にある区域では、64歳以下人口の割合と14歳以下人口の割合が平均割合より高くなっており、相対的に人口が増加する中で若い年齢層の人口が増加したこと、また、旧空港に近い区域では、64歳以下人口の割合が増加する一方で14歳以下人口の割合はあまり増加していないことも共通の特徴としてあげられる。

今後の展開として、人口構造の観点から昼夜間人口比および平均世帯人についての分析を行ったうえで、人口構造変化と産業構造(産業別従業者数)変化の関連にも注目していきたい。

※参考文献

[1] 草薙信照・西内亜紀・新井郁子 他(2015)『国際拠点空港が周辺地域に与えた影響～地域メッシュ統計による人口・産業の分析～』, Sinfonica研究叢書 No. 24, (公財)統計情報研究開発センター
 [2] 草薙信照・新井郁子・西内亜紀(2020)『関西国際空港と中部国際空港が周辺地域に与えた影響—地域メッシュ統計による住宅地価と人口の分析—』, ESTRELA2020年3月号 No. 312, 36-44, (公財)統計情報研究開発センター
 [3] 新井郁子・西内亜紀・草薙信照(2020)「中部国際空港が周辺地域に与えた影響—地域メッシュ統計による分析, 関西国際空港との比較—」, 第64回経済統計学会全国研究大会報告集, 56-59, 2021年1月

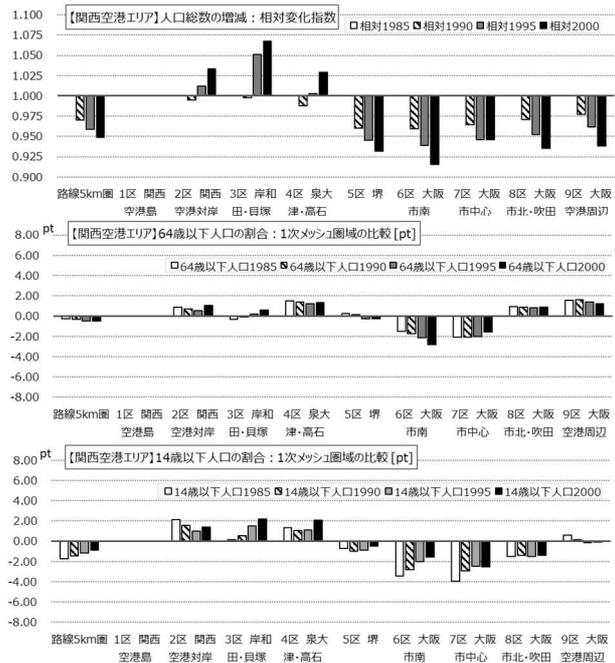


図2 関西空港エリア

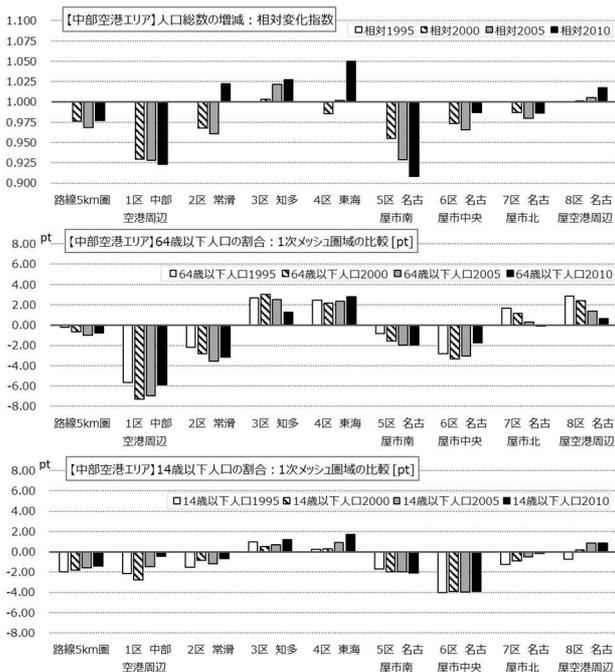


図3 中部空港エリア

知識産業集積地域における産業中分類別従業者数による主成分分析

小西 純(統計情報研究開発センター)

1. はじめに

昨年の報告では知識産業として産業大分類の「G 情報通信業」, 「L 学術研究, 専門・技術サービス業」の従業者数に着目し, 地域メッシュ統計データを利用して東京圏における知識産業の地域分布を地図化した。今年には昨年得られた知識産業集積地域に着目し, 当該地域において産業中分類別の従業者数の割合を用いて主成分分析を行い, 地域データ利用における主成分分析について考察する。

2. 利用データと分析の方法

(1) 利用データ

本研究で利用するデータは, 平成 28 年経済センサス - 活動調査の地域メッシュ統計で, 2 分の 1 地域メッシュ別に編成された結果を利用する。分析対象地域は産業大分類別の分析において知識産業が集積していた図 1 に示す区とする。分析対象項目は「G 情報通信業」, 「L 学術研究, 専門・技術サービス業」の産業中分類である「G37 通信業」, 「G38 放送業」, 「G39 情報サービス業」, 「G40 インターネット付随サービス業」, 「G41 映像・音声・文字情報制作業」, 「L71 学術・開発研究機関」, 「L72 専門サービス業」, 「L73 広告業」, 「L74 技術サービス業」の従業者数とする。

(2) 主成分分析と可変単位地区問題

主成分分析は, 項目間の相関構造を考慮して低い次元の合成変数(主成分)に変換し, データが有している情報をより解釈しやすくするための方法である。地域データを利用して主成分分析を行うに当たり項目間の相関係数を計算するが, 地域データはデータの集計地域単位によって相関係数などの計算結果が異なることがあり, これは「可変単位地区問題」として知られている。この可変単位地区問題のひとつに「ゾーニング問題」があり, これは, 同じ程度の大きさの分析地域単位でも, 分析地域単位の作り方(境界設定の仕方)によって分析結果が変わるというものである。本研究は, 主成分分析におけるゾーニング問題の影響について考察することを目的とするため, 地域メッシュ統計データを任意の地点で半径 1,500m の円で集計(移動窓集計)した結果を利用して分析した。

(3) ランダム抽出点

移動窓集計を行うと, 隣接する地域ではほとんどの重心点が重複する。本研究では集計地域が重なることの影響を取り除いて主成分分析を行うため, 分析地域単位ごとに空間的に互いに独立でランダムな点を作成した(以下, 「ランダム抽出点」という)。ゾーニング問題について考察するため多くのパターンについて分析することとし, ランダム抽出点は 100 組作成した。

3. 主成分分析の結果

(1) 相関係数

分析対象地域(図 1)におけるランダム抽出点に重なる産業中分類別従業者数の割合について相関係数を 100 組計算したところ, 相関係数はランダム抽出点の位置によって異なる結果となった。表 1 に相関係数の平均値を示す。「G40 インターネット付随サービス業」と「L73 広告業」従業者の割合の相関係数が 0.836 と高い値を示している。また, 「G41 映

像・音声・文字情報制作業」と「L73 広告業」の相関係数の平均値も 0.731 と高い。これらの産業は、コミュニケーションと知識創造に関わる産業と考えることができ、これらの産業を代表する指標を検討するために主成分分析を行った。

(2)主成分分析

項目間の相関係数が高い「G40 インターネット付随サービス業」、「G41 映像・音声・文字情報制作業」、「L73 広告業」(以下、「インターネット」、「映像・音声」、「広告」という)について主成分分析を行ったところ、100 組の主成分分析の結果の寄与率と固有値の基本統計量は表 2 のようになり、第 1 主成分の寄与率は、最小では 73%，最大で 92%とばらつきがあるものの第 1 主成分で平均 82%程度説明できる。また第 1 主成分の固有値も 2 以上となり 3 項目の総合的指標として選択できる。

第 1 主成分の固有ベクトルを見ると、「インターネット」は 100 組全て 0.53~0.61 を示しており安定している。しかし、「映像・音声」、「広告」の固有ベクトルのヒストグラムを作成すると、共に双峰型の分布を示し、ばらつきが大きい。「映像・音声」、「広告」が共に負となる固有ベクトルの組み合わせは、ランダム抽出点 100 組中 54 組で最も多い (A)。次いで「映像・音声」が正、「広告」が負の組み合わせが 16 組 (B)、「映像・音声」が負、「広告」が正の組み合わせが 13 組となっている (C)。第 1 主成分の組み合わせが A、B になるものを統合し、重複するメッシュを除いて地図化した (図 1)。A と B では主成分得点の地理的分布の傾向は同様であった。渋谷区と港区を中心として主成分得点が高く、中分類 3 産業の集積の地理的な偏在が大きいため、相関係数が高く、主成分得点も相対的に高くなったと推察される。第 1 主成分は 3 項目を代表する指標として提示できるが、地域データの組み合わせにより、第 1 主成分の意味が異なる場合があることが明らかになった。

表 1 産業分類別相関係数の平均 (n=100)

	G37	G38	G39	G40	G41	L71	L72	L73	L74
G37通信業		0.263	0.288	0.359	0.572	-0.094	0.597	0.596	-0.048
G38放送業			0.145	0.405	0.470	0.044	0.332	0.380	-0.038
G39情報サービス業				0.214	0.288	-0.005	0.277	0.191	0.155
G40インターネット付随サービス業					0.622	-0.106	0.584	0.836	-0.071
G41映像・音声・文字情報制作業						-0.043	0.780	0.731	-0.076
L71学術・開発研究機関							-0.100	-0.101	0.132
L72専門サービス業								0.785	-0.015
L73広告業									-0.081
L74技術サービス業									

表 2 寄与率と固有値の基本統計量 (n=100)

		第1主成分	第2主成分	第3主成分
寄与率	平均	0.822	0.134	0.045
	最小	0.725	0.059	0.004
	最大	0.921	0.221	0.106
固有値	平均	2.531	0.413	0.137
	最小	2.233	0.182	0.011
	最大	2.838	0.681	0.326

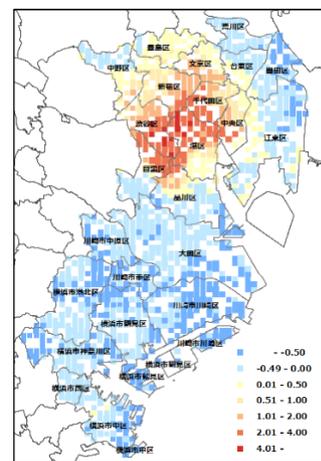


図 1 主成分得点の地図化

4. おわりに

地点の異なる 100 種類の組み合わせについて主成分分析を行ったところ、第 1 主成分は「G40 インターネット付随サービス業」、「G41 映像・音声・文字情報制作業」、「L73 広告業」を統合した指標を示すが、ランダム抽出点の組み合わせによって各項目の重みは異なる。ゾーニングが変わっても主成分得点の地理的な分布傾向は似ており、安定的な傾向が得られるが、第 1 主成分の解釈については注意が必要である。インターネットは媒体手段を扱う産業で、物理的な距離の影響を軽減する産業と言えるが、関連産業の集積は地域的に特化しており、重要なコミュニケーションには物理的な距離の近接が有効と推察される。

タイル指数による観光地の人流データの変動要因分析

大井 達雄 (立正大学)

1. はじめに

観光統計の調査期間の多くは月次単位であるため、一部の人流データを除いて、月次データを対象とした変動分析が中心である。しかしながら、観光分析の性格上、場合によっては、日次や週次といったより粒度の細かい分析を行う必要がある。新型コロナウイルス感染症の流行を契機として、政府、ならびに携帯電話のキャリア会社は、オープンデータとして主要観光地の人流データを毎日公開している。本報告では、そのような人流データを使用して、日次、週次、月次単位で変動分析を行うことを目的としている。具体的な手法として、タイル指数を使用する。その理由として、タイル指数は Rosselló and Sansó (2017) でも指摘されているように、サブグループへの完全な要因分解が可能であることによる。

2. データ, ならびに分析手法

本来ならば、人流データは高価なもので、なかなか入手することが困難である。しかしながら、新型コロナウイルス感染症の対策の一貫として、内閣官房の HP では人流データが毎日公表されている (<https://corona.go.jp/dashboard/>)。このようなデータはマスメディアなどでも積極的に取り上げられ、感染状況の把握や今後の予測などに活用されている。観光地の人流データについては、携帯電話の大手キャリア会社である KDDI 株式会社が推計し、全国主要観光地における人の流れの推移 (全国主要観光地における人口変動分析) から、全国主要観光地 23 地点における 15 時台の人流の量を、前年同月(平均)比, 前日比, ならびに 2019 年同月比という指標で毎日公表されている。23 地点の観光地として、浅草雷門周辺や京都円山公園周辺などが含まれている。本報告では、1 年間の日次の人流データを整理し、1 つの集団として定義し、タイル指数を通じて分析することにした。

まず、2020 年 6 月 1 日 (月) を基準日とし、2021 年 5 月 31 日までの日次データの指数を計算した。これらのデータから、タイル指数は以下の公式より計算することができる。

$$T = \frac{1}{365} \sum_{i=1}^{365} \frac{x_i}{\bar{x}_D} \log \frac{x_i}{\bar{x}_D} \quad (1)$$

x_i は日々の人流データ (指数) を、 \bar{x}_D は 365 日のデータの平均値をそれぞれ示している。タイル指数は、サブグループへの完全な要因分解が可能な性質を有する。そこで、365 日のデータを週次データとして整理し、タイル指数を計算する場合は次のように表現することができる。

$$T = \frac{1}{52} \sum_{i=1}^{52} \frac{x_i}{\bar{x}_w} T_i + \frac{1}{52} \sum_{i=1}^{52} \frac{x_i}{\bar{x}_w} \log \frac{x_i}{\bar{x}_w} + \frac{x_{365}}{365 \bar{x}_D} \log \frac{x_{365}}{\bar{x}_D} \quad (2)$$

x_i は週次の人流データ (指数) を、 \bar{x}_w は 52 週のデータの平均値をそれぞれ示している。また T_i は各週の週内のタイル指数を意味し、(2) は週内の変動, 52 週間の変動, そして 52 週に含まれない 365 日目 (5 月 31 日) のデータに要因分解することができる。同様に、月次データとしてタイル指数を計算する場合の公式は(3)となる。

$$T = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} \frac{x_i}{\bar{x}_M} T_i + \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} \frac{x_i}{\bar{x}_M} \log \frac{x_i/\bar{x}_M}{n_i/365} \quad (3)$$

x_i は観光地の月次の人流データ（指数）を、 \bar{x}_M は12月のデータの平均値、 T_i は月内のマイル指数をそれぞれ示している。 n_i は各月の日数を意味し、ここで日数の差を調整することになる。ゆえに(3)のマイル指数は月内と月間の2つの要因に分解できることを意味する。

3. 分析結果

表1に主要観光地23地点の日次、月次、ならびに週次の人流データを使用したマイル指数の結果をまとめた。例えば、函館駅前周辺の場合、日次データが0.035、月次データの月内が0.010、月間が0.025、週次データの週内が0.006、週間が0.029、残差が-0.001となり、それぞれのサブグループの合計値は0.035と一致する。日次データのマイル指数の最高値と最低値は浜名湖館山寺温泉周辺(0.334)と奈良市大和西大寺周辺(0.011)であった。

マイル指数の数値が小さいため、それぞれの観光地において寄与率を計算した。例えば、浜名湖館山寺温泉周辺の場合、月次データの月内が41.9%に対し、月間が58.1%と計算され、月間のほうが変動が大きいことがわかる。一方で週次データにおいて、週内が28.4%、週間が71.9%とそれぞれ計算され、週間の寄与の大きさが理解できる。また要因分解を比較した場合、週次データの週間の寄与が最大であった観光地は20地点である一方で、月次データの月間の寄与が最大であった観光地は3地点であった。分析結果から、観光市場において月次データの平準化が議論されることが多いが、必ずしも最大の原因は月間ではなく、週間であることが明らかになった。同時にさらなる詳細な分析が期待される。

表1 タイル指数による主要観光地の人流データの分析結果

観光地名	マイル指数								寄与率						
	日次	月次データ		週次データ			四半期データ		月次データ		週次データ			四半期データ	
		月内	月間	週内	週間	残差	四半期内	四半期間	月内	月間	週内	週間	残差	四半期内	四半期間
函館駅前周辺	0.035	0.010	0.025	0.006	0.029	-0.001	0.021	0.013	29.0%	71.0%	16.7%	84.8%	-1.5%	61.7%	38.3%
小樽運河周辺	0.042	0.011	0.031	0.007	0.036	-0.001	0.020	0.022	27.1%	72.9%	17.3%	84.9%	-2.2%	47.3%	52.7%
浅草雷門周辺	0.021	0.009	0.012	0.006	0.016	-0.001	0.015	0.006	41.2%	58.8%	27.8%	75.4%	-3.2%	71.4%	28.6%
日光東照宮周辺	0.097	0.049	0.048	0.033	0.066	-0.001	0.065	0.032	50.3%	49.7%	33.4%	67.6%	-0.9%	67.0%	33.0%
江の島周辺	0.065	0.059	0.006	0.050	0.015	0.000	0.064	0.001	91.2%	8.8%	77.3%	23.3%	-0.6%	98.2%	1.8%
鎌倉駅周辺	0.034	0.013	0.021	0.008	0.027	-0.001	0.023	0.010	38.1%	61.9%	23.2%	79.6%	-2.7%	69.8%	30.2%
権根湯本駅周辺	0.076	0.022	0.054	0.014	0.063	-0.001	0.045	0.032	29.1%	70.9%	18.5%	82.9%	-1.3%	58.6%	41.4%
金沢市兼六園周辺	0.100	0.013	0.087	0.010	0.091	-0.001	0.016	0.084	13.1%	86.9%	10.1%	90.6%	-0.7%	16.4%	83.6%
松本駅周辺	0.069	0.007	0.061	0.006	0.063	0.000	0.023	0.045	10.8%	89.2%	8.2%	91.1%	0.7%	33.9%	66.1%
軽井沢駅周辺	0.141	0.053	0.088	0.038	0.103	-0.001	0.088	0.053	37.5%	62.5%	27.3%	73.1%	-0.4%	62.4%	37.6%
熱海温泉街周辺	0.025	0.006	0.020	0.004	0.022	-0.001	0.012	0.013	22.0%	78.0%	14.6%	88.4%	-3.0%	47.1%	52.9%
浜名湖館山寺温泉周辺	0.334	0.140	0.194	0.095	0.240	-0.001	0.187	0.147	41.9%	58.1%	28.4%	71.9%	-0.3%	55.9%	44.1%
伊勢神宮周辺	0.154	0.077	0.077	0.051	0.104	-0.001	0.110	0.044	49.9%	50.1%	32.9%	67.7%	-0.6%	71.4%	28.6%
京都円山公園周辺	0.058	0.022	0.035	0.013	0.045	-0.001	0.043	0.015	38.6%	61.4%	23.2%	78.5%	-1.7%	74.3%	25.7%
神戸市メリケンパーク周辺	0.030	0.009	0.021	0.006	0.025	-0.001	0.021	0.009	30.1%	69.9%	18.2%	83.8%	-2.1%	70.4%	29.6%
淡路島 明石海峡大橋周辺	0.103	0.082	0.021	0.064	0.039	0.000	0.090	0.013	79.6%	20.4%	62.2%	37.8%	0.0%	87.5%	12.5%
奈良市 大和西大寺周辺	0.011	0.005	0.006	0.005	0.007	-0.001	0.008	0.003	47.4%	52.6%	42.0%	64.9%	-6.9%	71.4%	28.6%
広島市 本通り周辺	0.023	0.011	0.012	0.009	0.014	0.000	0.017	0.006	47.6%	52.4%	39.7%	62.1%	-1.8%	75.5%	24.5%
蓮後温泉周辺	0.028	0.018	0.010	0.012	0.012	0.001	0.026	0.003	63.0%	37.0%	42.1%	42.1%	4.7%	91.1%	8.9%
長崎市 南山手周辺	0.013	0.006	0.007	0.004	0.009	0.000	0.010	0.003	44.6%	55.4%	33.3%	70.0%	-3.3%	74.0%	26.0%
熊本城公園周辺	0.030	0.010	0.020	0.008	0.023	-0.001	0.018	0.012	33.0%	67.0%	24.8%	77.6%	-2.4%	59.8%	40.2%
由布院周辺	0.055	0.018	0.037	0.012	0.043	-0.001	0.027	0.027	32.7%	67.3%	22.1%	79.3%	-1.4%	50.3%	49.7%
石垣島 ゆいロード周辺	0.038	0.007	0.031	0.005	0.032	0.000	0.012	0.026	18.4%	81.4%	13.6%	85.2%	1.0%	31.2%	68.7%

4. 主要参考文献

- Jaume Rosselló and Andreu Sansó (2017), “Yearly, monthly and weekly seasonality of tourism demand: decomposition analysis”, *Tourism Management* Vol.60, pp.379-389.

経済統計学会第 65 回（2021 年度）全国研究大会

全国プログラム委員会

委員長	水野谷 武志	(北海道支部)
副委員長	鈴木 雄大	(北海道支部)
委員	杉橋 やよい	(東北・関東支部)
	村上 雅俊	(関西支部)
	中敷領 孝能	(九州支部)
	山口 秋義	(九州支部)

経済統計学会

第 65 回（2021 年度）全国研究大会報告集

2021 年 12 月 20 日発行

編集 2021 年度全国プログラム委員会

発行者 経済統計学会会長 坂田 幸繁

連絡先

〒062-8605 札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部

2021 年度全国プログラム委員会

水野谷 武志

TEL : 011-841-1161 (内線 2739)

E-mail : mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp