

經濟統計学会

第66回（2022年度）

全国研究大会報告要旨集

經濟統計学会九州支部

2022年度全国研究大会実行委員会

実行委員長 九州国際大学 山口 秋義

〒805-8512 福岡県北九州市八幡東区平野1-6-1

TEL 083-671-8910（大学）

Email a-yamaguchi@cb.kiu.ac.jp

目次

9月6日(火)

9:00~10:00	セッションA: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(東北・関東支部) 座長:山口 幸三(京都大学)		
1.	小林 良行(東北・関東支部)	
	明治期官庁統計の製表事務	1
2.	上藤 一郎(静岡大学)	
	統計学史の視点から見た『萬國政表』	3

9:00~10:30	セッションB:一般報告	ZOOM会場第2
マイクロデータの作成・分析		
座長:林田 実(北九州市立大学)		
1.	伊藤 伸介(中央大学)*・横溝 秀始(総務省統計局・政策統括官・統計研究研修所)	
	事業所・企業系の統計調査における合成データの展開可能性—経済センサスを例に—	5
2.	高部 勲(立正大学)	
	公的統計の疑似的なマイクロデータの作成・提供方法に関する研究	7
3.	出島 敬久(上智大学)*・伊藤 伸介(中央大学)・村田 磨理子((公財)統計情報研究開発センター)	
	外国人労働者の在留資格と賃金・労働時間との関係—賃金センサスのマイクロデータを用いて—	9
(注) *印は口頭発表者。以下、同様。		

10:10~12:10	セッションC:一般報告	ZOOM会場第1
移動に関する分析		
座長:坂田 幸繁(中央大学)		
1.	川本 晃大(早稲田大学・院)*・坂本 大樹(東京大学・院)	
	重力モデルによる若年層の大都市から地方への移動要因の解明	11
2.	LI Yapeng(立命館大学・院)	
	地域的異質性を考慮した所得格差と世代間階層移動に関する実証分析	13
3.	大井 達雄(立正大学)	
	「全国の人流オープンデータ」による観光地の滞在者数の経年比較分析	15
4.	栗原 由紀子(立命館大学)*・坂田 幸繁(中央大学)	
	パーソントリップ調査からみた属性別の職住分布特性の分析	17

10:40~12:10	セッションD:企画セッション	ZOOM会場第2
政府統計の現状と課題		
コーディネータ:全国プログラム委員会 座長:森 博美(東北・関東支部)		
1.	鈴木 雄大(北海学園大学)	
	生計費測定指標としての生活扶助相当CPIの問題点と生存権裁判の状況	19
2.	丸山 洋平(札幌市立大学)	
	北陸新幹線金沢延伸前後の北陸3県の人口移動—最近の人口移動統計活用の可能性—	21
3.	伊藤 陽一(東北・関東支部)	
	合衆国の統計品質論の検討—FCSM「データ品質枠組み」報告を材料に—	23

14:20~17:30 セッションE：企画セッション（労働統計研究部会企画）

ZOOM 会場第 1

労働・生活・福祉問題と統計

コーディネータ：水野谷 武志（北海学園大学）

座長：村上 雅俊（阪南大学），水野谷 武志（北海学園大学）

1. 平井 太規（立教大学）
マルチタスクとしての家事関連時間 25
2. 長尾 伸一（総務省統計局・政策統括官・統計研究研修所）
社会生活基本調査から得られるマクロ的アプローチによる労働時間の把握
に関する研究 27
3. 水野谷 武志（北海学園大学）
労働時間統計の国際比較方法 29
4. 村上 雅俊（阪南大学）
ワーキングプア層の構造変化－2012年『就業構造基本調査』匿名データの
利用による分析－ 31
5. 小野寺 剛（九州国際大学）
非正規雇用の雇用創出効果と賃金損失に関する考察 33
6. 山口 幸三（京都大学）
正規雇用・非正規雇用の就業異動 35

14:20~15:50 セッションF：企画セッション

ZOOM 会場第 2

文化 GDP の推計とその展開－統計で結ぶ文化と経済－

コーディネータ：藤川 清史（愛知学院大学）座長：長澤 克重（立命館大学）

1. 河合 満朗（（株）シー・ディー・アイ）
文化 GDP 推計の意義と活用 37
 2. 藤川 清史（愛知学院大学）
我が国の文化 GDP の推計 39
 3. 矢根 遥佳（立命館大学）
文化 GDP と文化財・サービスの輸出入 41
- 予定討論者：芦谷 恒憲（兵庫県立大学），氏川 恵次（横浜国立大学）

16:00~17:30 セッションG：企画セッション（ジェンダー統計研究部会企画）

ZOOM 会場第 2

ジェンダー統計の諸課題

コーディネータ：杉橋 やよい（専修大学）座長：福島 利夫（東北・関東支部）

1. 高橋 雅夫（長野大学）
夫婦の家事時間・労働時間の 10 年ごとの変化 43
2. 伊藤 陽一（東北・関東支部）
国際的ジェンダー統計指標セットの現状・問題・方向 45
3. 杉橋 やよい（専修大学）
都道府県版ジェンダー・ギャップ指数の検討 47

9月7日(水)

9:30~11:30 セッションH: 企画セッション ZOOM 会場第 1

国民経済計算・国際収支の改訂に向けた諸問題

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. 則竹 悟宇 (立教大学・院)
日本の GDP における 2008SNA 加工用財貨の計測 49
2. 櫻本 健 (立教大学)
データの価値・フロー 51
3. 高山 和夫 (内閣府・総務省)
米国 NIPA の成立とわが国の国民経済計算への影響 53
4. 萩野 覚・岩永 真由 (内閣府経済社会総合研究所)
資産境界の拡大とマーケティング資産の取り扱い 55

9:30~12:00 セッションI: 一般報告 ZOOM 会場第 2

地域分析

座長: 菊地 進 (東北・関東支部)

1. 坂本 憲昭 (法政大学)
Google 検索による小分類事業所数の取得について 57
2. 山澤 成康 (跡見学園女子大学)
新型コロナウイルスの地域経済に与える影響—都道府県別 GDP を利用して— 59
3. 小西 純 ((公財) 統計情報研究開発センター)
訪問・通所介護施設における介護サービス受給者の地理的密度の地域差 61
4. 西内 亜紀*・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)
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昼間人口及び昼夜間人口比率の分析— 63
5. 田中 力 (立命館大学)
里地・里山の所有と利用 65

13:00~14:30 セッションJ: 特別講演 (学会本部企画) ZOOM 会場第 1

清原 裕 ((公社) 久山生活習慣病研究所)

- 生活習慣病の疫学調査: 久山町研究—その軌跡と成果— 67
司会: 金子 治平 (大阪経済法科大学)

14:40~16:10 セッションK: 一般報告 ZOOM 会場第 1

産業連関分析・国際金融

座長: 泉 弘志 (関西支部)

1. 張 南 (広島修道大学)
国際資金循環における中国と米国の構造変化 68
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時系列変化の分析 70
3. 張 忠任 (島根県立大学)
産業連関分析における価格波及モデルの一般化と統一化について 72

經濟統計学会
第 66 回(2022 年度)全国研究大会
報告要旨集

明治期官庁統計の製表事務

小林 良行（東北・関東支部）

はじめに

19世紀の欧米諸国の官庁統計では統計技術の面で今日につながるいくつかの進展がみられた。代表的なものとして、調査用小票(訳語として「原票」、「統計小票」、「徴集小票」等)の導入、中央集査法の導入及び穿孔カードにした集計用小票(訳語として「整理小票」、「計牌」、「骨牌」等)を用いる電気集計機の導入である。19世紀後期から20世紀初頭は日本ではほぼ幕末から明治期末に該当する。この時期を通じて官庁統計に従事した実務家達は、西欧諸国の統計書などにより最新の統計技術に関する知識をいち早く得るとともに統計集誌などへの翻訳記事掲載や地方での統計講習会などを通じて情報共有を図っていた。

1879(明治12)年実施の甲斐国現在人別調(以下、「現在人別調」)は、公式な官庁統計として初めて調査用小票と中央集査を導入したものである。高橋二郎など政表課時代の杉亭二門下生にとって、現在人別調は初めて統計実務を経験したものとなった。しかし、その後、調査用小票と中央集査を用いた統計調査は、呉文聰が改正に関わった1894(明治27)年の工場調査(農商務省)まで実現していない。明治期の官庁統計は多くが表式調査であり、西欧の近代的統計技術を実務に取り入れた統計調査はごく一部に過ぎなかった。

小票式調査の製表事務では、調査用小票から集計用小票への転記、集計用小票を分類・計数した中間集計表(訳語として「中集表」、「集中表」、「整理表」等)の作成、集計用小票又は中集表を用いた統計原表の作成、統計原表を計算的に加工した公表統計表(訳語として「括約表」、「摘要表」、「比較表」等)の調製といった作業がある。これらの作業の中でも集計用小票から統計原表を作成するまでの集計作業に関しては、欧米と日本では技術的な発展の様相が異なっている。

1. 欧米における集計技術の発達

欧州では人口調査などの統計調査は長らく表式調査であった。統計調査に調査用小票(個人票)を用いたのは1836年以来のパリで実施された人口調査が最初とされている。小票式調査では調査事務と製表事務が分化することになり、小票から統計表を作成する集計技術も発達していくことになった。米国では1890年センサスの集計にホレリスの電気集計機が初めて用いられ、集計期間の短縮と費用の縮減に大きく寄与することになった。電気集計機では、集計用小票を穿孔カードとして作成し、穿孔カードの分類、計数を機械で行う。米国の事例が端緒となり欧州各国でも1890年以降の人口センサスでホレリス式電気集計機やその改良機の利用が始まっている。電気集計機の登場は表式調査から小票式調査への転換を促進することになった。

マイヤー(1914)に基づき欧米諸国における小票式調査の集計技術を発生順で示すと、(1)暗算法、(2)線引法、(3)計牌法、(4)重畳法、(5)手動機械集計法、(6)電気機械集計法となっている。(1)から(4)までは手集計法であり、(5)及び(6)は機械集計法である。また、(4)から(6)は集計用小票を作成し、分類・計数するものである。(1)は小規模な調査で統計表が単純なときに用いられていたものである。(2)は画線法とも訳されており表中のセルに線を記入していく方法だが、点を打つ方法も類似の方法としてあった。(2)～(6)については報告時に概説する。欧州では19世紀に入ると様々な手動機械式計算機¹⁾が実用化されて

おり、手集計における計算器具としても利用されるようになっていた。(1)から(6)の集計技術は、ある時点で古いものから新しいものに完全に置き換わるのではなく、調査の規模の違いによって使い分けられていた。

2. 現在人別調から明治期末までの集計技術

現在人別調の製表事務については高橋二郎や岡松径の記憶談からある程度うかがい知ることができる。高橋は現在人別調を計画、実施していく上で、モーリス・ブロックの『統計論』が役に立ったと述べているが、杉以外は人口調査の実務が未経験であったため、具体的にどのような作業を進めて行けばよいのか想像できなかったようである。それは、①調査票(家別票)が集まってきた段階で初めてどうすれば統計表を作成できるか模索していること、②『統計論』にヒントを得て家別票から単名票に転記して集計用小票としているが、統計原表の作成に必要な中集表様式の事前準備をしていなかったこと等に現れている。

現在人別調では中集表を作成する際に当初は単名票を読み上げて中集表のセルに記入している。当時の集計技術から考えるとおそらく画線法によっていたと考えられる。その後、高橋は分類函を案出し単名票の分類・計数を行っている。この方法は後に人口動態調査でも使われており、重量法と手動機械集計法の間的方法と言えよう。中集表を足し上げて統計原表を作る際には当時の計算器具としての普及状況を考えると算盤が使われていたと考えられる。欧米諸国と異なり、わが国の製表事務で用いられていた計算器具として特徴的なのは算盤である。集計技術の近代化が遅々として進まなかった明治期であるが、計算器具の技術的進歩の恩恵は取り入れている。統計局では少なくとも1900(明治33)年頃には集計事務に手動機械式計算機を導入していたと考えられ、大正初期には外国製計算機に交じって国産機である矢頭良一の「自動算盤」²⁾も使われていた。

1898(明治31)年以降の人口動態調査、1905(明治38)年の臨時台湾戸口調査、明治40年代の東京市勢調査等いくつかの地方の民勢調査などは調査小票と中央集査を採用しており、調査設計等に統計局関係官や杉門下の統計実務家が関与している。これらの調査ではかなり綿密かつ具体的な事務手続きが定められている。高橋(1907(明治40))は集計技術として、(1)画線法、(2)小票法(手計法)、(3)小票法(自計法即ち用器法)をあげている。(2)は集計用小票を人が分類函に分類配架し計数するものである。(3)は分類、計数を電気集計機で行うものだが、人口動態調査の集計で川口式電気集計機を用いたのが唯一の実例である。

注

- 1) 花房直三郎は川口式電気集計機を「計」機であって「算」機ではないと述べている。統計機械としての集計機は計算器具としての計算機とは異なるとの認識である。
- 2) 矢頭は福岡県の出身で1903(明治36)年に日本最初の金属製機械式計算機の特許を取っており、「自動算盤」は陸軍省等で導入されている。「自動算盤」の実物は北九州市立文学館に展示されている。たとえば山田(2005)を参照のこと。

参考文献

- [1] 高橋二郎(1907)「技術統計論(三)」『統計集誌』第310号, 8-10.
- [2] マイヤー, ゲオルグ(1914)・大橋隆憲訳(1943)『統計学の本質と方法』, 小島書店.
- [3] 山田昭彦(2005)「矢頭良一の機械式卓上計算機「自動算盤」に関する調査報告」『技術の系統化調査報告 第5集』, 271-287, 独立行政法人国立科学博物館.

統計学史の視点から見た『萬國政表』

上藤 一郎（静岡大学）

1860年（万延元年）に公刊された福澤諭吉校閲、古川正雄（岡本約博卿）訳の『萬國政表』（福澤・岡本（1860））は、日本初の翻訳統計書として夙に知られている。例えば、小島・松野（1940）は「本書の興味はわが国で公刊された最初の統計書なること、しこうして「政表」という用語を使用して今日の統計を意味したところに統計学上の興が深い」と述べている。細谷（1984）も「日本ではじめて西洋の統計書に接し、これを翻訳して刊行したのは杉ではない。福澤諭吉である。なぜなら、1860年（万延元年）にオランダの統計書の翻訳である『万国政表』という書物が福沢子園岡本約博卿訳で刊行されているからである」と述べている。言うまでもないことであるが、統計や統計学は欧米から輸入されたものである以上、「日本で最初の翻訳統計書」は、日本人と統計の最初の邂逅を示す記念碑的著作であることを意味する。

しかしその世評の高さとは裏腹に、この統計書に関する先行研究は必ずしも多いとは言えない。この中で、西川（1990）・（1998）の研究は、福澤・岡本（1860）の原典である Anon（1854）を実際に検分した上で、いくつか新たな知見を発見しているという点で価値ある労作である。例えば、福澤・岡本（1860）では、Anon（1854）の著者について「原著ハ荷蘭人「プ・ア・デ・ヨング」ノ著セル所ニテ「スターチスチセ・ターフェル・ファン・アルレ・ランデン・デル・アアルデ」萬國政表ノ義ト題セル一軸ノ堅幅ナリ」と述べられているが、西川は「デ・ヨング」というのが著者名ではなく出版社名であると指摘している（報告者の考証でもこれは正しい指摘である）。しかしながら、先行研究の少なさ故か、やはり福澤・岡本（1860）については不明な点が多く、更にはその原典である Anon（1854）についてもまた不明な点が多いと言わざるを得ない。

このような理由により、本報告では次の2つの課題を取り上げ検討する。この内、第1の課題は、福澤・岡本（1860）や Anon（1854）の成立をめぐる問題点の指摘とその検証である。先ず福澤・岡本（1860）については、前述の評価のように「日本で最初の翻訳統計書」であると言えるかどうか、この点を中心に検討する。報告者のこれまでの調べでは、福澤・岡本（1860）と同年に大鳥（1860）が公刊されている。また、Kramer（1850）の抄訳『合衆国小誌』が、蘭学者の小関高彦により1855年に公刊されている。こうした点を考慮すると、福澤・岡本（1860）に対する従来の評価も再検討する必要があることを具体的に指摘する。また Anon（1854）については、それが Hübner（1852）を初版とする一連の統計表のオランダ語訳であることを指摘する（恐らく第3版に当たる1854年版）。更に付言すれば、前述の大鳥（1860）は、大鳥自身も述べているように Hübner（1852）の抄訳であることから、実は、福澤・岡本（1860）も大鳥（1860）も（年次は異なるが）、同じ統計表を翻訳していたことになる。

以上のような福澤・岡本（1860）と Anon（1854）めぐる事実を精査した上で、第2の課題では、これらの文献をめぐる統計学史上的評価を試みる。まず取り上げるのは、福澤・岡本（1860）の訳語「政表」の意味である。同書では、*statistische tafel* を「政表」と訳しており、それは福澤や岡本が直感的に「政治に関わる表」であることを理解したからで

あろう。しかし、この訳語を踏襲すれば、学問としての統計学は「政表学」となるはずであるが、福澤（1875）では統計学を「スタチスチク」と訳している。勿論これは、杉亨二などの影響もあっただろうが、報告者は、当時のドイツの統計学（国状学的統計学）のパラダイムである「統計による国力比較」とケトレーの社会物理学を統計学と理解した H. T. Backle の違いが背景にあるのではないかと考えており、それについて詳しく報告する。このようなパラダイムの相違は、Anon（1854）からも見て取ることができる。前述のように、Anon（1854）は、Hübner（1851b）のオランダ語訳と推察されるが、そうであれば、この文献は Hübner（1851a）・（1851b）の評価と直結する。つまり、この文献は、国状学的統計学のパラダイムを体現する統計書であり統計表であると評価することができる。報告ではその詳しい理由について検討する。

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ものである。

なお『萬國政表』の原典である Anon（1854）については、アムステルダム大学附属図書館閲覧室（Reading Room of Allard Pierson, University of Amsterdam）に依頼して作成されたデジタル文書（作成番号：HB-KZL 37.25.32）を使用した。

参考文献

- Anon.（1854）, *Statistische tafel van alle landen der aarde*, P. A. Jong.
- 福澤諭吉校閲・岡本約博卿訳（1860）, 『萬國政表』霑芳閣。
- 福澤諭吉（1875）, 『文明論之概略』丸屋善七（松沢弘陽校注・岩波文庫版参照）。
- Hübner, O. Hrsg.（1852a）, *Jahrbuch für Volkswirtschaft und Statistik*, Jg. 1, Verlag von Gustav Mayer.
- Hübner, O. Hrsg.（1852b）, *Statistische Tafel aller Länder der Erde*, Verlag von Gustav Mayer.
- 細谷新治（1984）, 「日本統計事始（4）」, 『東洋経済統計月報』東洋経済新報社, 第 44 巻 10 月号。
- Kramer, J.（1850）, *Geographisch - Statistisch - Historisch Handboek*, G. B. van Goor.
- 西川俊作（1990）, 『『万国政表』のオリジナル』, 『統計』日本統計協会, 1990 年 12 月号, 51～58 頁。
- 西川俊作（1998）, 『福澤諭吉の横顔』慶應義塾大学出版会。
- 岡部進（1997）, 「福澤諭吉と「スタチスチク」ー校閲書『萬國政表』（万延元年・1860 年）を中心にー」, 『日本大学工学部紀要』日本大学, 第 38 巻 B, 1～15 頁。
- 小島勝治・松野竹雄編（1940）, 「日本統計稀観書解題」, 小島勝治著・松野竹雄・丸山博編集（1985）『統計文化論集IV』未来社, 3～129 頁。
- 大鳥圭介（1860）, 『萬國綜覧』（出版社不明）。
- 上藤一郎（2020）, 「杉亨二とハウスホッフアーの『統計学教程』」, 佐藤正広編『近代日本統計史』晃洋書房, 31～50 頁。

事業所・企業系の統計調査における合成データの展開可能性

—経済センサスを例に—

伊藤 伸介（中央大学）、横溝 秀始（総務省統計局・政策統括官・統計研究研修所）

海外では、近年合成データ(synthetic data)の作成とその実用化に向けた研究に注目が集まっている。合成データは、元になるデータからその分布特性が近似するように属性値を新たに生成することによって作成され、個人情報秘匿性が確保されたマイクロレベルの擬似的なデータと位置付けられる(Templ(2017, p.157))。合成データの作成に関しては、統計モデルに基づくパラメトリックな手法の適用だけでなく、CART(=classification and regression tree)等によるノンパラメトリックな手法も適用されてきた(Reiter(2005)等)。さらに合成データは、対象となるすべてのレコードの中で欠測値を含む属性群に対して擬似的に値を生成する完全合成データ(fully synthetic dataset) (Rubin(1993))、一部のレコード群に含まれるセンシティブな属性にのみ擬似的な値によって補完を行う部分合成データ(partially synthetic dataset) (Little(1993))に類別することができる(Drechsler(2011), 高部(2022))。

わが国でも、合成データの作成方法に対する関心が高まっている。わが国では全国消費実態調査の一般用マイクロデータが公開されているが、この作成については、2011年8月から(独)統計センターで試行提供された教育用擬似マイクロデータの作成に関する手法が、その方法的な基礎になっている。具体的には、高次元の集計表のセルに含まれる平均や標準偏差だけでなく、変数間の相関性も考慮した上で、多変量の正規乱数の生成が行われているが(山口他(2013))、この手法は、合成データの方法論の適用例の1つとみなすこともできる。一方で、教育用擬似マイクロデータは、匿名化技法の1つであるマイクロアグリゲーション(microaggregation)(伊藤(2009))が方法的に展開されたものと位置付けられうる。

マイクロアグリゲーションは、マイクロデータ(個票データ)をk個のレコードを有する同質的なレコード群にグループ化した上で、そのレコードにおける個々の属性値を平均値等の代表値に置き換える技法である(Domingo-Ferrer and Mateo-Sanz (2002, p.190), 伊藤(2009, p.201))。マイクロアグリゲーションの手法としては、ある特定のソートキーとなる量的属性に着目する単一軸法、標準化された属性値群の総計値によってソートを行うZスコア総計法、量的属性の各々について個別にソート化とグループ化を行う個別ランキング法、さらには、対象レコードにおける平均値からの距離を考慮した上でレコード間の近似性を最大にするようにグループ化を行うMDAV(multivariate microaggregation based on Maximum Distance to Average Vector)(Hundepool *et al.*(2003))と呼ばれる手法等が存在する。

このように個票データのレコード群に対してマイクロアグリゲーションの手法を適用した上で、合成データの方法論を追加的に用いることによって、統計実務の観点から見ても、わが国で合成データを方法的に展開することが可能になると考えられる。とくに、わが国において匿名データが作成・提供されていない事業所・企業系の統計調査に合成データの方法論を援用することができれば、例えば個票データの分析で使用するプログラムコード

作成用のテストデータへの展開も期待できる。

本報告では、事業所・企業系の統計調査である経済センサス活動調査を例に、合成データの方法の適用可能性に関する実証研究を行う。本研究においては、合成データの作成・評価に関する R のパッケージである `synthpop`(Nowok *et al.* (2016))を用いる。そして、経済センサスの個票データに対してマイクロアグリゲーションを適用するだけでなく、CART も試行的に適用する。本研究では、有用性については傾向スコア (propensity score) の平均二乗誤差(Raab *et al.*(2022))を、秘匿性に関しては変数ごとの最大値の差を用いた ARD (Absolute relative difference)(Kim *et al.*(2021))をそれぞれ用いた上で、マイクロアグリゲーションと CART の有効性に関する比較・検証を行う(実証分析の結果の詳細については、発表当日に報告する)。

参考文献

- 伊藤伸介(2009)「匿名化技法としてのマイクロアグリゲーションについて」熊本学園大学『経済論集』第 15 巻第 3・4 号合併号, 197~232 頁
- 高部勲(2022)「合成データの考え方に基づく公的統計疑似マイクロデータの作成方法の検討」『統計研究彙報』第 79 号, 111~130 頁
- 山口幸三・伊藤伸介・秋山裕美(2013)「教育用疑似マイクロデータの作成—平成 16 年全国消費実態調査を例として—」, 『統計学』104 号, 1~15 頁
- Domingo-Ferrer, J. and Mateo-Sanz, J. M. (2002) “Practical Data-oriented Microaggregation for Statistical Disclosure Control”, *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering*, Vol.14, No.1, pp.189-201.
- Drechsler, J. (2011) *Synthetic Datasets for Statistical Disclosure Control: Theory and Implementation*, Springer.
- Hundepool, A., de Wetering, A.V., Ramaswamy, R., Franconi, L., Capobianchi, A., DeWolf, P.-P., Domingo-Ferrer, J., Torra, V., Brand, R., and Giessing, S.(2003) μ -ARGUS version 3.2 Software and User’s Manual, Statistics Netherlands, Voorburg NL.
- Kim, H. J., Drechsler, J., & Thompson, K. J. (2021). "Synthetic Microdata for Establishment Surveys under Informative Sampling," *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 184(1), pp. 255-281.
- Nowok, B., Raab, G. M., Dibben, C. (2016) “Synthpop: Bespoke Creation of Synthetic Data in R,” *Journal of Statistical Software*, 74(11), pp.1–26.
- Little, R. J. A. (1993). “Statistical Analysis of Masked Data”, *Journal of Official Statistics* Vol. 9, pp.407-426.
- Raab, G.M., Nowok, B., Dibben, C. (2022), “Assessing, visualizing and improving the utility of synthetic data,” *Journal of Statistical Software*, available as a vignette for the Synthpop package, Accessed 1st May 2022.
- Reiter, J. P. (2005) “Using CART to Generate Partially Synthetic, Public Use Microdata”, *Journal of Official Statistics* Vol.21, pp.441-462.
- Rubin, D. B. (1993) “Discussion: Statistical Disclosure Limitation”, *Journal of Official Statistics*, Vol. 9, pp.462-468.
- Templ, M. (2017) *Statistical Disclosure Control for Microdata: Methods and Applications in R*, Springer International Publishing.

公的統計の疑似的なマイクロデータの作成・提供方法に関する研究

高部 勲（立正大学）

はじめに

統計調査における集計前のレコード単位のデータをマイクロデータという。我が国では、2007年・2018年の統計法改正により、その利用要件が緩和されてきた。こうした中、マイクロデータの教育用、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が指摘されている（坂田編著(2019)「公的統計情報：その利活用と展望」）。

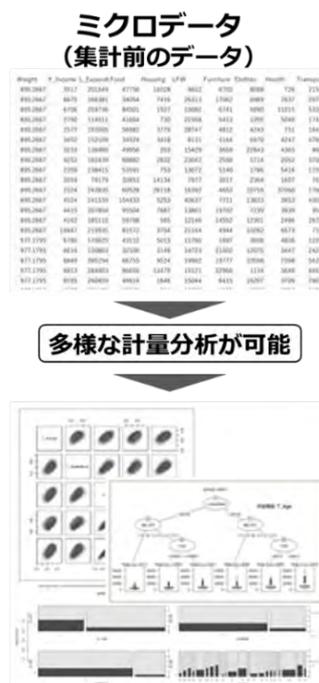
諸外国ではモデルベースの合成（疑似）データである Synthetic Data の研究が進んでいる（高部・徳富(2020)）。これは一部のレコード・変数を人工的に欠測させ、事前に構築した重回帰モデルやロジットモデルを用いて疑似データを発生させる方法であり、変数間の関係を保持したデータの作成が可能となる。ただし、マイクロデータから直接的にレコード単位の疑似データを作成・提供することはできないため、現行の制度に合わせた形で Synthetic Data を作成するための工夫が必要となる。

こうした課題を踏まえつつ、報告者はこれまでに、主に商用データや公的統計の匿名データを用いて、Synthetic Data の作成方法の考え方を基に、中間的な集計表や回帰モデルなどの推定結果などを、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、分析・検討を行ってきた。そこで得られた知見を基に、実際の公的統計マイクロデータに Synthetic Data の手法を適用して疑似的なマイクロデータを作成するとともに、疑似データを作成する上での課題や、それらのデータを用いて教育等を行う上で検討すべき課題などについて報告する。

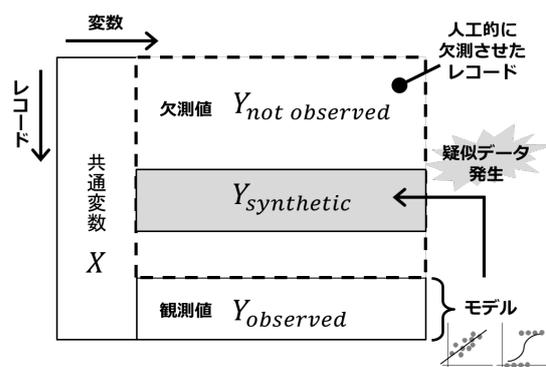
1. モデルベースの手法に基づく疑似データの作成方法の検討

本研究では、事前に集計した統計表と回帰モデルの推定結果を基に、モデルを用いて疑似データを作成する方法 (Synthetic Data) について研究する。具体的には、どの程度まで集計を行い、どのようなモデルを組み合わせれば、秘匿性を確保した上で、元の構造を可能な限り保持した疑似的なデータが作成できるかを検討する。

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。



Synthetic Dataのイメージ



諸外国では既に、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 (Alfons et al. (2011))、実際のマイクロデータから 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))。

2. 全国消費実態調査などのマイクロデータを用いた疑似的なマイクロデータの作成と課題

本研究では、実際の公的統計マイクロデータ (全国消費実態調査、就業構造基本調査など) に Synthetic Data の手法を適用して疑似的なマイクロデータを作成した。その結果、多くのカテゴリ変数 (離散変数) や連続変数については、問題なくデータを生成できるものの、一部の変数などについては、以下の課題があることが示された。

【疑似的なデータを生成する上での課題】

- ・ 欠測値やゼロを多く含む一部の連続変数については、2段階のデータの発生モデル (ロジットモデル+重回帰モデル) を使用する必要があること
- ・ 全体の消費支出とその内訳の支出が整合するように、かつゼロを多く含む支出を適切にモデル化する必要があること
- ・ はずれ値を適切に取り扱う必要があること

また、これらの疑似データを用いて教育等を行う際には、以下の課題があることも示された。

【疑似的なデータを利用する上での課題】

- ・ データレイアウトや変数の説明など、データを利用する上での適切な補助情報が必要であること
- ・ データを使用する上で標準となる教材やモデルケースの必要性

以上の結果の詳細については、当日報告する。

参考文献

- [1] 高部勲, 徳富智哉 (2020) 「公的統計マイクロデータ等に基づく Synthetic Data の作成及び分析の試み」、『ESTRELA』、321、19-24、統計情報研究開発センター
- [2] 山口幸三 (2019) . 改正された統計法と二次的利用の現状と課題, 坂田幸繁編『公的統計情報：その利活用と展望』、中央大学出版部
- [3] Nowok, B., Raab, G. M., & Dibben, C. (2016). synthpop: Bespoke creation of synthetic data in R. *J Stat Softw*, 74(11), 1-26.
- [4] Alfons, A., Kraft, S., Templ, M., Filzmoser, P. (2011). Simulation of close-to-reality population data for household surveys with application to EU-SILC. *Statistical Methods & Applications*, 20(3), 383-407.
- [5] 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.
- [6] Templ, M. (2017). *Statistical disclosure control for microdata*, Springer International Publishing.

外国人労働者の在留資格と賃金・労働時間との関係 —賃金センサスのマイクロデータを用いて—

出島敬久(上智大学) 伊藤伸介(中央大学) 村田磨理子((公財)統計情報研究開発センター)

はじめに

日本では、主要先進国の中でも厳しい少子化の進行により、労働力人口の減少が加速するものと見込まれている。合計特殊出生率はすでに、人口を維持できる水準、人口置換水準を大きく下回り、近年もさらに低下傾向が続いているから、持続可能な経済活動のためには、外国人労働者についての諸条件の検討が求められる。

外国人の労働が拡大したときに労働市場に与える影響について、ミクロ経済学の理論では、条件に応じて異なる結論が導かれている。最も単純な説明は、外国人労働者の増加は、労働供給を増やすことで、市場賃金を低下させるというものである。ただし、この効果は、生産関数において、外国人の労働が自国民の労働と代替的な場合のものである。双方の労働が補完的な場合には、むしろ自国民の労働需要を増やす結果、その賃金を上昇させるという、異なる結論が成立する。したがって、外国人の労働力の拡大が賃金に与える影響については、以上の特性ごとに、実証的な検討が必要である。

そこで、本論では、外国人労働者の賃金が、日本人と比べてどう規定されているかを検証するために、ミンサー型賃金関数を在留資格の違いを考慮して推定する。それにより、労働者と雇用主の属性を制御した上で、在留資格ごとに、外国人は日本人と賃金がどのように異なるのかを明らかにする。

モデル

在留資格の別に、外国人であることが賃金に与える影響は、以下のミンサー型賃金関数を用いて推定される。この関数は、学校教育と就業後の教育訓練に応じて、労働生産性さらに賃金が増加することを表している。当然ながら、労働者と雇用主の属性は、可能な限り制御する必要がある。

$\ln w_i = \beta_0 + \beta_{A1}A_i + \beta_{A2}A_i^2 + \beta_{T1}T_i + \beta_{T2}T_i^2 + \mathbf{X}'_i\boldsymbol{\beta}_X + \mathbf{V}'_i\boldsymbol{\beta}_V + \varepsilon_i$, i : 労働者 i を表す添字
 A_i : 年齢, T_i : 勤続年数, \mathbf{X}_i : その他説明変数ベクトル(教育水準、民公区分、企業規模、産業、地域)
 \mathbf{V}_i : 在留資格ごとのダミー変数ベクトル

$\beta_0, \beta_{A1}, \beta_{A2}, \beta_{T1}, \beta_{T2}, \boldsymbol{\beta}_X, \boldsymbol{\beta}_V$: 各説明変数に関する回帰係数(ベクトルの部分を含む)、 ε_i : 誤差項

データ

厚生労働省が毎年実施する賃金構造基本統計調査(通称・賃金センサス)の個票データを、目的外利用申出に対する承諾をえて利用した。このうち本論では、2019年に関する推定結果を報告する。

ミンサー型賃金関数は、教育訓練等による人的資本投資の成果として、労働生産性と賃金が増加する関係をとらえたものであるため、モデルの被説明変数となる賃金については、単位時間当たりのものが妥当となる。本論で用いる賃金センサスでは、調査月の現金給与総額に、特別給与を月単位の換算したものに加え、調査月の実労働時間で割ることで算出される。

また、ミンサー型賃金関数の推定上の問題を展望したサーベイや多くの先行研究では、男性と女性、正規雇用と非正規雇用で、賃金関数の形状が大きく異なることが指摘されている。そこで、本論では、これら条件で、全サンプルを4分割したサブサンプルごとに推定を行った。

なお、在留資格については、出入国在留管理庁の在留資格一覧表に基づいて、特性が大きく異なるカテゴリーごとに、以下のようなダミー変数を作成した。

- 一の表(就労資格): 外交、公用、教授、芸術、宗教、報道

- 二の表(就労資格、上陸許可基準の適用あり):高度専門職、経営・管理、法律・会計業務、医療、研究、教育、技術・人文知識・国際業務、企業内転勤、介護、興行、技能
- 二の表(就労資格、上陸許可基準の適用あり):特定技能、技能実習
- 三の表と四の表(非就労資格):文化活動、短期滞在、留学、研修、家族滞在
- 五の表:特定活動(外交官等の家事使用人、ワーキング・ホリデー、経済連携協定に基づく外国人看護師・介護福祉士候補者等)
- 居住資格:永住者、日本人の配偶者等、永住者の配偶者等、定住者

推定結果

ミンサー型賃金関数を推定した結果のうち、重要な回帰係数を抜粋したものは、次表の通りである。

説明変数(被説明変数:時間当たり賃金の対数値)	正規男性	正規女性	非正規男性	非正規女性
年齢	0.0431***	0.0225***	0.0156***	0.0076***
年齢の2乗	-0.0004***	-0.0002***	-0.0002***	-0.0001***
勤続年数	0.0252***	0.0273***	0.0020**	0.0091***
勤続年数の2乗	-0.0003***	-0.0003***	0.0003***	0.0000*
在留資格ダミー <リファレンスグループ:日本人>				
一の表(就労資格)	0.1845***	0.2228***	0.2735***	0.4500***
二の表(就労資格)(特定技能と技能実習を除く)	0.0279**	0.05940**	0.1734***	0.1852**
二の表(就労資格)(特定技能と技能実習)	-0.3167***	-0.1825***	-0.2169***	-0.1316***
三の表(非就労資格)と四の表(非就労資格)	-0.0969	-0.1486	0.0547	-0.0642
五の表(特定活動)	-0.2170***	-0.0462	-0.0360	0.1203
居住資格	0.0672***	-0.0716***	0.1040***	-0.0445***
Adj. R ²	0.541	0.375	0.203	0.126
F	15767.752	3546.857	236.721	222.131
N	521053	230261	36006	59681

以上に掲げた回帰係数以外に、モデルで説明した説明変数が導入されている。***、**、*は、それぞれ、回帰係数が有意水準1%、5%、10%で統計的に有意であることを表している。

在留資格が賃金に与える影響について、発見された主な事実は以下の通りである。

第一に、就労資格のうち一の表、二の表の順に、外国人の賃金が日本人よりも高いことが認められる。また、この上昇率は、男性よりも女性、正規よりも非正規の方で大きい。このことは、比較的高度な教育訓練を達成した外国人に限れば、その基準を問わない日本人よりも高賃金となるものと解釈される。

第二に、就労資格のうち、特定技能と技能実習については、外国人の賃金が日本人を大きく下回ることが認められる。なお、この下落率は、女性よりも男性、非正規よりも正規の方で大きい。

結論

比較的高い教育訓練を求める在留資格では、外国人労働者の賃金は日本人よりも高い一方で、特定技能と技能実習に関しては、日本人よりも低賃金での労働が確認された。在留資格により、日本人と比べた賃金の水準が逆転することは、その背後にある代替・補完関係と関連していることが示唆される。

これら特性が賃金に与える要因をより詳細に特定できれば、将来の在留資格やその基準の設定に対して、経済合理性のある根拠を提供することが期待される。

重力モデルによる若年層の大都市から地方への移動要因の解明

早稲田大学理工学術院 基幹理工学研究所 川本晃大

東京大学大学院 情報理工学系研究科 坂本大樹

1. はじめに

人口と経済の大都市一極集中と地方の過疎化は、自然災害に対する都市部の脆弱化や地方における社会持続性の低下など日本社会全体に影響を及ぼす喫緊の課題である。増田（2014）は、特に若年層の地方から大都市への移動がこの原因であると述べ、地方に若年層を呼び込むことの重要性について議論している[2]。また政府は、この課題に対して、「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」を掲げ、若年層にとって魅力的な地方地域を実現することを目指している。そこで、本研究は、大都市から地方へ若年層を誘致するために政府が講じるべき施策立案に貢献するために、平成27年度に収集されたデータを使用して大都市から地方へ移動した若年層を対象に、その移動要因を特定することを目的とする。

2. 分析方法

人口移動の研究において、特に地域間の移動傾向を記述するための方法として空間的相互作用モデルがあり、多くの先行研究は重力モデルに基づく方法を使用している[1, 3]。重力モデルは、人口移動に「移動人口量は、人口が少ない地域間ほど少なく、移動距離が短いほど多い」という法則を仮定した上で、移動人口量をモデル化している。本研究では、大都市を東京23区と政令指定都市、地方を人口20万人以下の市区町村と定義し、重力モデルに修正項を加えた修正重力モデルを使用する。それ以外の市区町村に関係する移動は本研究では考慮しない。そして、平成27年度の20代から40代の大都市から地方への合計3777通りの市区町村ごとの移動パターンに対しモデルのフィッティングを行う。具体的には、その各移動パターンに対し、修正重力モデルの目的変数を各パターンの移動人口量、説明変数を各パターンの移動距離および、移動元・移動先市区町村の人口とその他移動に影響を与えると期待する指標とし、修正重力モデルの各説明変数の偏回帰係数の推定を行う。これらの指標は、

Cadwallader (1996) が人口移動に影響を与えるとして挙げた6つの項目に合わせて選択する

[1]。通常、偏回帰係数の推定は、相関が強い説明変数がある場合、多重共線性を起こしてしまう問題がある。本研究では、多重共線性を回避し、有効な変数選択を可能にするために、Elastic Net 回帰を使用する。最後に、選択された変数と偏回帰係数によって、若年層が大都市から地方へ移動する原因を考察する。

3. 結果と考察

基本変数である移動距離、及び移動元・移動先市区町村の総人口の偏回帰係数は、いずれも人口移動における重力モデルの仮定を満たし、今回の結果の有意義性を示している。また、移動

修正重力モデル

$$\log M_{i,j} = \log \beta_0 + a_1 \log P_i + a_2 \log P_j - a_3 \log D_{i,j} + \beta_1 \log Y_i + \beta_2 \log Y_j + \sum_{n=1}^k \alpha_n \log X_{i,n} + \sum_{m=1}^l \gamma_m \log X_{j,m}$$

$M_{i,j}$: 地域 i から地域 j への移住量
 P_i, P_j : 地域 i と地域 j の人口
 $D_{i,j}$: 地域 i と地域 j の間の距離
 Y_i, Y_j : 地域 i と地域 j の所得
 $X_{i,n}, X_{j,m}$: 地域 i と地域 j の人口移動に関わると期待される指標
 α, β, γ : 各変数に対する重み

元・移動先市区町村の総人口の係数よりも移動距離の係数の絶対値が極めて大きく、人口の多い遠方の都市から若年層を誘致するよりも、近隣の都市から若年層を誘致する方が効果的であるとわかる。その他の変数において、移動元（大都市）の第一産業就業者率、第三次産業就業者率、完全失業率、人口10万人あたりの学校数、人口10万人あたりの福祉施設数、1年間に安全な生活のための活動に参加した人の割合の係数は移動に正の相関があり、これらの値が大きい大都市においては地方への移動が活発に行われると考えられる。一方で、それ以外の移動元（大都市）の変数は、移動に負の相関があり、それらの値が小さい大都市においても地方への移動が活発に行われると考えられる。移動先（地方）においても同様の考察ができる。若年層に絞ることで先行研究と異なる知見も得られた。たとえば、移動元の完全失業者率は移動に対して正の相関があり、荒川ら（2020）と異なる結果となった[3]。これは、特に若年層は雇用機会を積極的に求めて地方に移動するからであると考えられる。

変数名	単位	出典	移動元の変数 (大都市)	移動先の変数 (地方)
移動人口量	人	住民基本台帳人口移動報告	-	-
移動距離（緯度・経度から算出）	km	アマノ経研地理空間データ	-0.569	-
総人口	人	国勢調査報告	0.062	0.069
第一次産業就業者率（対就業者）	%	国勢調査報告	0.135	-0.030
第二次産業就業者率（対就業者）	%	国勢調査報告	-0.061	-0.130
第三次産業就業者率（対就業者）	%	国勢調査報告	0.078	-
完全失業率	%	国勢調査報告	0.016	-0.033
幼稚園・小学校・中学校・高校数	校*	学校基本調査	0.114	0.107
公民館数・図書館数	施設*	社会教育調査報告	0.134	0.042
一般病院数	施設*	医療施設調査・病院報告		
保育所数	施設*	社会福祉施設等調査		
子供を対象にした活動（1年以内に参加した人の割合）	%	社会生活基本調査	-0.044	0.011
スポーツ・文化・芸術に関する活動（1年以内に参加した人の割合）	%	社会生活基本調査	-0.077	-0.032
安全な生活のための活動（1年以内に参加した人の割合）	%	社会生活基本調査	0.062	-0.024
課税所得対象（納税義務者1人当たり）	千円	市町村課税状況等の調	-0.086	-0.043

(※)* (変数×総人口/100,000)により総人口10万人当たりの割合
 (※) 2015年の集計がない社会生活基本調査、市町村課税状況等の調はそれぞれ2016年、2014年に集計されたものを使用

4. まとめ

本研究は、修正重力モデルを用いて、若年層の大都市から地方への移動に影響を与える指標を特定した。筆者らが知る限り、修正重力モデルを用いた日本国内の人口移動に関する先行研究において、Elastic Net 回帰を用いて若者に絞って人口移動を分析したものはない。結果として、重力モデルの仮定に付合する基本変数に加え、若年層の大都市から地方への移動に分析対象を絞ることで、先行研究とは異なる知見が得られた。大局的観点からは、国内における社会システムを分析した結果となり、大都市一極集中と地方の過疎化という社会課題解決に向けた政府の政策立案の裏付けとなる分析として有用である。今後は最新のデータを用いて、新型コロナウイルスの拡大後の若年層の大都市から地方への移動要因を同様の手法で調査し、パンデミック前後で移動要因がどのように変化したか、またその原因は何かを特定することを目指す。

参考文献

- [1] Cadwallader, M. T. (1996). *Urban geography: An analytical approach*. Prentice Hall.
- [2] 増田寛也編. (2014), 『地方消滅』, 中央公論新社.
- [3] 荒川清晟・野寄修平. (2020), 「大都市から地方への移住における社会経済的要因の影響-Elastic net 回帰を用いたポアソン重力モデルによる分析-」, RIETI Discussion Paper Series 20-J-033.

地域的異質性を考慮した所得格差と世代間階層移動に関する実証分析

LI Yapeng (立命館大学・院)

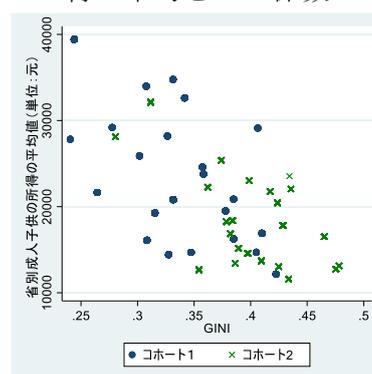
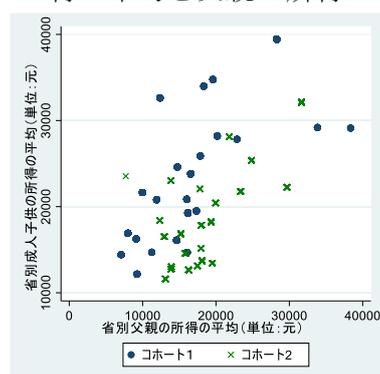
1.はじめに

近年、世代間所得弾力性の問題について、多くの関心が寄せられている。世代間所得弾力性とは親世代の所得による子供世代の所得への影響力を示しており、この値が高いほど貧困家庭の子供は貧困状態から抜け出せず、より高い社会階層への移動機会が減少するものと考えられる。Krueger (2012) は OECD を研究の対象とし、所得不平等が大きくなると世代間所得弾力性が増加することを提示した。この現象について、彼は「グレートギャツビーカーブ」と名付けている。しかしながら、各国の制度や文化的背景などにより、このような傾向は異なるものと想定される。Nam (2021) はアメリカを研究対象とし、子供の在住地域による「グレートギャツビーカーブ」の傾向の相違が存在することを確認した。発展途上国を対象とする研究では、Fan et al. (2019) が中国の経済発展に伴い、所得不平等が拡大し、世代間所得弾力性が高まっていることを発見した。本報告では、直近のデータを利用して所得不平等と世代間所得弾力性の関係についてどのような変化が生じているか、地域による影響は存在するかなど、モデルの特定化を含めて検討を行う。

2.データの処理と特徴

本研究は中国家庭追跡調査 (China Family Panel Studies, CFPS) データを利用する。これは北京大学主導で 2010 年から 2018 年まで二年ごとに調査が行われたものであり、マイクロデータが利用可能となっている。世代により成長過程における社会経済情勢が異なることから、世代間所得弾力性も世代により異なることを想定し、本研究では 2 つのコホートに分ける。中国の義務教育法の頒布年 1985 年の前後について、1975 年から 1984 年の間に生まれたケースをコホート 1、1985 年から 1994 年の間に生まれたケースをコホート 2 と定義する。そして、各コホートの若年時の所得不平等を表す指標としてジニ係数を利用し、コホート 1 とコホート 2 に対して 1995 年の省別ジニ係数と 2005 年の省別ジニ係数をそれぞれ対応づけた。ただし、山東省と吉林省のジニ係数は入手できないため、両省を除外して分析を行う。所得に関しては、中国統計年鑑から取得した消費者物価指数により 2009 年を基準年として実質化を行う。以下の図 1 と図 2 はコホート別の省別の成人

図 1 コホート別に省別成人した子供の所得の平均と父親の所得
図 2 コホート別に省別成人した子供の所得の平均とジニ係数



した子供の平均所得と父親の所得の相関関係、および成人した子供の平均所得とジニ係数の相関関係を反映している。図1において、コホート2の方は平均年齢が低いため、所得水準はコホート1と比べて低いが、全体的には父親の所得と子供の所得は正の相関関係にあることが示されている。図2では、いずれのコホートについても、ジニ係数と成人した子供の所得はマイナスの相関関係を持っている。

3. 分析方法

分析モデルとして、まず、 i は世帯を意味し、被説明変数は自然対数を取った子供の所得 (\ln_income_i) である。主な説明変数は自然対数を取った父親の所得 ($\ln_fa_income_i$)、ジニ係数 ($gini$)、ジニ係数と父親の所得の交互作用項 ($gini * \ln_fa_income_i$) である。併せて、子供と父親の年齢 (age_i, fa_age_i) とその二乗 ($age_s_i, fa_age_s_i$) などによりコントロールする。モデルの形は以下である。

$$\ln_income_i = \beta_0 + \beta_1 \ln_fa_income_i + \beta_2 gini + \beta_3 (gini * \ln_fa_income_i) + \beta_4 age_i + \beta_5 age_s_i + \beta_6 fa_age_i + \beta_7 fa_age_s_i + \varepsilon_i$$

4. 結びにかえて

表1は、コホート別に推定したOLSに基づく限界効果の結果である。5%の水準において、所得不平等を示すジニ係数と父親の所得は有意である。全体的には、所得不平等が増加すると子供の所得が減少する。そして、父親の所得が高いほど子供の所得も高くなる傾向がみてとれる。コホートの違いについては、各係数の符号は同じであるが、係数の大きさが変化している。コホート1(1975年前後生まれ)のケースと比べ、コホート2(1985年前後生まれ)では、所得不平等の影響がやや弱まり、世代間所得弾力性は減少傾向にある。本報告では、モデルに改良を加え、所得不平等による世代間所得弾力性への影響(ギャッピーカーブの存在の有無など)を報告する予定である。

表1 OLSに基づく限界効果

	evaluation point	cohort=1			cohort=2		
		margin		se	margin		se
gini	0.360	-3.613	***	0.563	-1.927	***	0.433
ln_fa_income	9.200	0.313	***	0.028	0.170	***	0.026
fa_age	50.000	0.036	*	0.022	0.004		0.005
age	25.000	0.135	***	0.041	0.137	***	0.007

参考文献：

- Alan B. Krueger. (2012). The Rise and Consequences of Inequality in the United States. *Presentation Made to Center for American Progress, January 12.*
- Jaehyun Nam. (2021). Does Economic Inequality Constrain Intergenerational Economic Mobility? The Association Between Income Inequality During Childhood and Intergenerational Income Persistence in the United States. *Social Indicators Research, 154(2)*, 469-488.
- Fan, Yi., & Junjian Yi., & Junsen Zhang. (2021). Rising Intergenerational Income Persistence in China. *American Economic Journal: Economic Policy, 13(1)*, 202-30.

「全国の人流オープンデータ」による観光地の滞在者数の経年比較分析

大井 達雄（立正大学）

1. はじめに

人流データが観光地の分析に使用されて以降、概ね 10 年が経過する。この間、学術研究だけでなく、観光振興においてもさまざまな分析が行われたものの、その成果については質量とも十分ではない。その理由の 1 つとしてデータそのものが高価であり、誰でも簡単に分析できる環境にないことがあげられる。特に時系列分析を行うには、ハードルが上がる傾向にあった。このような現状に対し、国土交通省は「全国の人流オープンデータ」(<https://www.geospatial.jp/ckan/dataset/mlit-1km-fromto>) を公表している。人流データに対するアクセスが格段に向上し、今後、さまざまな分野で研究成果が期待できる。本報告では埼玉県北部に位置する熊谷市と深谷市を対象とし、滞在者数の経年比較分析を行い、結果の紹介とともに、データの有用性を検証することを目的としている。

2. データ、ならびに観光地の内容

国土交通省の「全国の人流オープンデータ」は、携帯電話の位置情報を使用して株式会社 Agoop が作成した換算人口値を公表したものである。データは日本全国を対象とし、2 種類存在する。まず滞在人口 1km メッシュデータであり、月別の 1km メッシュごとの換算人口値（平均値）を示す。次に滞在人口 From-To データであり、4 つの流入パターンで市区町村単位の月別の換算人口値（平均値）を推計している。4 つのパターンとは、①自市町村と同一の市区町村、②自市町村と同一の都道府県で、かつ自市区町村とは異なる自市区町村、③自市区町村と同一のブロックでかつ他の都道府県、④自市区町村と異なるブロックである。

時間帯は、昼（11 時台～14 時台の平均）、深夜（1 時台～4 時台の平均）、終日（0 時台～23 時台の平均）の 3 区分である。平休日も同様に、平日、休日、全日の 3 区分である。2022 年 5 月時点で 2019 年 1 月から 2021 年 12 月までの 3 年間のデータが提供されている。ただしプライバシー保護のため換算人口値が 10 人未満のメッシュについては公表していない。

分析の対象として埼玉県北部に位置する熊谷市と深谷市を選定した。熊谷市では、ラグビーワールドカップ 2019 日本大会の開催に伴い、熊谷ラグビー場において 3 試合が実施され、国内外から多くの観客が訪れたことが知られている。その後は新型コロナウイルス感染症などの影響もあり、大きな落ち込みがみられる。深谷市は渋沢栄一を題材とした大河ドラマ「青天を衝け」の舞台地である。渋沢栄一記念館などの関連施設に多くの観光客が訪れている。両市において、データ提供期間に一定の観光振興の効果が存在したことが考えられ、同時に経年変化の実態が把握できる。

3. 分析結果

熊谷市と深谷市に位置する 286 の 1 kmメッシュの結果をまとめたものが図 1 である。図 1 では 1km メッシュの滞在人口の月別の平均値（全日・昼）を取り上げ、2019 年を基準年とし、2020 年（図 1-a）と 2021 年（図 1-b）の各月の増減率の平均値を計算している。い

パーソントリップ調査からみた属性別の職住分布特性の分析

栗原 由紀子 (立命館大学)

坂田 幸繁 (中央大学)

1. はじめに

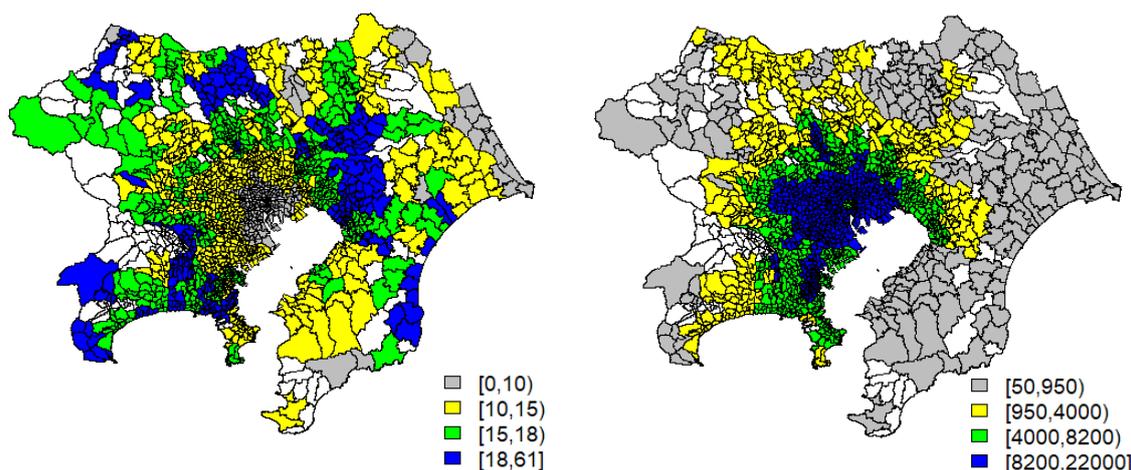
都市圏の人口分布において、雇用の郊外化の進展に伴い職住分布にも変化が起こっている可能性がある。稲垣(2016)では、大阪市では職住分離が進んでおり、雇用の郊外化とともに都心に居住する若い世代が郊外に通勤する傾向があることを明らかにしている。谷(2002)は、東京都市圏において、都区部住居者が分譲マンションなどに住むことで、若年世代では県外からの通勤率が低下し職住近接傾向が強まっていることを指摘している。また、Levine(1998)では、低中所得層については、入手可能価格の住宅が勤務地の近くにある場合において通勤時間を減らす可能性などを示している。これらを背景として、本研究では、東京都市圏を対象として職住分布に関して、特に通勤距離と居住環境のトレードオフ関係について、属性別の特性を捉えることを目的としている。

2. 利用するデータと分析モデル

図1には、H30年東京都市圏パーソントリップ調査のデータに基づいて示した平均トリップ長の地域分布が示されている。東京都心ほど距離が短く、都心から離れるほど距離が長い傾向がみてとれる。これに対して、居住密度(図2)では、都心ほど居住密度が高く、都心から離れるほど低い状態にある。すなわち、通勤距離と居住環境にはトレードオフ関係が想定されるが、属性別にみた場合に、それらの傾向は異なる可能性が想定される。

図1 平均トリップ長(km)

図2 居住密度(人/km²)



(出所) 東京都市圏 PT 調査, 国勢調査, 国土地理院の各ウェブサイトより著者作成

(注) 図1は、男性, 2次産業・3次産業に関するトリップ数による加重平均である。

3. SUR モデル分析結果の概要

通勤距離と居住環境のトレードオフ関係を捉えるため、SUR モデル (Zellner's Seemingly Unrelated Regression) を用い、説明変数としては、通勤距離を特定するモデ

ルと居住環境を特定するモデルの両方に対して同じ変数を適用する。具体的には、中心市ダミー、年齢3区分、産業2区分、所得3区分の全ての交互作用項を用いる。また、市区町村間のトリップ数をウェイトとして用いる。

図3および図4には、SURモデルの結果を用いて各被説明変数の予測値を算出し、散布図によりトレードオフ関係を表現したものである。とくに、顕著な相違がみられた所得区分別にマーカーの種類を変えている。

郊外勤務の場合には(図3)、全体として人口密度が低い地域ほど平均トリップ長が短い傾向にある。その内訳としては所得層が低いほど人口密度が低く平均トリップ長も短い傾向にあり、高所得ほど人口密度が高く平均トリップ長が長い傾向にある。中心市勤務の場合(図4)、全体として人口密度が高い地域ほど平均トリップ長が短い。所得別による傾向としては、人口密度によらず、低所得で平均トリップ長が短く高所得で平均トリップ長が長い傾向にある。すなわち、住環境の選考と通勤距離との関係は、勤務地の特性とともに所得により異なることが推察される。

本報告では、居住環境を捉える指標として、人口密度のほかに、昼夜間人口比率、昼夜間従業者比率、平均公示価格(住宅)などを用いた場合の結果の相違などを検討する。

図3 SURモデルによる

所得・年齢・産業別予測値(郊外勤務)

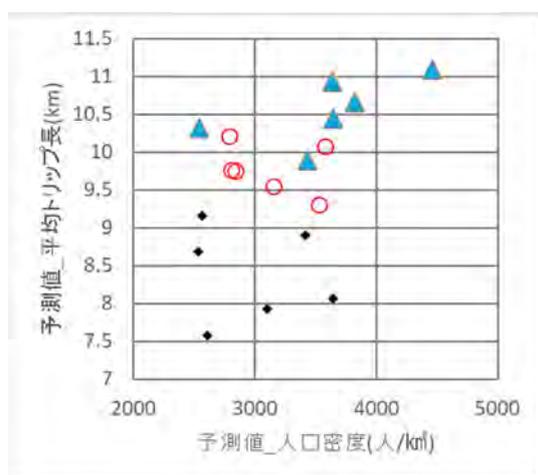
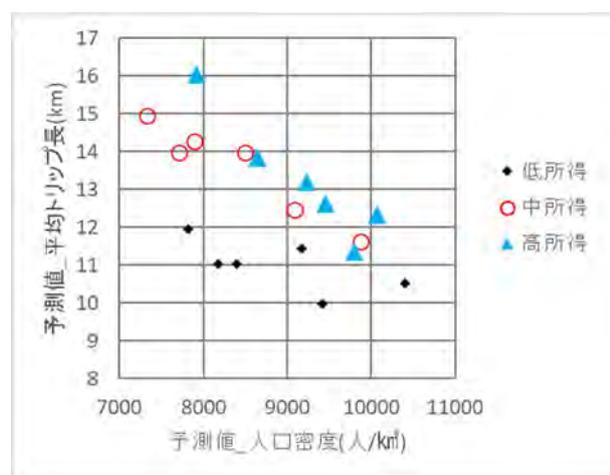


図4 SURモデルによる

所得・年齢・産業別予測値(中心市勤務)



(出所) 東京都市圏 PT 調査, 国勢調査, 国土地理院の各ウェブサイトより著者作成

[参考文献]

- [1] 稲垣稜 (2016), 「大阪市都心部における職住関係の変化—大阪市福島区を例に—」『人文地理』第 68 巻第 2 号, 149-171.
- [2] 谷 (2002), 「1990 年代の東京大都市圏における通勤流動の変化に関するコーホート分析」, 『地理学研究報告』, 埼玉大学教育学部, 22 号, pp.1-21.
- [3] Levine(1998), “Rethinking Accessibility and Jobs-Housing Balance” *Journal of the American Planning Association*, 64,2, pp.133-149.
- [4] 国土交通省国土地理院ウェブサイト, 先刻都道府県市区町村別面積調
- [5] 第 6 回東京都市圏パーソントリップ調査(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より)
- [6] e-Stat ウェブサイト, 平成 22 年国勢調査

生計費測定指標としての生活扶助相当 CPI の問題点と

生存権裁判の状況

鈴木 雄大（北海学園大学）

はじめに

厚生労働省は 2013 年 8 月から 2015 年 4 月の期間に、3 回に分ける形で、平均 6.5%、最大で 10% の生活保護基準の引下げを実施した。この引下げの根拠のひとつとされ、引下げ幅の大部分を占めたのは「デフレ調整」である。これは、デフレ傾向が続く中で生活扶助基準が据え置かれてきたことによって、生活保護世帯の可処分所得が実質的に増加したとして、可処分所得の実質的増加分に相当する生活扶助基準の引下げを目的としたものであった。この引下げにおいて「物価下落率」を測定した指標として利用されたのは、厚生労働省が独自に算出した「生活扶助相当 CPI」であった。

生活扶助相当 CPI の品目数、ウエイト、計算方法に関する種々の問題点については上藤会員による論文¹および意見書²において詳細な検討がされている。本報告では、生活保護世帯と CPI のウエイトとの消費実態の相違という観点を中心に、生活扶助相当 CPI の問題点を明らかにする。

1. 生計費測定指標としての生活扶助相当 CPI

生活扶助相当 CPI は、デフレ傾向が続く中で生活保護基準が据え置かれたことによって生じた、生活保護世帯の可処分所得の実質的増加分を測定する指数とされていた。この目的に利用される指数は、物価上昇に対して生活保護世帯の生活を保障するという、「スライド制」の考え方に合致する性格を持った指数でなければならない。したがって、この指数は生活保護世帯の消費実態に対応した品目、価格、ウエイト等を用いて算出されなければならない³。生活扶助相当 CPI は総務省 CPI の品目別価格指数とウエイトを用いて算出されており、そのウエイトは家計調査における二人以上世帯の消費支出から作成されたものである。

2. 生活扶助相当 CPI の算出方法と問題点

生活扶助相当 CPI は概ね以下の方法で算出されている。

- ・生活扶助相当 CPI は 2008 年から 2011 年を対象として、その変化率を算出している。
- ・品目別価格指数、およびウエイトは総務省 CPI のものを使用している。
- ・ウエイトは 2010 年のデータを使用している。

¹ 上藤一郎（2014）「厚生労働省の生活扶助相当 CPI をめぐる一考察」、『統計学』第 106 号，経済統計学会。

² 上藤一郎（2017）「生活扶助相当 CPI の理論的性質と政策課題に対する適用可能性」，生活保護基準引下げ違憲訴訟意見書。

³ 鈴木（2018）『消費者物価指数の課題と方法』，創成社。同様の問題意識だが，本件では生活保護世帯のそれが問題となっていることから「非消費支出」については考慮していない。

- ・指数算式は 2008 年～2010 年が厚生労働省の独自の方法（結果としてパーシェ式と等価）、2010 年～2011 年がラスパイレス式である。
- ・総務省 CPI の対象となる品目（2010 年基準は 588 品目）から、「生活扶助以外の他扶助で賄われる品目」、および「原則生活保護受給世帯には生じない品目」（非生活扶助相当品目、71 品目）を除いた品目（517 品目）のみから指数を算出している。
- ・「非生活扶助相当品目」の除外によりウエイトの合計は 10000 ではなくなるが、除いた品目以外の品目全体で 10000 となるように、CPI のウエイトに比例して再配分している。
- ・2010 年のウエイトに対し、2008 年において価格データのない品目は 32 品目におよび、指数の算出ではこれらの品目は除外されている。

以上の点を、求められる指数の性質と比較して一覧にすると以下のとおりである。

※表中の記号はそれぞれ、○は要求を満たす、△は要求を一部満たす、×は要求を満たしていない、××は、使用可能なデータが存在するなど、評価のための算出が可能であるにもかかわらず実施していないことを表す。

表

① 対象集団の設定	××	家計調査のデータを用いているため、生活保護世帯とは全く別の集団を対象としている。
② 対象品目の設定	△	「非生活扶助相当品目」を除外しているが、そもそもの品目の選定は家計調査に基づいている。つまり、一般世帯の消費構造を前提に選定されたものである。要求を一部満たす。
③ 品目を代表する銘柄の設定	×	家計調査のデータをそのまま使用しており、全く調整が実施されていない。要求を満たしていない。
④ 指数を算出する際に用いる価格の特定	×	家計調査のデータをそのまま使用しており、全く調整が実施されていない。要求を満たしていない。
⑤ ウエイトの設定	××	家計調査のデータをそのまま使用している。
⑥ 指数算式の決定	××	統計局 CPI と同一の手法ではなく、異なる指数算式を併用した厚生労働省独自の指数を用いている。最良指数等の、理論的裏付けもない。

3. 生存権裁判の状況

生活保護基準引下げ違憲訴訟は、全国 29 の都道府県で争われている。2022 年 7 月末時点では、名古屋、大阪、札幌、福岡、京都、金沢、神戸、秋田、佐賀、熊本、東京、の各地裁で判決が言い渡され、勝訴は大阪、熊本、東京、の 3 地裁である（敗訴は 8 地裁）。当初は「全国統一書面」での主張・立証であったものが、複数の敗訴判決を受けて見直し・組み上げが進められている。大会では、富山、札幌などを例に、より詳細に報告するとともに、判決の要点についても報告する予定である。

北陸新幹線金沢延伸前後の北陸 3 県の人口移動 —最近の人口移動統計活用の可能性—

丸山 洋平(札幌市立大学)

1. 問題意識と研究目的

2015 年 3 月の北陸新幹線金沢延伸から 7 年が経過した。延伸区間の沿線都市のうち、とりわけ金沢市では交流人口急増等の開業効果が発現し、「金沢独り勝ち」の論調も多く見られる。延伸が地方創生政策の始動期と重なったことも相まって、社会資本整備がもたらす地方創生の好例としても着目を浴びてきた。金沢市における開業効果には既に多くの検証があるが、それらは交流人口変化に着目しており、居住人口変化の検証は十分ではない。地方創生が各地域の人口減少に歯止めをかけ、東京圏への人口一極集中を是正することを目指している点からも、延伸による人口移動変化と、その結果としての居住人口分布変動の実態を明らかにすることは重要である。こうした問題意識に基づき、本研究は北陸 3 県および県内市町村を対象として、北陸新幹線金沢延伸前後における人口移動傾向の変化を明らかにすることを試みる。

2. 分析方法

(1)北陸 3 県市町村の人口移動数推定

人口移動数は「住民基本台帳人口移動報告(以下、住基移動)」、男女年齢 5 歳階級別人口は「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」(以下、住基人口)を利用する。住基移動で継続してデータの得られる日本人移動数を分析対象とするが、市町村別に転入元・転出先都道府県別の移動数両方が得られるのは 2012 年以降である。このデータは移動数が 1~9 人の場合に秘匿処理がなされる。2018 年以降は外国人移動数が表章されるようになり、それが秘匿に該当すると移動総数及び日本人移動数も秘匿されるため、日本人移動数の秘匿処理が大幅に増加することになった。それにより県庁所在市でも東京圏との転入数と転出数が得られない状況が生じている。そこで本研究では IPF 法による収束計算によって、秘匿されている移動数を推定することとした。転入、転出の OD 表ともに住基移動で移動数が秘匿されているセルについて、2020 年国勢調査の 5 年前常住地別移動数による比率を収束計算の初期確率分布として利用している。なお分析対象は Covid-19 感染拡大以前である 2012~2019 年とし、延伸前の 2012~14 年、延伸直後の 2015~17 年、その後の 2018~19 年の 3 期間で移動数を集計する。

(2)モビリティ比とモビリティ比相対較差

人口移動の発生確率である人口移動率は性・年齢によって異なっており、人口移動の実数変化とその地域間差異は地域の人口構造(年齢構造、人口規模)の影響を受ける。そのため実数変化だけでは人口移動の本質的な変化を把握できない。そこで本研究では人口移動傾向の変化の分析指標として、小池(2017)のモビリティ比を用いる。これは間接標準化によって、人口移動の実数変化から人口構造変化の影響を取り除いた、男女・年齢を包含した全般的な移動傾向を示す指標である。間接標準化の標準化率を住基移動による 2012 年の全国県間移動率(男女年齢 5 歳階級別)とする。これを各年別に各地域の住基人口による男女年齢 5 歳階級別人口に乗じて標準化移動数を算出し、それと実績移動数との比が各移動流のモビリティ水準となる。この各モビリティ水準を 2012~14 年値で除すことで、各移動流の 2012~14 年を基準にしたモビリティ比に変換する。モビリティ比が 1 を上回っていれば 2012~14 年よりもモビリティ水準が高く、1 を下回っていれば低いことを意味する。小池(2017)はモビリティ比を用いて東京圏の都心回帰を分析しているが、分析期間中に全国的なモビリティ変動が生じるため、特定地域のモビリティ比の変化だけで

は、人口移動傾向の変化の地域特性を捉えられないという問題がある。そこで本研究では全国県間移動モビリティ比に対する地域別各移動流のモビリティ比の乖離率であるモビリティ比相対較差を算出し、モビリティ比と併せて分析に用いることとした。モビリティ比相対較差が0を上回っていれば全国的なモビリティ変動よりも変化が大きく、0を下回っていれば小さいことを意味する。

3. 分析結果

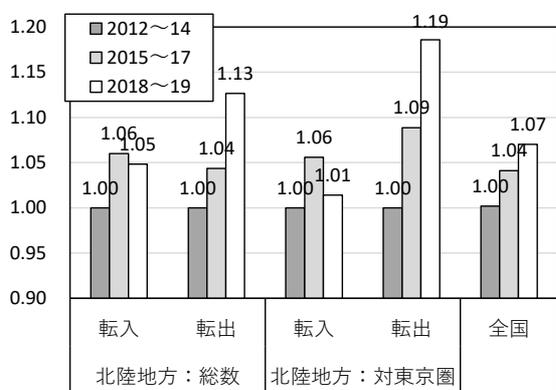
図1に北陸地方の転入・転出モビリティ比について、総数と対東京圏の値、そして全国県間移動のモビリティ比を示している。全国モビリティ比は3期間で上昇している。北陸地方の転入モビリティ比は、2015～17年では全国よりもやや大きいが2018～19年にかけて低下しており、対東京圏の方が低下は大きい。転出モビリティ比は全国と同様の変化であるが、その値はとりわけ2018～19年で大きく、さらに総数よりも対東京圏の方が大きい。北陸新幹線延伸直後の2015～17年は転入転出ともに活発になるが、転入の拡大はその期間にしか表出せず、転出は拡大を続けるために北陸地方全体として転出超過が拡大する傾向が明確に見られる。そして、その傾向は対東京圏でより顕著になる。表1には北陸地方および3県と主要沿線都市(2023年敦賀延伸予定を含む)について、東京圏との転入転出モビリティ比相対較差を示している。転入を見ると、いずれも2015～17年よりも2018～19年が縮小している。転出では、2015～17年よりも2018～19年が拡大する傾向が敦賀市を除いて確認できる。主要沿線都市のほぼ全てで北陸地方全体と同様のモビリティ変動が見られ、やはり北陸新幹線延伸により東京圏への転出超過傾向は拡大し、その北陸地域内の地域較差は拡大したと言える。

4. 考察

秘匿される移動数を推定し、モビリティ比によって人口移動傾向の本質的变化を分析することを通して、概ね北陸地方全体を通して北陸新幹線金沢延伸直後は転入・転出ともに活発化すること、その後は転出超過傾向が強まり、それは東京圏に対して顕著に表れていることが示された。人口移動傾向の変化という点では、「金沢独り勝ち」というよりも北陸地域内の転出転入の地域較差拡大と見た方が良いだろう。東京圏への転出モビリティが拡大を続ける中で、東京圏からの転入モビリティ比が縮小している点は、北陸新幹線金沢延伸による居住人口増加促進効果が延伸直後にしか表出しておらず、東京一極集中をより強めてしまっており、結果的に社会資本整備が人口減を加速させることになった実証分析結果として、本研究の政策的含意と言えるものである。

【引用文献】

小池司朗(2017)「東京都区部における「都心回帰」の人口学的分析」『人口学研究』第53号, pp.23-4.



資料：住基移動、住基人口、国勢調査

図1：北陸地方の転入・転出モビリティ比

表1：北陸3県と主要沿線都市の対東京圏
転入・転出モビリティ比相対較差

	転入モビリティ比相対較差		転出モビリティ比相対較差	
	2015~17年	2018~19年	2015~17年	2018~19年
北陸地方	0.014	-0.053	0.045	0.108
富山県	0.029	-0.068	0.057	0.094
石川県	0.019	-0.031	0.037	0.105
福井県	-0.028	-0.075	0.043	0.140
富山市	0.034	-0.036	0.026	0.080
高岡市	0.035	-0.057	0.113	0.050
黒部市	0.103	0.043	-0.011	0.233
金沢市	0.025	-0.038	0.048	0.106
福井市	-0.041	-0.110	0.046	0.124
敦賀市	0.103	0.043	-0.098	-0.126

資料：住基移動、住基人口、国勢調査

合衆国の統計品質論の検討－FCSM「データ品質枠組み」報告を材料に－ 伊藤 陽一（東北・関東支部）

1. はじめに－報告の課題と背景¹

- 1) この報告の課題は、合衆国におけるデータ（統計）品質論の状況・諸問題を(2020) “Framework on Data Quality”－FCSM-20-04 を出発点にして紹介・検討すること。
- 2) 報告者は、今日、一国あるいは国連や EU 等の統計機関のあるべき姿は、①統計倫理、②政府統計の基本原則（+国際統計原則）、③統計品質論、によって支えられ、④政府統計（公的統計）の価値論が、全体を補強しており、⑤これらが機関の全構成員によって消極的・受動的ではなく、自覚的・積極的に追求され、⑥これらの前進を保証する組織体制が、強力なリーダーシップの下に整えられている形、と考える。①は国際的・国内的に一定の論議があるが定式化には進んではいない。各国の事情や、倫理の捉え方の複雑性、一部は②や③で示されているからか。②は国連が定めており、これを各国が引用し、遵守しようとしている。④には UNECE の 2018 年の文書²がある。
- 3) ③の統計品質論は、1990 年代の初めまでは、各国の個別の公的統計データの品質を論議していたが、2000 年代に入ると、「政府(公的)統計の品質に関するヨーロッパ会議」の 2 年毎の開催、カナダなどヨーロッパや英連邦先進諸国の先導があり、これに国連諸機関と OECD) が加わっている。その検討対象はデータ作成のプロセス論へ、品質報告へ、また統計体制論にまで広がり、実践指導的詳細に至っている。統計環境・情勢の変化や IT 技術活用の必要の中、「統合データ」（行政資料や民間のビッグデータ等の活用）も焦点である。2012 年に国連の品質保証枠組みが定められ 2019 年の拡大版³ が国際基準の 1 つであるが、各地域・各国の事情にそって論議は継続・拡大中である。
- 4) 一方で、企業・事業の管理において、情報データが資産とみなされ、関連情報の管理－作成・配布・貯蔵－が重視され、「公的統計の品質論」と離れて、データマネジメント、データガバナンス、データ品質評価等々が広く論議されるようになってきている。
- 5) この中で、1980～90 年代に統計の国際論議や統計品質報告等で先導的位置にあった合衆国での状況の紹介・検討が日本では不足している。材料の書を入力として始めたい。

2. 報告書 FCSM-20-04 の経過的位置

- 1) 連邦統計方法委員会（FCSM：Federal Committee on Statistical Method）は、OMB の統計問題を扱う OIRA（Office of Information and Regulatory Affairs）の委員会。30 名余の連邦統計機関の統計家が委員。合衆国の統計基準的冊子を発行してきた。
- 2) 報告書は、要約、本文、付録 A：データ品質の追加的背景、付録 B：統合化データの正確性と信頼性、からなる(iii+85 ページ)。付録 A で経過をみれば以下になる。
▼2001 年時点では、データ品質は、正確性、適合性、適時性、アクセス可能性で検討され、特に正確性が焦点、▼2001 年に「情報品質法」の制定があり、2002 年に OMB は、この法のガイドラインを発行、▼2010 年代半ばで、統計目的のための非統計データとの統合データの利用の拡大、▼2017 年に CNSTAT が、単一のセンサス・調査・行政記録出所に代えて、多様な政府・民間の多様な出所の組み合わせへの連邦統計のパラダイムシフトをふまえて 2 報告書、▼以後現在まで、非統計データの利用拡大を支援する連邦統計の取り組みと、これら新しいデータ製品の品質を様々の機関が検討しており、▼ICSP（Interagency Council on Statistical Policy）は 2018 年に異なる出所からのデータの誤差拡大の可能性を念頭に、それら統計の限界を明確にする等の原則を提起。
- 3) 連邦統計の現在の諸問題に対応した重要文書。入口になる文献の第一候補だろう。

¹ 報告者は、厚生労働省統計不正があった 2019 年の全国研究大会（東北学院大学）で「統計専門家の倫理の国際的展開－特に合衆国を素材にして」を報告した。今回は、繰り返された国交省統計不正問題を念頭においている。

² UNECE(2018) (2018) “Recommendations for Promoting, Measuring and Communicating the Value of Official Statistics”

³ United Nations National (2019) *Quality Assurance Frameworks Manual for Official Statistics Including recommendations, the framework and implementation guidance*, Series M.No.100

3. この報告書の目的と内容概略

- 1) 統計品質に限定せず、政府が提供するデータ一般の品質論をめざしている。
- 2) 報告書の目的は、▼すべてのデータの品質を認定する品質分野と次元の提示、▼各次元への脅威、▼これらの認識手段、▼脅威緩和する手段、▼データ品質の有効な報告の促進、等のガイド。多くの品質論議は、調査以外の出所の品質脅威には不足、と言う。
- 3) 分野と次元は表のとおり。国連その他の統計品質論が 10 前後の次元の並列であるのに対し、この報告はデータ品質の 11 次元を 3つの分野に区分している。この分野区分は「情報品質法」（2001 年）を基礎にしている。

表 データ品質の分野・次元・定義

分野 (Domain)	次元 (Dimension)	定義 (Definition)
有用性 Utility	適合性 Relevance	適合性とは、データ製品が、現在と将来の利用者のニーズを満たすことを対象にしているかどうかである。
	説明責任 Accessibility	アクセス可能性は、データ利用者が、理解可能な形態とフォーマットで機関の製作物を入手できる容易性に関係する。
	適時性 Timeliness	適時性は、データが述べる出来事あるいは現象の時点と、データが利用可能になる時点の長さである。
	時間厳守性 Punctuality	時間厳守性は、データ発表の計画目標日からの実際のデータ発表時点の遅れで測定される。
	粒度 Granularity	粒度は、主要なデータ要素で利用可能な区分の総量のことである。粒度は時間単位、利用可能な地理的詳細のレベル、あるいは、いくつかの属性（例えば、人口学的、社会経済的）のいずれかであれ利用可能な詳細の総量である。
客観性 Objectivity	正確性と信頼性 Accuracy and reliability	正確性は、データ製品からの推定値の真の値への近接度を測る。関連する概念は信頼性であり、これは、同じ現象が同じ条件下で 1 回以上測定あるいは推定されたときの結果が一貫性を持つとして特徴づけられる。
	整合性 Coherence	整合性は、データ製作物が、共通の定義、分類、および方法論的過程を保持し、外部の統計基準に一致し、他の関連するデータとの一貫性や比較可能性を維持能力として定義される。
インテグリティ Integrity	科学的インテグリティ Scientific integrity	科学的インテグリティは、客観的なデータ製品を作成し、配布するために科学的基準や確立した科学的方法を遵守することを保証し、それら製品が不当な政治的影響から保護される環境のことである。
	信用性 Credibility	信用性は、利用者が単純にデータ作成者の資格や過去の実績に基づいて、データ製品に抱く信用(confidence)を特徴づける。
	コンピュータと物理的安全 Computer And physical security	データのコンピュータと物理的安全は、情報を収集、作成、分析および開発プロセス全体にわたって、情報が、不正行為あるいは改ざんによって損なわれないことを保証するために、無許可のアクセスや改訂を保護することである。
	秘匿性 Confidentiality	秘匿性とは、権限のない者に情報を開示しない義務としての情報の品質または状況のことである。

4 報告者コメントと検討すべき点（暫定的）

- 1) この報告は、連邦統計（または各国の公的統計）が抱える現在の問題—統計調査以外の出所：行政データ、民間データ（ビッグデータ他）の活用を十分に意識し、国連やヨーロッパの文献、過去 20 年間ほどの合衆国での統計品質をめぐる OMB 文献や分厚い論議をふまえた報告書であり、現時点の合衆国の情報（統計）品質論の代表文献とみうる。とはいえ、経過や周辺状況には、多くの予備知識と検討が必要だろう。
- 2) 分野分類と次元設定は、独自提起として興味深い。3 区分—特に非常に重要な integrity は、データの品質ではなく作成機関への影響ではないか、granularity は「有用性」分野か、次元自体、次元の分野への配分等、なお検討を要する。
- 3) この書の指示が BLS 等でどう具体化され品質報告に至るか、また ASA 等アカデミーでの受け入れ状況、など本報告に備えたい。更にトランプ現象との社会的整合性は？

文献 ●United Nations(2021) “Quality Management” chap.7(pp.157-193) in Handbook on Management and Organization of National Statistical System- 4th Edition of the Handbook of Statistical Organization (和訳)事務局「第7章 品質の管理—その1、その2、その3」『政府統計研究部会 NL』No.46.47.48)。●伊藤陽一(2022)「合衆国における品質枠組み—FCSM:データ品質枠組み (2020.9)を材料にして」『政府統計研究部会 NL』No.48

マルチタスクとしての家事関連時間

平井 太規（立教大学）

はじめに

家事や育児、介護、看護、買い物などの家事関連行動を誰がどの程度、どのような条件下で実践しているかは、家族生活の実態を解明する上で重要な指標のひとつである。『社会生活基本調査』はそうした要請に応える貴重な生活時間データであり、家事関連時間の「量的」な側面を詳細に描き出してきた点で多大な貢献を果たしている。その一方で、家事関連時間の「質的」な部分については、まだあまり研究されていない。

というのも、『社会生活基本調査』の統計として公表されているデータのほとんどは「主行動」としての時間であるからである。「主行動」とは、ある一定の時間帯において主たる行動として活動していたものである。しかし、人々は同時時間帯に複数の行動を同時に行うこともある。つまり、主たる行動に準じた副次的な活動としての「同時行動」もある。

『社会生活基本調査』では、2001年調査より調査票Aと調査票Bの2つの調査票が使用されるようになり、調査票Bにおいて「主行動」と「同時行動」の双方が集計されるようになり、人々の行動とその時間構造をより立体的に把握することが可能になった。その意味で、生活時間の「量」のみならず、「質」についての研究の可能性も広がった。とはいえ、家事関連の動向を含め、生活時間の「質」に関する知見はまだ乏しい。

1. マルチタスクとしての家事関連時間

では、家事関連動向の「質」を研究する上でどのようなアプローチが必要であろうか。そのひとつになり得るものとして、「マルチタスクとしての家事関連時間」(Ironmonger 2004)という視点がある。

日常生活の上で、複数の行動を同時並行的に行うマルチタスク (Spink, Cole and Waller 2008) が発生することは珍しいことではない。子育て期をはじめ家事や育児に傾注せざるを得ない状況では、マルチタスクを実践することにより、時間を最大限に効率化することが可能 (Bianchi, Robinson and Milkie 2006) となる。とりわけ共働き世帯にとっては、マルチタスクのスキルを習得するニーズが高まっているという指摘もある (Moen and Yu 2000)。しかし、同時に家事・育児のマルチタスクは妻のストレスを増幅される副作用も報告されている (Offer and Schneider 2011)。このように、マルチタスクとして実践することのメリット、デメリットはあるものの、生活時間を研究する上では「量」のみならず、「質」にも着目することも求められている。「マルチタスクとしての家事関連時間」の分析は家族内のケア役割の多面的な動向をより詳細に明らかにでき得ることから、たいへん意義があるものと考えられる。

2. 分析枠組み

本報告で使用するデータは2016年『社会生活基本調査』の政府統計匿名データである。主行動および同時行動の双方を把握する必要があることから、調査票Bを用いて二次分析を行う。分析対象は、子育て期の夫妻である。具体的には、末子が12歳未満で夫が就業している核家族世帯とした。分析内容は以下の通りである。

(1) はじめに、夫妻双方の主行動における家事関連時間を4つのパターン(①家事関連時間全体(主行動のみ)、②主行動-家事関連・同時行動-なし、③主行動-家事関連・同時行動-家事関連、④主行動-家事関連・同時行動-その他)別にそれぞれ算出する。なお、主行動が家事関連以外の行動で同時行動に家事関連があるマルチタスクのパターンもあるが、本報告では分析対象外とした。

(2) 次に、夫妻双方の主行動としての家事関連時間とその中でマルチタスクとして実践している家事関連の時間・割合(上記の③④のパターン)が、1週間の就業時間や学歴、末子年齢などによってどのように変化するかを明らかにする。

3. 分析結果

分析の結果、以下のことが明らかになった。(1)について、以下の表の通りである(マルチタスクの動向を見るという趣旨から、家事関連時間が1分以上のサンプルに限定した分析結果のみを示す)。平日と土日を含めた全体としての傾向でみると、夫は主行動による家事関連時間は合計209.52分であり、このうちマルチタスクとしての時間は同時行動が家事関連の場合で2.74分、その他つまり家事関連以外である場合で11.58分であった。妻は、全体における主行動の家事関連時間が422.82分でこのうちマルチタスクはそれぞれ17.74分、31.63分であった。マルチタスクが家事関連時間(主行動のみ)に占める割合は11.7%で夫の6.8%よりも大きいことが示された。(2)については、報告時に詳細を提示することとしたい。

家事関連時間のパターン	夫			妻		
	全体 (N=465)	平日 (N=119)	土日 (N=346)	全体 (N=755)	平日 (N=287)	土日 (N=468)
(1) 家事関連時間(主行動のみ)	209.52	114.83	242.08	422.82	404.58	434.01
(2) 主行動-家事関連・同時行動-なし	195.19	104.75	226.3	373.45	345.21	390.77
(3) 主行動-家事関連・同時行動-家事関連	2.74	1.39	3.21	17.74	21.48	15.45
(4) 主行動-家事関連・同時行動-その他	11.58	8.7	12.57	31.63	37.89	27.79

(注) 数値の単位は分

文献

- Bianchi, M.S., Robinson, P.J. and Milkie, A.M., 2006, *The Changing Rhythm of American Family Life*, New York: Russell Sage Foundation.
- Ironmonger, D. (2004), "Bringing up Betty and Bobby: the macro time dimensions of investment in the care and nurture of children", Bittman, M. and Folbre, N.(eds), *Family Time: The Social Organization of Care*, 93-109, Routledge.
- Moen, P. and Yu Y. (2000), "Effective Work-Life Strategies: Working Couples, Work Conditions, Gender, and Life Quality", *Social Problems*, 47(3), 291-326.
- Offer, S. and Schneider, B. (2011), "Revisiting the Gender Gap in Time-Use Patterns: Multitasking and Well-Being among Mothers and Fathers in Dual-Earner Families", *American Sociological Review*, 76(6), 809-833.
- Spink, A., Cole, C. and Waller, M. (2008), "Multitasking Behavior", *Annual Review of Information Science and Technology*, 42, 93-118.

社会生活基本調査から得られるマクロ的アプローチによる 労働時間の把握に関する研究

長尾 伸一(総務省統計局・政策統括官・統計研究研修所)

はじめに

社会生活基本調査は、生活時間の配分や余暇時間における主な活動の状況など、国民の社会生活の実態を明らかにするための基礎資料を得ることを目的に、昭和 51 年以降、5 年ごとに行われており、令和 3 年に最新の調査が実施され、これは 10 回目の調査となっている。

今回は、前回調査である平成 28 年調査の結果を中心に、時間帯ごとに得られる「行動者率」に注目して、属性ごとに「行動者率」を比較することでその特徴をつかむこと、「行動者率」から、特定の行動の種類に関して 1 日あたりにその行動に費やした時間を把握すること、さらに曜日別に集計することで一週間あたりの合計時間を把握することを目的とする。

1 集計方法の説明

社会生活基本調査では、被調査世帯員に対して、1 日 24 時間を 15 分ごとの時間帯に区分し、その時間帯ごとに該当する行動の種類をきいている。当調査の調査票情報データ(マイクロデータ)は、以下のような行列形式のデータを収録している。行方向には、被調査世帯員(個人)ごとに 1 日分を 1 レコードとしている。同様に列方向には、0:00-0:15 から 23:45-0:00 まで 15 分単位に 96 区分のセルを有しており、当該セルに行動の種類を付与している。

調査項目		調査項目(15分単位の時間帯ごとに生活行動の種類を把握)						
個人ID	フェース項目(性別・年齢・地域・学歴・職業etc.)	0:00-0:15	0:15-0:30	0:30-0:45	→	23:15-23:30	23:30-23:45	23:45-0:00
1		(個人と時間帯ごとの行動の種類のマトリックス) 以下の生活行動の種類が行列形式となって収録 1:睡眠 2:身の回りの用事 3:食事 4:通勤・通学 5:仕事 6:学業 7:家事 8:介護・看護 9:育児 10:買い物 11:移動(通勤・通学以外) 12:テレビ・ラジオ・新聞・雑誌 13:休養・くつろぎ 14:学習・自己啓発・訓練 15:趣味・娯楽 16:スポーツ 17:ボランティア活動・社会参加活動 18:交際・つきあい 19:受診・療養 20:その他						
2								
3								
	↓							
	200,000							

※サンプルサイズは概ね20万人

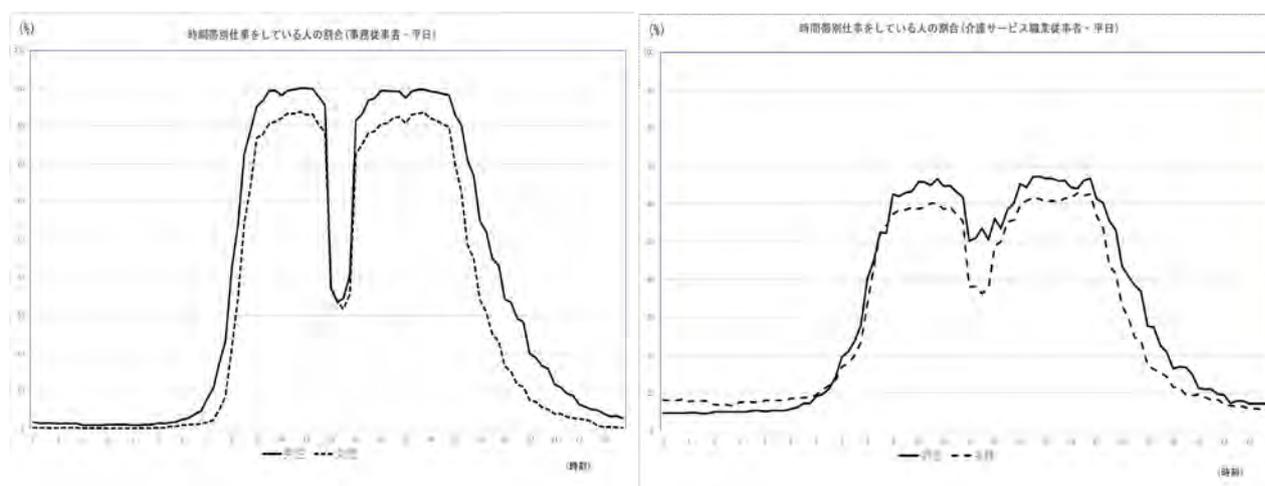
通常の集計過程では、個人単位に行動の種類別に時間を合計し、そこで得られた結果を集計することで性別、年齢階級別、地域別などの属性ごとに結果表として作成している。つまりは、行列を横方向に集計している。

今回、紹介する集計方法は、時間区分単位に行動の種類別にその行動者率に注目し、属性ごとにこの行動者率を縦方向に集計し、そこから得られた結果を比較することでその特徴を把握することが容易となる。例えば、ふだん仕事をしている有業者について、職業別に「仕事」に関する行動者率を職業別に集計し、グラフにしてみると、以下のように描くことができる。

2 職業別の行動者率から得られた就業時間の特徴

左図は、上記のようにして計算した男性の平日の「事務従事者」の正規社員の行動者率を描いたグラフである。(横軸は、1日を0時から24時を表し、縦軸は、行動者率を表す)

概ね8時以降に「仕事」をする「行動者率」が高くなっており、18時以降はそれが低下している。右図は、同様の条件で、「介護サービス職業従事者」をグラフにしたものである。「事務従事者」に比べると、日中の「行動者率」は低いものの、深夜、早朝でも「仕事」をしている人が相当数いることが見てとれる。また、土曜日・日曜日でも平日に比べて、それほど「行動者率」に違いが見られないことも本研究から得られる特徴である。



3 他の方法から得られた就業時間との比較

さらに、このグラフに描かれた範囲の面積は、1日あたりの「仕事」をした時間として推計でき、平日(月曜日から金曜日)、土曜日、日曜日を合計することで1週間あたりの「仕事」をした時間として推計することが可能となる。

一方、社会生活基本調査では、調査票で「ふだんの1週間の就業時間」を調査している。この時間と上記において推計された1週間の「仕事」の時間を職業別に推計し、比較すると、職業別の就業時間の特徴は概ね一致する。また、行動者率から推計された1週間あたりの就業時間と他の雇用関連の統計調査結果の比較においても、職業別の就業時間の特徴については、おおむね同様の傾向を示す。

おわりに

社会生活基本調査を時間帯別にその行動者率を見ることは、公表されている結果表からも、いくつかの項目については可能である。例えば、大学生を含む「その他の在学生」の「学業」の行動者率を男女別に比較すると女性の方がその行動者率が高いことが見てとれる。同様の属性について、「仕事」の行動者率をみると男性の方がその行動者率が高い。この結果は、男性の学生がアルバイトの時間を優先させることから、「学業」の時間を減らすという社会課題をはらんでいる可能性も示唆する。このように、社会生活基本調査結果をマクロ的なアプローチにより行動者率として分析することで、様々な社会の実態を明らかにすることができると考えられ、マイクロデータや匿名データを利用することにより、さらに詳細な分析をすることも可能となっている。

労働時間統計の国際比較方法

水野谷 武志（北海学園大学）

はじめに

- 本報告の課題は、日本と主要先進国における労働時間統計の国際比較方法を提起し、比較結果から日本の長時間労働の数値的実態を明らかにすることである。
- 先進国の中でも日本が長時間労働であることは指摘されて久しく、その根拠として労働時間の国際比較統計が提示されてきた。しかし、そこで示されてきた国際比較統計は、労働時間統計に関する国際基準を踏まえた上で、各国の労働時間統計を吟味し、調整した上で作成されているわけではない。また、労働時間に関する利用可能な統計を検討した上で、比較に相応しい比較方法が十分に吟味されていない。
- 本報告は、この研究上の空白を埋めるために、可能な限り調整し、さらに重要な属性で区分した国際比較統計表を作成することで、日本の労働時間を把握するための基礎資料の提供をめざす。

1. 先行研究の到達点の確認

- 労働政策研究・研修機構編『データブック国際労働比較』：平均年間総実労働時間、週労働時間、長時間労働の割合、年間休日数、法定祝日、労働時間・有給休暇制度→様々な指標を作成している点は評価できるが、ILO や OECD のデータをそのまま利用。
- ILOSTAT：週実労働時間階級別就業者数、平均週実労働時間、平均週通常労働時間など→これらの指標を様々な属性別に集計している点は評価できるが、筆者の重視したい集計項目（雇用形態）はない。
- OECD.Stat→平均年実労働時間、週通常労働時間、週通常労働時間階級別就業者割合など→労働時間統計の種類不統一、性別区分なし。
- 水野谷（2005）『雇用労働者の労働時間と生活時間』→①EU 統計局の労働力調査（EU-LFS）、②米国労働統計局（BLS）の人口調査（CPS）、③総務省統計局の労働力調査を利用して年間実労働時間を推計して日米欧比較→2000年までの比較方法。①～③の最新動向及び再吟味を含めた比較方法の更新が必要。

2. 労働時間の国際比較統計に関わる国際基準

- ILO の国際労働統計家会議（ICLS）：2008年第18回ICLSの「労働時間測定に関する決議」→労働時間概念（7種類）を定義したほか、国際社会への報告努力として、①年間延べ実労働時間、②就業者一人当たり平均年実労働時間を求め、これらの報告が難しい場合には③平均週実労働時間や労働時間階級別就業者数の報告も求めている。
- 国連ヨーロッパ経済委員会（2015）『就業の質の計測に関するハンドブック：統計的枠組み』：就業の質を図る雇用統計の指標群を提起。労働時間指標については5つの指標、平均週労働時間、長時間労働、非自発的パートタイム労働、週労働時間の分布、副業者が推奨されている。

3. 労働力調査に関する国際基準

- 労働時間統計として利用すべき統計調査の筆頭は労働力調査である。労働力調査において調査対象者の就業状態をどのような方式で捉えるのかが重要となるが、この方式については、ILOの労働統計家会議で議論が重ねられた結果、「労働力方式」が採用され、各国統計機関が自国で実施するときの労働力調査の準拠基準となっている。
- 「労働力方式」とは労働時間を含めた就業状況について特定の期間、典型的には一週間に限って尋ねる方式である。この方式で測定される労働時間は実労働時間と呼ばれ、多くの国の労働力調査で採用されている。
- このように実労働時間を含む労働時間の定義や、労働力調査の調査方式については、ILOの努力によって国際的な基準が作られ、これを各国が準拠しているので、労働力調査による労働時間統計は国際比較統計として利用するのに相対的には適している。

4. 先進国における時間外労働統計

- 各国の労働力調査結果から利用できる実労働時間統計には時間外労働が含まれるが、時間外労働時間だけを取り出すことは出来ない。時間外労働の不払問題を踏まえると、時間外労働時間を統計で把握することが重要になるが、国際的に統一した基準の統計はない。
- 日本では不払時間外労働問題が指摘されて久しいが、欧米においても不払を含めて時間外労働時間が問題視され、統計による把握が試みられている。本報告ではEU, OECD, 米国、日本の統計あるいは調査研究を事例的に紹介して検討する。

5. 労働時間統計の測定誤差問題

- 1990年代にJ.ショアーによって米国の長時間労働化がCPS統計にもとづいて指摘されたことを契機に、CPSのような労働力調査による労働時間統計の測定誤差、具体的には過大な測定をめぐって論争が続いてきた。
- 複数の論者によって検討が加えられた結果、労働力調査形式による労働時間統計がどの程度過大かについては議論の余地があるものの、過大である可能性については共通認識が出来ているように思われる。本報告では労働力調査による労働時間統計に依拠するので、この点に留意しなければならない。

6. 本報告の国際比較方法

- 以上の検討を踏まえ、日欧米の労働力調査による労働時間統計、具体的には週実労働時間を中心とした国際比較方法を提起する。比較する指標としては、雇用者の①平均週実労働時間と②長時間労働者（週49時間以上労働者）の割合を採用し、補足指標として③年次有給休暇の取得日数と④年間実労働時間の推計値も比較する。
- ①と②については、性と雇用形態（フルタイムかパートタイム労働）の属性区分を基本とし、①についてはさらに職業区分も加えた統計表の作成を試みる。

7. 比較結果と結論

- 国際比較表とそこから読み取れる結果については当日の発表資料に示す。

ワーキングプア層の構造変化

－2012年『就業構造基本調査』匿名データの利用による分析－

村上 雅俊（阪南大学）

1. はじめに

本研究の目的は、『就業構造基本調査』匿名データ（2012年）を用いて、2012年のワーキングプアの規模と構成を明らかにすることである¹⁾。加えて、報告者が過去に推計したワーキングプアの規模と構成の推計結果と本報告での推計結果をつなぎ合わせ、1992年～2012年におけるワーキングプア層の構造的な変化をとらえることも目的とする。

2. ワーキングプアの規模の推計

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当該世帯を貧困世帯に分類する、第二に、貧困世帯の中におり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。

3. 2012年のワーキングプアの規模の推計結果

ここでは、紙幅の関係上、ワーキングプア率が総数でどの程度となったかを示す。2012年のワーキングプア率は総数で7.5%となった。男女別に見ると、男性が5.9%であり、女性が9.6%である。なお、1992年・1997年・2002年・2007年の総数のワーキングプア率（括弧内は男性、女性の順に示している）を示すと、それぞれ、3.7%（3.0%、4.7%）、3.9%（3.1%、5.0%）、6.2%（5.2%、7.5%）、5.7%（4.6%、7.2%）である。

詳細は報告時に示すこととするが、2012年においても不安定就業がワーキングプア率を引き上げるという結果となっている。なお、2012年調査においては常雇・臨時雇・日雇の別が、調査項目から取り除かれている。雇われている人×雇用期間の定めの有無によって別途集計する必要がある。

4. 1992年～2012年におけるワーキングプア層の構造変化

年齢別にワーキングプア率がどのように推移しているかを図1に示している。図1にあるとおり、構造変化という点では、中年層女性のワーキングプア率が大きく上昇していることが注目される。また、2002年あたりまで急激にワーキングプア率が上昇していた若年層は、2007年から2012年にかけてその伸びを鈍化させていることも図1からわかる。

なお、図1からも明らかなおとおり、どの年においても65歳以上のワーキングプア率は

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『2012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。

他の年齢層と比較して高い水準にある。他の項目についての分析結果は、報告時に示すこととする。

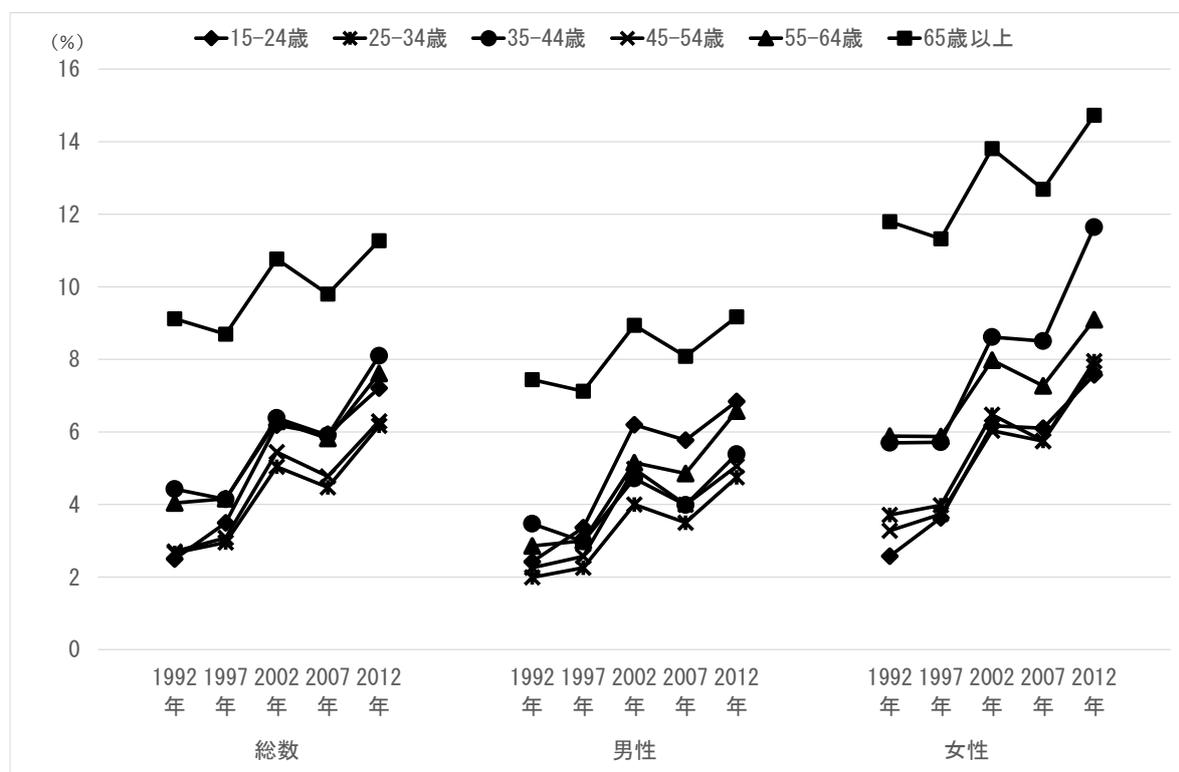


図1 年齢別のワーキングプア率の推移

5. むすびにかえて

本研究では、2012年の『就業構造基本調査』匿名データを用いて、2012年のワーキングプアの規模を推計した。総数で7%を超えるワーキングプア率となっており、過去と比較して高水準にある。また、男性と女性を比較すると、男性のワーキングプア率は5.9%である一方、女性のそれは9.6%となっており、男女ともワーキングプア率の上昇傾向があるが、そこに男女間の格差を見ることができる。2007年において男女の差は2.6ポイントであったが、2012年にはそれが3.7ポイントとなり、差の拡大傾向がある。

ここでは年齢別の分析結果を示したのみであるが、ワーキングプア層の構造変化という点では、中年年齢層女性のワーキングプア率が大きく上昇していること、また、2002年あたりまで急激にワーキングプア率が上昇していた若年層は、2007年から2012年にかけてその伸びを鈍化させたことが確認できた。

ただし、1992年から2012年の間で変化がない項目もある。不安定就業がワーキングプアの大きな規定因となっていること、高学歴になるに従ってワーキングプア率が下落すること等である。詳細は学会報告時に示すこととしたい。

参考文献・資料

- 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.

非正規雇用の雇用創出効果と賃金損失に関する考察

小野寺 剛（九州国際大学）

はじめに

1990年代以降急速に進んだ経営合理化の推進は、雇用形態の非正規化という大きな流れを生み出した。その後の長期に及ぶ経済停滞や実感の伴わない景気回復期を経験した日本経済においては、非正規雇用の労働者がなお一層増加しただけでなく、より一般的なものとして労使双方に認識されてきているのが現状である。

厚生労働省が2022年3月25日に発表した「賃金構造基本統計調査」の調査結果から雇用形態間格差の現状を確認してみると、正社員・正職員の賃金月額が323.4千円であるのに対して、正社員・正職員以外の賃金は216.7千円となっており、雇用形態間賃金格差(正社員・正職員＝100)は67.0となっている(男女計)。

この結果は正規雇用の労働者とほぼ同じ労働時間で労働し、賃金はおよそ2/3しか受け取っていないということであり、本来労働の対価として支払われるべきである賃金部分の未払い、すなわち労働市場全体における賃金損失額であると考えられる。このような賃金損失は、経営者から見ればコスト削減にはかならず、このことが労働者の非正規化を推し進める主要因となっていることは容易に想像できる。本研究の第一の目的は、この賃金損失額を推計により明らかにすることである。

一方で、労働者を非正規で雇用することによるコストカット分から補填する形で、総コストを増加させずに追加雇用を創出しているという面もあり、失業者の受け皿となる効果が期待されることも事実である。非正規雇用によって、どれほどの雇用創出効果が得られているのか、その実態を推計により明らかにし、賃金損失効果と比較検討することで、日本の労働市場に雇用創出と賃金損失というメリット・デメリットのどちらをより大きく生み出しているのかを検討することが、本研究の第二の目的である。

1. 統計と定義

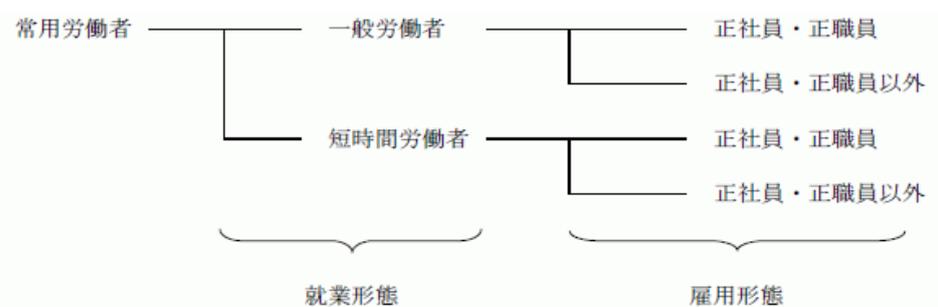
1) 使用統計＝賃金構造基本統計調査

本研究に使用する統計は、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』(以下「賃金センサス」)である。本資料の特徴は以下の通りである。

- ・調査年6月分の賃金等(賞与、期末手当等特別給与額については調査前年1年間)について同年7月に行う調査。
- ・母集団は16大産業の常用労働者5人以上の事業所
(全国で約149万事業所、抽出した事業所数は約7万8千事業所、有効回答率72%)
- ・復元倍率を用いて母集団推計されている

2) 労働者の定義

常用労働者を「正社員・正職員」と「正社員・正職員以外」に区分している。
(「正社員・正職員」とは各事業所で正社員、正職員とされるもの)



2. 推計結果概要(10人以上規模、全産業・男女計)

1) 雇用創出効果の推計

まず①非正規雇用の賃金総額(年間賞与その他特別給与額を含む)を計算し、これを②正規雇用の一人当たり賃金総額(年間賞与その他特別給与額を含む)で除することで、③非正規雇用者賃金総額で雇用可能な正規雇用者数を計算する。この数値と実際の非正規雇用者数との差が、すなわち④非正規雇用による雇用創出効果とみなされる。

賃金センサスのデータより、④=4,232,640-③(2,429,038)=1,803,602人、およそ180万人が非正規雇用形態によって生み出される雇用創出数と考えられる。一方、短時間労働者についてみると、④=10,957,390-③(4,861,408)=6,095,981人、およそ610万人弱の雇用創出となっている(非常に大きな数値となっているのは、短時間正規雇用者と非正規雇用者の年間賞与その他特別給与額に10倍以上の開きがあることが影響したと考えられる)。

以上推計から、多くの企業が非正規雇用を採用していることにより経済全体では790万人弱の雇用創出が実現していることが明らかとなった。

2) 賃金損失の推定

①正規雇用の時間当たり賃金額(年間賞与その他特別給与額を含む)を計算し、②非正規労働者全体での総労働時間(≡必要労働時間)を乗じて、③非正規雇用者の本来賃金(正規みなし賃金)総額を計算する。実際の賃金総額との差額が④非正規雇用により生じる賃金損失額と考えられる。

同じく賃金センサスより推計すると、④=692,519,153,034円、およそ7,000億円弱の賃金が減額されていることが明らかとなった。短時間労働者については、④=593,878,536,845円、およそ6,000億円弱の賃金が減額されていることになる。

以上推計より、労働時間数の長短による就業形態の違いを維持しつつ、非正規雇用者を正規雇用した場合、1兆3,000億円弱の追加賃金が発生すること、言い換えれば、現在実現している全雇用者の全労働に対し、1兆3,000億円分の賃金が支払われていないということが明らかとなった。

※全産業、男女計以外の産業別推計結果、男性・女性別の推計結果なども含め、詳細な推計結果表は、当日の会場資料として配布いたします。

正規雇用・非正規雇用の就業異動

山口 幸三(京都大学)

はじめに

本研究の目的は、2013年に改正された労働力調査の基礎調査票の調査事項「勤めか自営かの別及び勤め先における呼称」を利用し、正規雇用・非正規雇用の就業異動の実態を明らかにすることである。そのために、基礎調査票のマイクロデータを用いて、1年間の就業異動を捉えるためのマイクロデータを独自に再編成する。その再編成したマイクロデータを用いた集計に基づいて、2013/2014年～2017/2018年において、正規雇用・非正規雇用へ異動するのはどのような場合なのか、また非正規雇用から正規雇用へどの程度異動しているのかなどを解明していく。

1. 就業異動を捉えるためのマイクロデータ

労働力調査は毎月の就業状態を調べている。この調査の標本設計によると、調査世帯は同じ世帯が2か月継続し、翌年の同じ時期に2か月継続し、計4か月調査されている。この継続する調査世帯を利用して、1年間の就業状態の変化(就業異動)を毎月明らかにすることができる。そこで、継続する調査世帯を用いた、前年と今年の1年間の就業異動を捉えるためのマイクロデータを編成する。

前年と今年の1年間の就業異動を捉えるためのマイクロデータは、前年と今年とをデータリンケージしたデータであり、前年・今年のフロー・データと呼ぶことができる。フロー・データを利用した研究は、1980年代から労働力調査の結果表を用いて、前月と今月のフロー・データを編成し分析されていた。2000年代になってからは、独自にデータリンケージすることによって、前月と今月または前年と今年のフロー・データを編成し分析する研究が現れている。

2. 就業状態間の就業異動

編成した1年間の就業異動を捉えるためのマイクロデータを用いて、就業、失業、非労働力の3状態間の就業異動を把握し、その動きの特徴を明らかにする。

就業と失業の間での就業異動は、完全失業者の対前年同月増減に符合する動きとなっている。例えば、完全失業者が増加する場合は、就業から失業への就業異動が、失業から就業への就業異動を上回っている。完全失業者が減少する場合は、その反対の動きをしている。完全失業者が減少していた2012/2013年頃からは、失業から就業への就業異動が、就業から失業への就業異動を上回っている。

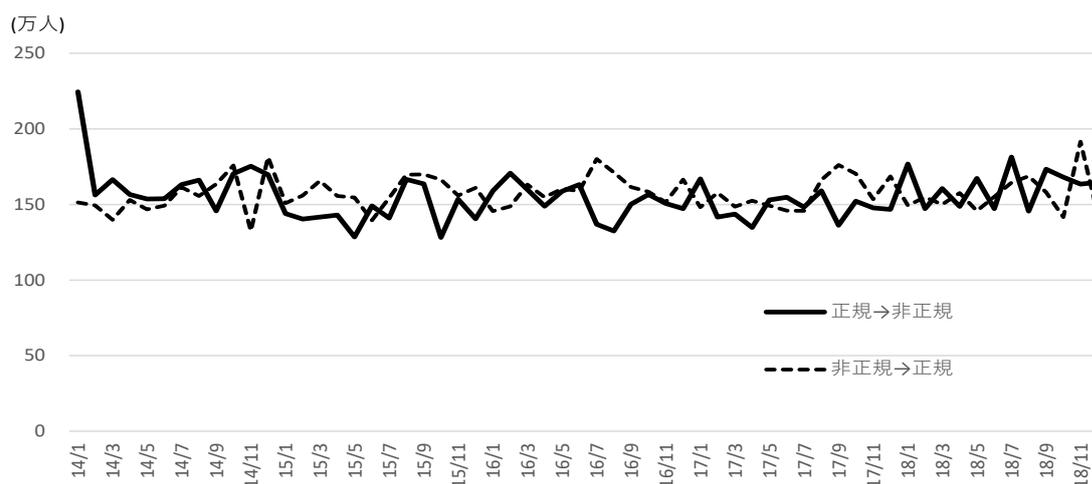
就業と非労働力の間での就業異動は、就業から非労働力への就業異動が、2015/2016年頃から減少し、1991/1992年以降で最も少なくなっている。加えて、非労働力から就業への就業異動が緩やかに増加している。その結果、双方の就業異動の差が拡大し、就業者が増加している。

3. 正規雇用と非正規雇用間での就業異動

正規雇用と非正規雇用間での就業異動をみると、正規雇用から非正規雇用への就業異動と非正規雇用から正規雇用への就業異動は、どちらもほぼ同じ程度の水準で、月ごとに上下に変動するものの、その変動幅はあまり大きくはない(図1)。このような正規雇用と非正規雇用間での就業異動からは、実質的に正規雇用、非正規雇用のどちらかを、増加させるまたは減少させる動きが、

ほとんどみられないと言える。

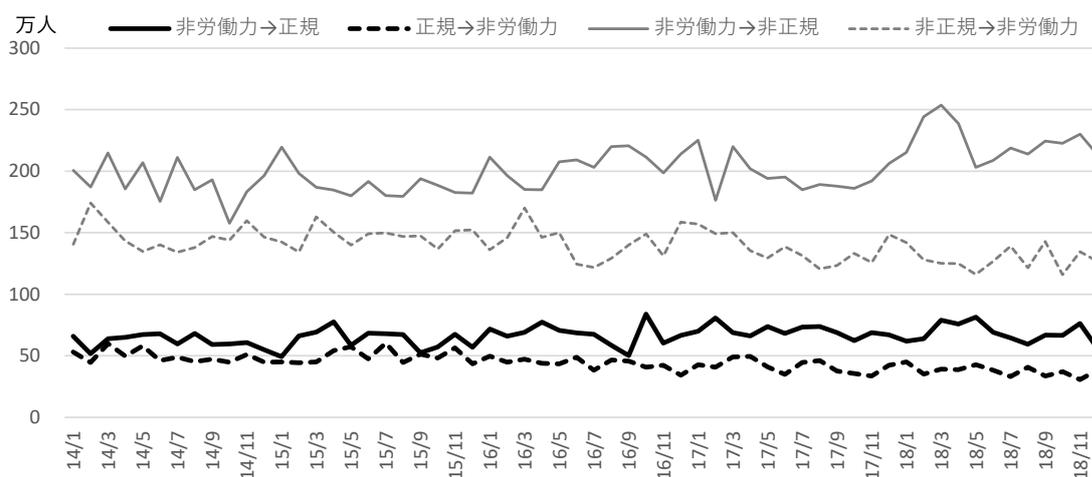
図1 正規雇用と非正規雇用の間の就業異動



4. 非労働力と正規雇用・非正規雇用の間の就業異動

非労働力と正規雇用・非正規雇用の間の就業異動について、非労働力と正規雇用の間の就業異動は50万人前後、非労働力と非正規の間の就業異動は150万人から200万人と規模にかなりの差がある。正規雇用、非正規雇用ともに、非労働力からの就業異動が、非労働力への就業異動を上回っており、就業を増加させている。これは、2節の就業と非労働力との間の就業異動で述べたとおりである。正規雇用・非正規雇用別にみると、正規雇用の増加は少なく、非正規雇用の増加が多くなっている(図2)。つまり、非労働力と就業との間の就業異動においては、正規雇用よりも非正規雇用を増加させている。

図2 非労働力と正規雇用・非正規雇用の間の就業異動



おわりに

正規雇用・非正規雇用の就業異動は、5年間という短い期間しか観察できなかったものの、就業の増加においては、非正規雇用が正規雇用を上回っている。非正規雇用の増加は、就業における正規雇用と非正規雇用の間の就業異動ではなく、主に非労働力と就業との間の就業異動によってもたらされていることが観察された。このように、正規雇用と非正規雇用の就業異動の一端が明らかになったと考える。さらなる詳細な分析や様々な視点から分析することにより、正規雇用と非正規雇用の多様な就業異動の側面を明らかにすることができると考えている。

文化 GDP 推計の意義と活用

河合 満朗 *

はじめに

文化 GDP とは、人々の文化的活動によって生み出される経済的価値の指標である。その推計には、文化領域と経済領域の統計が用いられ、文化的な活動を経済的指標で数値化、視覚化しようとする作業である。

文化 GDP の推計は、国民経済計算(SNA)のサテライト勘定の1つである文化サテライト勘定(Cultural Satellite Account: CSA)の1項目として扱われる。CSA は、一部の欧米諸国で2000年頃から推計されるようになったが、我が国では、これに遅れて平成29(2017)年度から、文化庁において、文化 GDP の推計に取り組み始めた。以来、継続的に関連する調査研究が行われてきたが、令和3(2021)年度には、2015～2019年の文化 GDP 他推計がまとめられ、一定のまとまった成果が得られたところである。

本報告では、その成果をもとに、文化 GDP 推計の意義と今後の展望について紹介する。

1. 文化 GDP の概念

一国の GDP 推計の基盤である SNA は、産業部門の経済活動を体系的に記録するためのシステムであって、文化活動を経済的・体系的に記録しているわけではない。しかし、経済活動に関連する文化活動は、目には見えないが、なんらかのかたちで SNA に組み込まれている。SNA を文化活動にも対応するようにするには、SNA の枠組内に潜んでいる文化要素を引き出して数値化し、あらためて SNA の枠組内に組み込む作業をしなければならない。この一連の作業がサテライト勘定の作成である。

文化 GDP を推計するということは、SNA の枠組みに即して GDP 全体の中から文化領域固有の GDP を推計することである。この推計によって、同じ SNA の枠組み内の他の産業分野、経済活動との比較も可能となり、文化産業の一国の GDP における比率、貢献度、成長率なども計測できるようになる。さらに SNA は国際的基準で作成されているので、国際的な比較も可能になる。あるいは GDP は地域経済の分析にも展開されているので、地域経済での文化活動や文化産業の位置づけ(例えば雇用の創出など)も可能になる。

CSA は「文化に対する経済からのアプローチに応える経済的分析・政策立案等」のデータベースとして機能できるほか、政策指標(成長率や比率の増大)を提供することもできる。また文化の側からみれば、文化芸術の社会的価値が新しい視点で明示され、文化芸術の振興政策・施策に対する合理的・効果的な根拠を強化することも期待される。

以上のようなことから、文化 GDP は、文化政策の Key Performance Indicator (KPI)の1つとして有用であり、主に以下のような活用が主眼となっている。

- ① 証拠に基づく文化政策(Evidence Based Policy Making, EBPM)の形成
- ② 文化政策のインパクト(効果)の計測および評価

2. 我が国の文化 GDP 推計への取り組み

我が国で文化 GDP の推計が始められた背景には、文化芸術資源を活用した経済の活性化を図ろうとする国の文化・経済政策の転換がある。「未来投資戦略2017」(平成29年6月閣議決定)

*(株)シー・ディー・アイ, email: kawai@cdij.org

及び「文化経済戦略」(平成 29 年 12 月)においてこれが示された。

ここでは、文化を従来の概念(保護や振興の対象としての文化、国民の自己実現の対象としての文化)より広い、観光や他産業への波及を重視した文化の概念が提起されている。この転換と関連して、世界文化遺産制度と観光、和食の世界無形遺産化などの生活文化の評価などが想起されるであろう。

こうして、文化は経済成長の余剰としての豊かさを表す地位だけではなく、経済成長をけん引するエンジンの1つともされた。当時の経済政策では、GDP 総額に占める文化 GDP の割合は 1% 台であったが、GDP 総額を増大させ、文化 GDP を 3% にすることが目標にされた。ここでは、EBPM や政策効果の計測のために、文化 GDP の推計が必要とされたのである。

その後の文化 GDP 推計に関する継続的な取り組みによって、2019 年の我が国の文化 GDP は、10 兆 2,156 億円(対全国 GDP 比 1.8%)と推計されている。この推計プロセスの詳細を紹介する。

3. 文化 GDP 推計の今後の展望

文化 GDP の推計及び CSA 作成の取り組みはいまなお続けられているが、現段階の我々の課題及び展望として以下のようなものをあげることができる。

(1) サテライト勘定としての整備

今後、文化 GDP も文化産業の生産勘定、文化産業の輸出入、文化産業の雇用、文化産業の固定資本形成、文化産業財のストック等の勘定を含んだ文化サテライト勘定への拡充が望まれる。

(2) 日本独自分野の開発

現在の我が国の文化 GDP 推計が依拠する UNESCO 統計研究所(UIS)のガイドライン(2009 年)は欧米諸国の文化観の色合いが強く出ている。文化は国や地域によって多様であるので、国際基準での推計に加えて、日本独自基準の推計も行う必要がある。

(3) 文化の輸出入統計の充実

文化 GDP を伸ばす 1 つの方法は、国内市場だけではなく国外市場も拡大することである。文化の輸出入全般の統計データと同時に、文化輸出戦略とそれに即した EBPM のためのミクロな(例えば音楽分野に限定した)輸出入統計データを整備することが重要である。

(4) CSA の即応性の獲得

SNA のサテライト勘定である CSA は、マクロ統計であって、個々の文化イベント(祭り、博覧会、コンサート)や個々の文化施設(博物館、劇場、映画館)といったミクロな事象に対応しているわけではない。しかし一方では、そうしたミクロ事象の経済評価に関する需要も多いことから、簡易型 CSA について、その枠組みや方法論について検討する必要がある。

主要参考文献

シー・ディー・アイ(2018, 2019, 2020, 2021, 2022), 「文化芸術の経済的・社会的影響の数値評価に向けた調査研究」, 『文化行政調査研究』, 文化庁。

<https://www.bunka.go.jp/tokei_hakusho_shuppan/tokeichosa/bunka_gyosei/index.html>

UNESCO Institute for Statistics (2009), *2009 UNESCO Framework for Cultural Statistics*. Montreal: UNESCO Institute for Statistics.

<http://uis.unesco.org/sites/default/files/documents/unesco-framework-for-cultural-statistics-2009-en_0.pdf>

我が国の文化 GDP の推計

藤川 清史 *

はじめに

一国の経済状況をマクロに表す国民経済計算や産業連関表を下敷きにしたサテライト勘定の1つが文化サテライト勘定(CSA)である。ユネスコ統計研究所(UIS)の CSA ガイドラインに即して、CSA の1項目の我が国の文化 GDP 推計の方法論とその結果を紹介し、我が国の文化と経済の関係を数値化・可視化を試みる。なおこの報告は、文化庁が設置し、報告者もその一員である「文化芸術の経済的・社会的影響の数値評価に向けた調査研究事業に係る会議」の成果をもとにしている。

1. 文化 GDP 推計の概念と方法論

SNA のシステムは既存の産業分類を前提にしている。一方で、文化活動は、それを生産する産業が必ずしも一つのくくりとして分類されているわけではなく、複数の産業を横断するケースあるいは産業の一部であるケースがほとんどである。このため、文化 GDP を推計するために、いろいろな産業部門で GDP の一部となっている文化活動による付加価値(文化 GDP)を抽出し、再集計する必要がある。こうした文化 GDP を推計するシステムが文化サテライト勘定(Cultural Satellite Accounts: CSA)である。CSA は、既存の SNA を組み替えることで再構成されたシステムである。

CSA の国際的な基準は2009年にユネスコが公表している“2009 UNESCO Framework for Cultural Statistics” (2009FCS) である。我々の文化 GDP 推計も、このシステムに準拠している。文化 GDP の推計手順は、コンセプト・ワークとテクニカル・ワークの2段階の大きなステップからなる。コンセプト・ワークの段階では、GDP の推計対象とする文化の内容(文化領域)を特定する。次に、その文化領域に係る文化商品を抽出する。そして、その文化商品を生産している産業部門に紐づけることで当該文化領域の「文化産業」を特定する。

テクニカル・ワークの段階では、まず、各産業部門に含まれている文化商品の生産額を推計する。但し消費額しか得られないものについては、消費額から輸入分を差し引いて生産額を推計するなどの処理をする。そして、当該産業の付加価値比率を生産額に乗じることで、その付加価値(文化 GDP)を推計する(図1)。この作業のベースとなる文化の内容(領域)は図2のように区分されている。この区分の文化領域が文化 GDP 推計の領域である。

図1 文化 GDP の推計手順

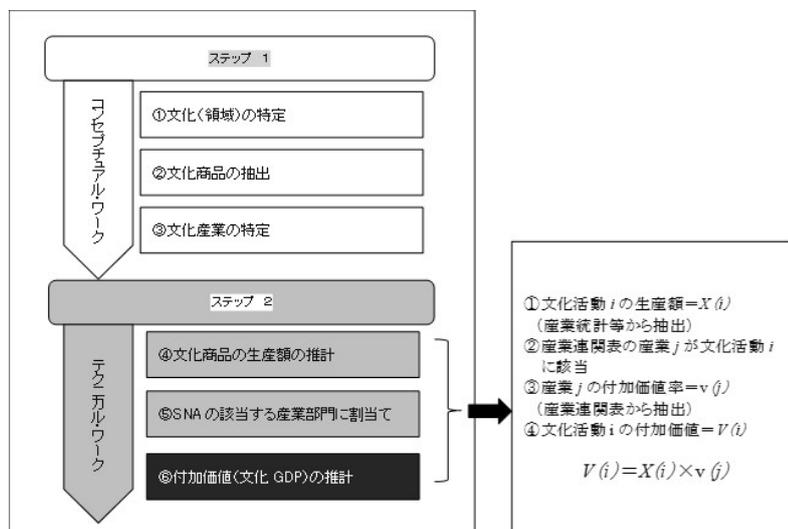


図2 文化の範囲(概念)



* 愛知学院大学, email: fujikawa@dpc.agu.ac.jp

3. 我が国の文化 GDP の推計方法と結果

我が国の文化 GDP の推計には、生産額の推計及び付加価値の推計に、産業連関表(経済産業省)を用いる。具体的には産業連関表の取引額表(506×386 部門表)をもとに、文化産業に関連する 187 部門に統合した表を作成し、各文化産業をこれに割り当てる。

細かい部門ごとの生産額は、たとえばパフォーマンス/セレブレーション領域ではユネスコのガイドラインを参照しながら、表 1 のような産業の生産額または売上額を、経済センサスのデータなどから抽出する。

2015 年から 2019 年の 5 年間のわが国の文化の国内生産額(名目値)は表 2 のとおりである。わが国の GDP 全体に占める文化 GDP の比率は 1.9%前後で推移している。

表 1 B.パフォーマンス/セレブレーション部門の産業構成例(一部)

(1) 興行場(映画館を除く)、興行団	(5) 音楽ソフト制作業務 (CD 等販売収入除く)
(2) 楽器製造業	(6) 音楽 CD レンタル
(3) CD 等音楽ソフト(生産額)	(7) 国立劇場
(4) 有料音楽配信	(8) 公立の劇場・音楽堂

表 2 わが国の文化生産(2015 年～2019 年) 名目値 (単位:億円)

	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年
文化部門の国内生産額	247,407	253,051	253,799	253,276	249,807
国内生産額	10,103,743	9,984,540	10,287,585	10,494,199	10,474,248
文化部門国内総生産額対国内比	2.4%	2.5%	2.5%	2.4%	2.4%
文化部門の国内総生産(文化 GDP)	100,934	104,939	105,612	104,567	102,156
国内総生産(GDP)	5,380,323	5,443,646	5,530,730	5,562,938	5,584,912
文化 GDP の対国内 GDP 比	1.9%	1.9%	1.9%	1.9%	1.8%

4. CSA の必要性

日本では、文化をビジネスとは考えられていないが、特に欧米諸外国では先進諸国は文化は付加価値を生む経済活動と考えている。もっとも国民にそれが広く浸透しているわけではなく、その広報のために CSA を作成している国もある。例えば、カナダは CSA にスポーツも加えているのだが、カナダ政府は CSA 作成の目的を「カナダの文化とスポーツの経済的重要性の指標」と考えている。また米国も CSA を「文化・芸術を経済の一分野として評価するためのシステム」と置けており、同国は文化の経済波及効果を強調する。

一方、欧州では「経済としての文化」の認識はかなり広く浸透しており、ドイツでは CSA は文化産業の構造や動きを把握し、文化政策・経済政策を企画・立案、遂行するための基礎統計という少々踏み込んだ位置づけである。英国では、担当省庁名がデジタル・文化・メディア・スポーツ省(DCMS)であって、CSA はかなり幅広い領域を対象としている。CSA は政策介入を実施した時にその政策効果を推計するためのツールという位置づけをしている。

日本では CSA の推計が始まったばかりであるが、CSA の広報活動を継続とともに、それをを用いた分析・研究が必要である。その中で、文化の範囲に関しての日本独自の視点も求められる。

主要参考文献

シー・ディー・アイ(2018, 2019, 2020, 2021, 2022), 「文化芸術の経済的・社会的影響の数値評価に向けた調査研究」, 『文化行政調査研究』, 文化庁。

<https://www.bunka.go.jp/tokei_hakusho_shuppan/tokeichosa/bunka_gyosei/index.html>

UNESCO Institute for Statistics (2009), *2009 UNESCO Framework for Cultural Statistics*. Montreal: UNESCO Institute for Statistics.

<http://uis.unesco.org/sites/default/files/documents/unesco-framework-for-cultural-statistics-2009-en_0.pdf>

文化 GDP と文化財・サービスの輸出入

矢根 遥佳 *

はじめに

経済に対して文化が与えるインパクトの1つに、文化的な財貨及びサービスの輸出入がある。ユネスコ統計研究所(UIS)のガイドラインに即し、我が国の輸出入統計及び産業連関表を基礎的なデータとして、我が国の文化財・サービスの輸出入の推計を行った。推計の方法論と推計結果を紹介し、我が国の文化財・サービスの輸出入と文化 GDP の関連を明らかにする。なおこの報告は、文化庁が設置し、報告者もその一員である「文化芸術の経済的・社会的影響の数値評価に向けた調査研究事業に係る会議」の成果をもとにしている。

1. 文化財・サービスの輸出入推計に関するユネスコのガイドライン

文化サテライト勘定(CSA)のユネスコ基準のもとになった「文化統計のための枠組」(2009 FCS)では、文化の輸出入に関する具体的な方法論として、貿易収支とサービス収支の枠組みに即して、文化的財貨と文化的サービスの2種類を推計するよう示唆している。貿易収支については、国際基準の輸出入統計品目番号(HSコード)によって商品が細かく分けられている。一方、サービス収支は拡大国際収支サービス分類(EBOPSコード)によってサービスが分類されている。

2. 我が国の文化の輸出入推計

ユネスコのガイドラインが推奨する方法を、わが国の輸出入統計にあてはめると、文化財の輸出入統計は「財務省貿易統計」、文化サービスの輸出入統計は「国際収支統計(日本銀行)」が該当する。

さらにわが国ではこの2つの統計に加えて、産業連関表にも産業ごとの輸出入状況が記載されている。産業連関表の需要部門に輸出・輸入の項目があり、産業ごとの輸入額、輸出額が算出されている。文化 GDP 推計を軸とする一連の本調査研究は、これまで産業連関表を利用しつつ進めてきた。したがって、文化の輸出入推計でも、産業連関表を利用し、これまでの文化 GDP 推計作業との整合性及び一貫性をもたせることとする。すなわち、産業連関表の輸出入の数値を軸とし、財務省貿易統計と国際収支統計(日本銀行)で補うこととした。我が国の産業連関表等の区分と照合すると、およそ次のような区分ができる。

表 1 文化の輸出入推計のドメイン

ドメイン	サブドメイン
A.文化・自然遺産	社会教育(国公立), 社会教育(非営利) 骨董品
B.パフォーマンス/セレブレーション	興行場(映画館を除く)・興行団 楽器製造業
C.ビジュアルアーツ/工芸	絵画, その他のビジュアルアーツ 宝飾品 写真業
D.著作・出版/報道	出版, 新聞
E.オーディオ・ビジュアル/インタラクティブメディア	映画館, 公共放送, 民間放送
F.デザイン/クリエイティブサービス	土木建築サービス, 広告
横断的領域	その他個人・文化・娯楽サービス, 著作権等使用料, 音響映像・関連サービス

* 立命館大学 email: yaneh@fc.ritsumei.ac.jp

我が国の文化の輸出入の総額は、輸出で約 1.6 兆円、輸入で約 2.4 兆円である(2018 年)。これは我が国の輸出総額の約 1.7%、輸入総額の約 2.2%に相当する。2015～2018 年の推移は、大きな変化はなく、年間 7,000 億円前後の入超である。

図1 日本の文化の輸出入(2018)

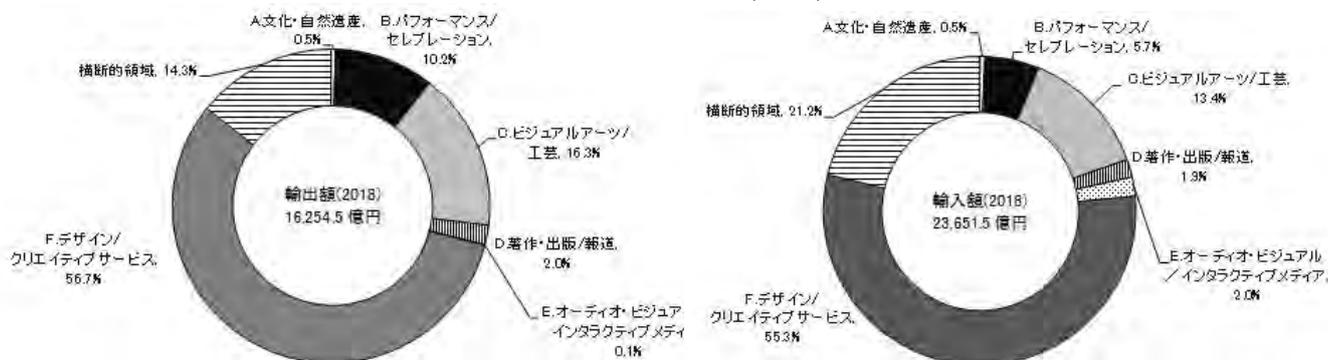
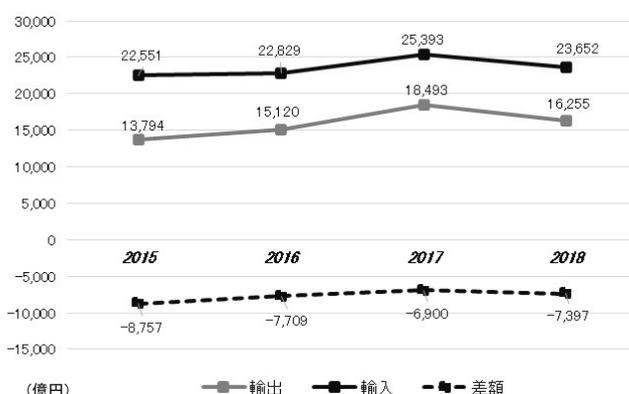


図2 日本の文化の輸出入の推移(2015-2018)



3. 文化 GDP との関連

日本では、文化貿易のドメインの中で、クリエイティブサービスに含まれる広告と著作権等使用料のシェアが高く、時系列でも増加傾向にある注目産業だといえる。ただし、これらが入超傾向にあることが、わが国の文化の輸出入が入超傾向になっている主因でもある。

横断的領域の著作権等使用料は輸出入中のシェア双方ともに大きく増加している。輸出額中のシェアではその他個人・文化・娯楽サービス(横断的領域)、輸入額のシェアでは骨董品(文化・自然遺産領域)が、それぞれ大きくシェアを伸ばしている。

文化の輸出を伸ばすことは、文化 GDP の拡大・増加へとつながる。事実、輸出主導・牽引型経済成長と呼ばれる考え方もある。欧米では輸出入データを用いた分析を中心に、この分野の活発な議論が行われている。日本でもこうして文化の輸出入に関する統計データが整備されれば、日本にも焦点を当てた分析が今後増えていくことが期待できる。そしてこれらの研究に基づき、今後の我が国の文化政策を組み立てていくことがますます重要になる。

主要参考文献

シー・ディー・アイ(2018, 2019, 2020, 2021, 2022), 「文化芸術の経済的・社会的影響の数値評価に向けた調査研究」, 『文化行政調査研究』, 文化庁。

<https://www.bunka.go.jp/tokei_hakusho_shuppan/tokeichosa/bunka_gyosei/index.html>

UNESCO Institute for Statistics (2009), 2009 UNESCO Framework for Cultural Statistics. Montreal: UNESCO Institute for Statistics.

<http://uis.unesco.org/sites/default/files/documents/unesco-framework-for-cultural-statistics-2009-en_0.pdf>

夫婦の家事時間・労働時間の10年ごとの変化¹⁾

高橋 雅夫（長野大学）

1. はじめに

前回（第65回）及び前々回（第64回）の経済統計学会全国研究大会において、夫婦の家事時間・労働時間の変化や規定要因について直近（2016年）及びその20年前（1996年）の社会生活基本調査の統計マイクロデータを用いた分析結果を報告した。

今年度の研究は、その中間年である2006年における状況を分析し、上記の期間における10年ごとの変化の特徴について明らかにすることを目的としたものである。

2. 分析方法

本研究においては、公的統計のうち、1日の生活時間の配分を男女・配偶関係・労働力状態等の様々な属性別に分析が可能な社会生活基本調査の調査票情報（統計マイクロデータ）を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利用し、分析を行った。分析の方法は、松田・鈴木（2002）²⁾の論文における分析方法に倣ったものであるが、本研究においては社会生活基本調査の直近20年の調査票情報のうち、10年ごとのデータ（2016年、2006年、1996年）を利用し、また、この調査の全調査票データを利用することにより、より最新で精度の高い分析を行うことを目指してきた。

なお、本研究においては、夫婦の平日における家事時間と労働時間について分析を行っているが、これらの時間の定義については松田・鈴木（2002）におけるそれに沿ったものとした。すなわち、家事時間については、家事、買い物、育児の時間の合計とし、また、労働時間については、仕事と通勤の時間の合計とした。また、多変量解析による分析を行う際には、「夫の家事時間」及び「妻の家事時間に対する夫の家事時間の比（夫/妻）」の分析については、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」の分析については、重回帰分析を用いることとしている。

3. 分析の結果

昨年度まで、本研究においては社会生活基本調査の調査票情報のうち、直近の2016年及びその20年前の1996年のデータを用いて分析を行った。その結果得られた知見のうち、主要なものは以下のとおりである。

- (1) 夫の平日の家事時間はきわめて少ない状態が継続
- (2) ただし、2016年には、以下の傾向が表出
 - ① 妻の労働時間が長くなるほど夫の家事時間が長くなる傾向が表れてきている
 - ② 妻の家事時間の増加に対する夫の家事時間の増加傾向が比較的顕著になった
- (3) 二次活動時間（労働時間+家事時間）で比較すると、以下のことが判明
 - ① 共働き世帯のうち、妻がフルタイムで働いている世帯の妻の二次活動時間が夫の

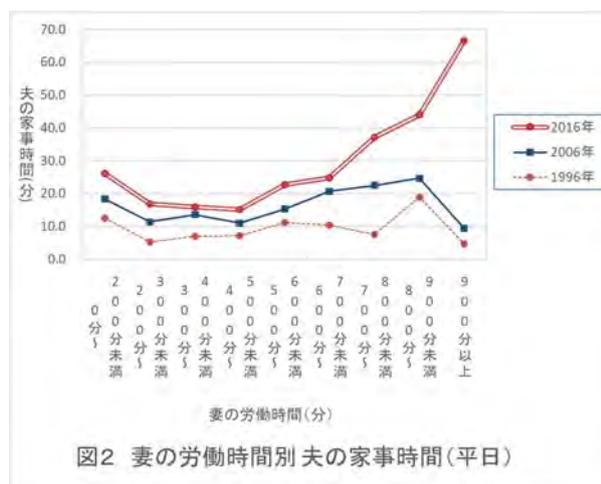
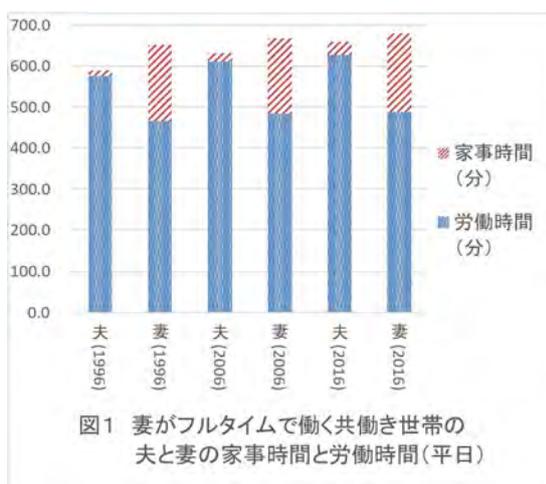
¹⁾ 本報告は、独立行政法人統計センターにおける共同研究プロジェクトの成果の一部に基づく。

²⁾ 松田・鈴木（2002）においては、1996年に実施された平成8年社会生活基本調査の調査票データから再サンプリング等を行った匿名化データを用いて分析を行っている。

それよりも長くなっている

- ② 上記の二次活動時間の差は縮小
- ③ 共働き世帯に限らず夫も妻もその二次活動時間が増加

今年度の研究においては、この20年間に生じた変化が一様なものなのか、10年ごとにみた場合に違いがあるのかを明らかにするため、2006年に実施された社会生活基本調査の調査票情報を用いて分析を行った。このうちの特徴的な結果を図1及び図2に示す。



上の図から、1996年から2016年に生じた事象を10年ごとにみた結果として以下のことが判明した。

- 妻がフルタイムで働く共働き世帯では、妻の二次活動時間が夫のそれよりも長い状態及びその差が縮小する状況が継続。このうち、差の縮小度合いは、1996年からの10年間の方が2006年からの10年間よりも大きい。(図1及び上記の(3)関係)
- 夫の家事時間を妻の労働時間別にみると、1996年から2016年にかけて妻の労働時間が長いほど夫の家事時間も長くなる傾向が顕著となってきているが、それは2006年からの10年間においてより顕著に生じている。(図2及び上記の(2)①関係)

4. むすびにかえて

ここでは、本研究の目的及び分析結果の一部を示した。これらにさらなる分析を加え、その結果を大会当日に示すこととしたい。

5. 参考文献

- 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.
- 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
- 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

国際的ジェンダー統計指標セットの現状・問題・方向

伊藤 陽一（東北・関東支部）

1. 課題・背景・留意点・検討視角

- 1) ジェンダー（統計）指標（以下GS指標と略称）セット論議の‘proliferation’下、必要指標候補の確認や指標論の方向提示、更に具体的指標確認をめざして、この報告は、主要国際GS指標セットを検討して、GS指標の在り方への教訓を得ることを課題とする。
- 2) GS指標は、「人権重視を基礎においたジェンダー平等と女性のエンパワーメントの状況」を示す。検討すべき点は、①必要なGS指標は何か、②その空白や弱点は何か、③指標開発を阻む障壁は何か、④世界と各国でのこれら弱点の克服度合はどうか、⑤世界的趨勢を念頭において、弱点克服に向けての具体的措置は何か。⑥国際・地域・国（日本）・自治体でのGS指標候補の確認とフォローアップ策、等である。
- 3) 国連主導のGS論では「公的統計のジェンダー主流化」が唱えられ（*Integrating*: 2016以降）、その重要な手段としてジェンダー統計指標セットの推進がある。
- 4) 報告者は、これらの論議を社会統計学の構成を、基礎に▼統計倫理と公的統計の基本原則を据え、▼その上に「統計の品質」論を置いて、▼統計作成（統計の入手）論⇔▼統計指標論⇒▼統計指数（総合・複合指数）論⇒▼統計利用・分析論ととらえ、統計指標論を主要な段階の1つと考える。統計指標・指数論も、更にステップ等を含む。
- 5) 現在、世界の公的統計体制は、情報関連技術の急速な発展の中で、伝統的な統計調査・センサス中心から、非伝統的な新しいデータ出所（行政記録、民間データ、ビッグデータ等）にも依拠する方向へ進み、統計情報の配布でも多様な形態を探っている。そしてCOVID-19パンデミック、ロシアによるウクライナへの軍事侵攻。この世界的動向下でのGS指標論あるいは一般的指標論や統計指数（単一または総合）論である。

2. 国連SDGsにおけるジェンダー統計指標

- 1) UN & UN Women(2018) *Turning Promises into Action: Gender Equality in the 2030 Agenda for Sustainable Development*(pp.337)はSDGs指標をGS指標視角から検討した第2章を中心に、SDGsにおけるGSの不足等を包括的に検討した力作。
- 2) 指摘の要点。整理結果表は、原本の図2-1(p.52)【GSSNL.55, p.31】である。①SDGsの全指標232のうち、ジェンダー明示(gender specific)指標は54。目標5で14(全体の1/4)。②目標1,2,4,5,8,16:ジェンダーに敏感、目標2,10,13,17:ジェンダーに疎い、目標6,7,9,12,14,15:ジェンダーに無関心。③54指標のうち24(44%)がII層(Tier)、目標5の14指標のうちI層は2のみ。④ジェンダー統計の不足を、2020年のSDGsの見直しの際に改善すべき。【報告者注:(i)2020年の見直し(これは本来上記要請を受けとめるものでなく基本的改訂なし。層は13年版I:37, II:9, 3:6が、2022年版のI:36, II:15, III:0へ改善?(ii)2022年統計委報告では、関係指標85、目標12,13,14,15:指標無し、9,10,11,17:疎い(1~3指標)・・・】
- 3) 報告者コメント。①SDGsは、「誰をも取り残さない」をキャッチフレーズにするが、要するに「希望リスト」(これ自体は出発点として貴重)である。しかし、GDPの拡大(グローバル化推進)を基礎に、その成果で途上国や脆弱者を救済しようとするのが基本図式。一握りの億万長者への極度の富の集中の進行を不問にし、平和問題でも消極的。SDGsは2020年以前に綻びが見え、コロナ感染、ウクライナ戦闘、気候変動危機等で、再出発必要? ②この書は、ジェンダー指標の不十分性を指摘。だが、SDGs「全目標にジェンダー指標を」戦略は可能・妥当か? ③SDGsとは異なるジェンダー指標体系を検討する必要。

3. 国連ヨーロッパ経済委員会:ジェンダー平等指標-UNECE: Indicators of Gender Equality

- 1) UNECE(2015) *Indicators of Gender Equality*(pp.vi+127)はジェンダー平等を主眼として、北京行動綱領を丁寧に継承。

- 2) 分野：10+1（1 貧困、2 教育、3 健康、4 暴力、5 経済、6.1 社会における権力と意思決定、6.2 世帯内の権力と意思決定、7 メディア、8 環境、9 子どもと青年+10 人口特性）。北京行動綱領の「E 平和」、「H 制度」、「I 人権」を除外、人口特性と、意思決定・権力で、世帯内を新設し独立。合計 115 指標、指標には分野、見出し指標、補助指標の番号が付される。
- 3) 報告者コメント。①北京行動綱領の継承は評価。②詳細性で前進。②世帯内権力と意思決定、の新設は注目。③先進国型：UNECE 型といえる。④「平和」「人権」の除外は後退。⑤その後、UNECE・GSDB に組み込まれ、明示的レビューがない？

4. 国連:世界ジェンダー指標最小セット-Global Minimum Set of Gender Indicators

- 1) 北京行動綱領を引き継ぎ出発。MDGs（その後 SDGs）と連携する指標セットの設計を狙い、数年間の準備の後に 2013 年に統計委員会で承認。以後若干の改訂があった。
- 2) 現在、5 分野-I:経済構造・生産的活動への参加・資源へのアクセス、II:教育、III:健康と関連サービス、IV:公的生活と意思決定、V:女性と女兒の人権-の、量的指標 51、質的指標 11、合計 62 からなる。
- 3) 報告者コメント。①北京行動綱領を引き継いで、早くからより丁寧に用意された点で注目される。②質的指標を加えていることは評価できる。

5. ESCAP : Gender Indicators for Asia and the Pacific と CARICOM

- 1) ESCAP の 2015 年 1 月の指標提起は、北京行動綱領と国連最小セットを地域委員会が発展させる枠組み案として、11(13)分野、基本と補助の分野分類、マクロ指標(27 指標)/見出し・支援指標 (88)、地方の女性を特別焦点とする、質的指標の発展等、興味深い。但し、SDGs の登場後のフォアアップなどが不明。
- 2) CARICOM:GEI (Gender Equality Indicators) は、2013 年に北京行動綱領にそって 38 指標として定められ、SDGs の制定後は、その同一性から相互に支援しながら発展するものとされた。しかし、独自性・新提起は少ない。

6. 検討の暫定的まとめ-今後に向けて

- 1) とりあげた 5 つのうち 2,3,4 が注目されるセットである。指標数は、SDGs : 54、UNECE : 115、最小セット : 62 : 54。うち SDGs はジェンダー指標が諸目標に分散され、層の不十分もあり、ジェンダー指標の集中的セットとしては不足。
- 2) 国連最小セットが北京行動綱領を継承・継続している。これを基礎にして UNECE、UNESCAP や SDGs 等を含む「拡大セット版 (100 指標以上)」への編成が妥当。
- 3) その際、a.統計指標とともに質的指標、b.層 (Tier) 区分の堅持、c.途上国を念頭に「地方の女性・少女版」をも提起した ESCAP の柔軟で多様な提案等を参考に。
- 4) 国連は、国際比較のために、また統計不足国のデータの入手可能性を促進するために、一律の GS 指標版を提出しているが、先進国版、途上国版をありえて良い。
- 5) 国連最小セットの 5 分野分類は包括的過ぎて、ジェンダー課題を明示していない。SDGs:17、UNECE:10 (29)、UNECE:17 区分。分野区分を系統的、より詳細に。
- 6) 具体的指標の選択に向けては、報告者は結果・原因・手段等の区分、労働⇒労働手段⇒成果・結果・・等の論理関係に即するべきと考える。どこまで説得的に行うか。
- 7) 指標別の国別入手可能データやフォローアップの実態の検討も課題。日本の実情-国際機関への実績報告等-は？

文献

- United Nations(2021) “Gender Statistics” chap.9.10(pp.288-300) in Handbook on Management and Organization of National Statistical System- 4th Edition of the Handbook of Statistical Organization (和訳)伊藤陽一「国連による最新のジェンダー統計小論-国家統計組織ハンドブック(第4版-2021年8月の第9.10章『ジェンダー統計』)」GSSNL.No.55
- 伊藤陽一(2022)「ジェンダー統計指標の現況-進捗と弱点・今後の方向-(1)SDGsのジェンダー統計指標、及びUNECEのIndicators of Gender Equalityの紹介とコメント」GSSNL.No.55

都道府県版ジェンダー・ギャップ指数の検討

杉橋 やよい (専修大学)

はじめに

本報告の課題は、「地域からジェンダー平等研究会」(代表：三浦まり氏)が2022年の国際女性デーの3月8日に発表した「都道府県版ジェンダー・ギャップ指数」について、報告者がこれまでに指摘してきたジェンダー統合指数がもつ限界をクリアーできる指数となっているかを含めて、検討することである。

この都道府県版ジェンダー・ギャップ指数(以下、便宜的に「都道府県 GGI」と略す)は、世界経済フォーラムが毎年公表している世界ジェンダー・ギャップ指数(GGGI: Global Gender Gap Index)の計算方法を適用するものの、日本の、しかも地域の、男女平等の度合いを明らかにするために、4分野28項目を独自に使っている。なお、ジェンダー総合指数だが4つの分野を統合せずに、分野ごとに都道府県の順位を公表している。なお、「都道府県 GGI」のすべての資料(計算方法及び使用した男女別データ)はweb上で公開されていて、以下では出所を示さない限りはこのweb上の資料を参考・引用している(<https://digital.kyodonews.jp/gender2022/paid.html>)。

報告者は、GGGIの意義と限界をすでに指摘している¹が、これらの限界をクリアーできる指数になっているかを含め、検討したい。

1. 目的・算出方法

1.1 目的。「どの分野に男女格差が残るのかを知ること、足元の強みと課題を認識し、地域から日本のジェンダー平等を実現するのが狙い」

1.2 算出方法。GGGIの計算方法と基本的に同じ。すなわち、項目ごとに男女比を算出、項目の重要度を同じになるように標準偏差をウェイトづけした加重平均を、分野ごとにスコアを算出している。4分野を統合したスコアを示してはしない。

1.2.1 分野と項目。GGGIは経済・教育・健康・政治の4分野14項目だが、「都道府県 GGI」は、健康は日本の地域間格差とジェンダー差が小さいことから除外し、代わりに「住民に身近な地方自治の立案・執行の場である『行政』」を用いた4分野で、28項目を選定している。具体的には次の通りである—①政治では(1)衆参両院選挙区選出議員、(2)都道府県議会、(3)市区町村議会、(4)女性ゼロ議会、(5)歴代知事の在職年数、(6)市区町村長、②行政では(1)都道府県の管理職従事者、(2)都道府県の審議会委員、(3)都道府県防災会議委員、(4)都道府県の選挙管理委員会など地方自治法180条の5に基づく委員会、(5)都道府県庁採用(大卒程度)、(6)都道府県職員の育休取得率における男女格差、(7)市区町村の管理職従事者、(8)市区町村の審議会委員、(9)市区町村防災会議委員、③教育では(1)大学進学率、(2)小学校の校長、(3)中学・高校の校長、(4)小中高校の副校長・教頭、(5)都道府県教育委

¹ 杉橋やよい(2007)「世界経済フォーラムによるジェンダー格差の統合指数—紹介と検討—」法政大学日本統計研究所『研究所報』第35号 pp.11-26にはじまり、最新では昨年の経済統計学会2021年(第65回)全国研究大会・ジェンダー統計研究部会企画セッション「第5次男女共同参画基本計画とジェンダー統計」において「世界ジェンダー・ギャップ指数の再検討」を発表した(2021/10/16)。

員会委員、(6)都道府県教育委員会事務局の管理職従事者、④経済では、(1)フルタイムの仕事に従事する男女間の賃金格差、(2)フルタイム以外の仕事に従事する男女間の賃金格差、(3)フルタイムの仕事に従事する割合、(4)共働き家庭の家事・育児等に使用する時間、(5)社長、(6)企業や法人の役員・管理職従事者、(7)農協役員。これらのデータの出所は、すべてオープンで、主に政府の統計である。

2. 「都道府県 GGI」の結果

GGGI 同様、指数は 0~1 の値をとり、1 に近いほど男女間格差が小さいことを示す。結果の公表では、各分野別に都道府県の順位をつけて、各都道府県の 4 分野のスコアをリーダーチャートと「強みと課題」そして当該地域のジェンダー関連記事をすべての地域についてではないが示している。

「都道府県 GGI」の各分野の 1 位と最下位の 47 位のスコアを示すと、政治は 0.292 (東京) - 0.109 (島根)、行政は 0.395 (鳥取) - 0.170 (北海道)、教育は 0.503 (広島) - 北海道 (0.304)、経済は 0.384 (沖縄) - 北海道 (0.333) と、教育で 1 位の広島県を除き 0.5 未満と極めて低い。ちなみに、2022 年 7 月 13 日に公表された 2022 年の GGGI で、日本は 146 カ国中 116 位 (前年は 156 カ国中 120 位) で、主要 7 カ国 (G7) で最下位であり続けているのだが、分野ごとにみると教育は 1.000 (1 位)、健康は 0.973 (63 位) に対して、政治が 0.061 (139 位)、経済が 0.564 (121 位) とこの 2 つの分野が完全平等の 1 から大きくかけ離れている。とはいえ、「都道府県 GGI」の方が全体としてスコアが低く、地域における男女間格差をさらに鮮明に示しているとも考えられる。

3. 異議と問題点—暫定的な評価—

3.1 意義 地域のジェンダー平等度を数値化・可視化しようと、ジェンダー総合指数の中ではマシな GGGI の手法に依拠して、地域の男女間格差を示すための指標を選定して算出したことで、地域におけるジェンダー問題を議論する材料を提供している、という点で評価できる。

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。これは、GGGI にも当てはまるが、GGGI では「基礎的な考え」が示されていた。「都道府県 GGI」もこの考えを踏襲しているかどうかは明言されていないのでわからない。
- ② 無関係なデータを合算している。「都道府県 GGI」では、4 分野を統合することはないが、分野ごとに加重平均してスコアを算出している。分野ごとであれ、無関係なデータを加算している。これは、そもそも単一総合指数がもつ内在的限界である。
- ③ 各項目が独立ではない。そもそも理論的枠組みが不明 (上記①) なので、項目間の関係もわからない。
- ④ 男女間格差は、都道府県 GGI においても、その他の格差 (地域間格差や貧富の格差など) とは関係がないものとして、算出している・せざるをえない。
- ⑤ 項目の問題点。たとえば、男女間の賃金格差を、フルタイム間、非フルタイム間に分け、さらにフルタイム比率の男女差もある。これらは、項目ごとに生のデータとしては意義があるが、経済分野の 1 スコアの結果としては疑問である。その他については報告時に。

日本の GDP 統計における 2008SNA 加工用財貨の計測の検討

則竹 悟宇(立教大学・院)

はじめに

アップルに代表されるようなグローバルに生産活動を展開する企業が重要な研究対象となっており、それらを捕捉することが経済統計に求められている。国連欧州経済委員会(UNECE)はグローバル生産の活動を CaseA~CaseH の 8 類型に区分し、その類型のひとつに、製造委託に関する活動である、委託加工のために海外に輸送される財(Goods sent abroad for processing)を挙げている UNECE (2015)。企業が、海外の加工業者(以下、加工請負業者)と製造委託契約を結び、従来自社で行っていた製造工程の一部またはすべてをアウトソーシングすることは、より一般的になっている。加工を依頼した企業は(以下、加工依頼業者)は加工請負業者に、委託加工サービスの対価として加工賃を支払う。加工委託業者は調達した原材料・半製品などの加工前の財(以下、加工前財貨)を、海外の加工請負業者に輸送し、組立、精製等の工程を経た加工後の製品(以下、加工後財貨)を再度取得するようなケースがある。上記を例とするような、海外への製造委託について、日本の SNA は 2008SNA の勧告に一部未対応となっている。本報告では 1993SNA から 2008SNA への加工用財貨の取り扱い変更の経緯、及び諸外国の適用状況を整理し、日本における対応の可能性を検討する。

1. SNA における加工用財貨の取り扱いについて

1993SNA 及び BPM5 においては、海外に送られる加工用財貨のフローについて、所有権が移転したとみなし、加工委託業者が加工前財貨を海外に輸送した際に輸出として記録し、加工請負業者から再度戻される加工後財貨を輸入として記録する。また、加工委託業者が支払う委託加工サービスについては計上しないこととした¹。

しかし、1993SNA および BPM5 においては、すべての委託加工に対して所有権の移転を帰属したわけではなく、例外が存在した。まず、同一国内の企業間で行われる委託加工取引に対しては、加工用財貨の所有権移転の帰属が行われない²。また、加工請負業者が加工した製品を、加工受託企業に返還することなく、現地の企業や第 3 国に販売される場合、所有権の移転は帰属しないことになっていた。つまり再輸出入を前提としない加工用財貨の取引は所有権移転の帰属を行わない。さらに、財貨の分類が変更とならないような軽微な加工についても所有権移転の帰属を行わないこととされた。

2008SNA 改定に向けた取り組みの中で、専門アドバイザーグループ(Advisory expert group ; AEG)による第 3 回会合において、①従来の 1993SNA を踏襲、②すべてのケースにおいて、加工用財貨に対する所有権の移転を帰属する、③すべてのケースにおいて、加工用財貨に対する所有権の移転を帰属しないという 3 つのオプションが示された(AEG (2005))。最終的に、AEG は③の加工委託に関するすべての取引に対し、所有権の移転を

¹ 1993SNA では上記記録方法をグロス表示としている。それに対し、加工用財貨を輸出入に記録せず、委託加工サービスのみを記録することをネット表示としている。

² ただし、同一企業傘下の事業所間の取引については、加工用財貨の取引は産出として記録される。1993SNA 6.82 段。

帰属しないことを推奨した³。これは、グローバル化の進展に伴い、技術過程を表現することよりも国際的な製造のフラグメンテーションを把握することが重視されたことによる（AEG（2005）,UNDESA(2018)）。

これを受けて、2008SNA 及び BPM6 では、所有権の移転を帰属せず、所有権移転の原則をより厳密に適用した。結果として、加工依頼業者と加工請負業者間の加工用財貨の受渡は輸出入に記録せず、委託加工サービスについては、サービスの輸出入として新たに記録することを勧告している。

2. 諸外国の適用状況

2008SNA 及び BPM6 における加工用財貨の取り扱いの変更に対応するには、企業調査、通関統計、サービス貿易調査、行政記録等の多くの統計リソースの利用が推奨されている。特に海外に送られる加工用財貨の受渡、及び委託加工サービスの把握には企業調査及び通関統計による捕捉が推奨されている（Eurostat2014,UNECE2015）。EU 加盟国は、通関統計において、取引の性質をコードにより把握しており、海外に送られる加工用財貨の受渡が把握できる。中国は、通関統計において海外に送られる加工用財貨を区別することができる。アメリカにおいては、海外に送られる加工用財貨及び委託加工サービスを詳細に捕捉する統計が利用できず、対応を見送っている。カナダにおいても、加工用財貨の通関統計における捕捉に課題があり、未対応となっている。アメリカおよびカナダにおいては、今後、企業調査を拡充させることで対応の検討進められる予定である。

3. 日本における 2008SNA 及び BPM6 への対応状況

日本においては、国際収支統計および支出側 GDP では対応する一方、産業連関表及び生産側 GDP においては、財貨・サービス別に加工用財貨の輸出入額を把握することが困難であるため、対応を見送っている（葛城・小嶋（2014）,総務省（2017））。つまり、部分的に対応した状況となっており、マクロ統計間で不整合が生じている。

主な参考文献

葛城麻紀・小嶋秀人（2014）「加工貿易に係る 2008SNA 勧告への対応の在り方について」

『季刊国民経済計算』、No.155、p67-p77

総務省（2017）「平成 27 年（2015 年）産業連関表作成基本要綱」

AEG(2005):Goods sent abroad for processing

<https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/AEG/papers/m3Goods.pdf>

Eurostat(2014): Manual on Goods Sent Abroad for Processing (Eurostat, Luxembourg)

UNDESA,Statistics Division(2018):Handbook on Supply and Use Tables and Input-Output Tables with Extensions and Applications. (United Nations, New York)

UNECE(2015): Guide to Measuring Global Production (United Nations, New York and Geneva)

³ アメリカなど複数の国が、産業連関表において製造過程を反映できなくなることを理由に、これに反対の意を示している。

データの価値・フロー

櫻本健（立教大学）

はじめに

2025年に成立する国民経済計算体系(SNA)で、データの価値・フローを導入することが決まった。デジタルイゼーション分野では、他に①デジタル供給使用表(デジタル SUT)を中軸とする、デジタルエコノミーサテライト、②Youtubeのような無料広告を制度部門を中心に帰属家賃に近い方法で捕捉するデジタルサテライト、③暗号資産といった分野に分かれて議論されている。この報告は①、②の国際的情勢を取り上げる。

1. データを生産に

2025年に成立予定の SNA では、データを生産とすることが決まった。データは「現象へのアクセスと観測」が対象で、**observing phenomena, OP** と呼ばれる。データとは、現象にアクセスし、観察し、記録することによって得られる情報コンテンツである。このような現象から得られた情報要素をデジタル形式で記録・整理・保存し、参照や処理のために電子的にアクセスできるようにすること。電子的にアクセスし、参照または処理することができる。

データは OP と称される。Massarelli(2022)の説明では、すべてのデータ資産を完全に生産されたものと見なされる。記録は4つのオプションが設定される。「OPへのアクセス権取得に直接関連する取引は、レンタル料として計上する。自社で生産したデータ資産は、OPへのアクセスに関連するコスト（非生産資産）を含むコストの合計額で評価する。OPへのアクセスに関連するコスト（非生産的資産）を含むコストの合計で評価する」。データ制作の自己勘定は、以下のコストの合計で評価される。

2. 各国の取り組みに見る日本の推計の在り方

これまで米、加、豪、蘭が国際会合にて試算結果を各国に説明してきた。米はネット求人会社の分類を利用した詳細な試算を行った。豪は主に結果の共有だけを行った。加は独自に詳細な職業分類から試算を数回公表してきた。日本よりはるかに詳細な職業分類データを使用するこれらのケースは日本に応用することが難しい印象を受ける。その点で、蘭は日本の現状に最も近いケースとみられる。

データ導入で GDP と総固定資本形成が上方改定される。米商務省経済分析局(BEA)はデータ関連の産業が年率 7%上昇しているとしている。米に限らず、データ分野のすそ野が拡大している傾向はいずれの国でも同様の説明がなされている。細かく分解すると、急速に拡大する分野と縮小する分野が相殺しているとされる。Bondt(2022)P.22によると、オランダでは、データソースの分析を実施する企業の割合が、2015年から2019年にかけて19%から27%に増加した。しかし、データベース管理を含む ICT 機能のオフショアリングが進み、データベースは減少した。データベースの生産性が向上し、管理するスタッフ数が減少していることが示唆されている。生産性向上は推計の補正が必要とみられている。

Bondt(2022)P.23によると、様々な大胆な仮定を置いて推計を工夫している。「ソフトウェアとデータベースの通常の推計と、この研究で提示された推計の間に重複がある。通常の研究開発投資額とデータサイエンスは重複しない」としている。GDP水準に占める割合(データ/GDP)で見ると、2017年では2.1%~2.7%としている。

米加方式の場合、オルタナティブデータの使用が課題となる。蘭方式の場合、税社会保障の行政データと調査データを組み合わせて職業分類別の家計調査のようなデータを利用している。蘭方式に限らず、デジタル分野の新推計は詳しい職業分類別推計データに依存しているため、日本は何らかの対処が必要とみられる。

Table 1. Mapping of occupations from Statistics Canada to Statistics Netherlands

Statistics Canada occupation description	Statistics Netherlands		Percentage dataproduction					
	occupation code (ISCO 08)	occupation description	data		databases		datascience	
			min	max	min	max	min	max
Customer and information services supervisors	1221	Sales and marketing managers	30	50				
Data entry clerks	4132	Data entry clerks	100	100				
Other customer and information services representatives	243	Sales, marketing and public relations professionals	30	50				
Survey interviewers and statistical clerks	4312	Statistical, finance and insurance clerks	90	100				
Mathematicians, statisticians and actuaries	212	Mathematicians, actuaries and statisticians	20	30			50	60
Economists and economic policy researchers and analysts	2631	Economists	20	30			50	60
Financial and investment analysts	2412+2413	Financial and investment advisers, Financial analysts	20	30			50	60
Social policy researchers, consultants and program officers	2632	Sociologists, anthropologists and related professionals	20	30			50	60
Information systems testing technicians	3513	Computer network and systems technicians			30	50		
Database analysts and data administrators	252	Database and network professionals			90	100		
Computer and information systems managers	252	Database and network professionals						
Statistical officers and related research support occupations	3314	Statistical, mathematical and related associate professionals					90	100

Source: Statistics Canada and Statistics Netherlands

Bondt(2022)P.13 より引用。

3. デジタル無償生産物向けのサテライトの提案～まとめに代えて

Youtube を見ていると出てくるような無償広告を生産とするサテライトが提案され始めている。Nakamura et al.(2018)pp.9-10によると、米の2015年名目GDPの0.08%未満であると計算されるが、これは計算上保守的に計測せざるを得ないからだとされる。米の各国に対する説明では既に既存の広告サービスを上回っている。現状では、無料生産物関係者の人件費を膨らませる投入法で測定されるとみられる。

タスクフォースによると、AEGへの報告でデジタル無料財をモデル化してデジタルSUTサテライトで対処していくことで決定した。コアへの展開も視野に入れて制度部門も検討されている。

参考文献

- Bondt, Hugo de(2021),“Estimating the Value of Data in the Netherlands”, Paper prepared for the IARIW-ESCoE Conference, November 11-12, 2021, Session 4
- Massarelli, Nicola(2022), “ SNA update:Digitalisation task team”, https://unece.org/sites/default/files/2022-05/S%202.2_1%20Nicola%20Massarelli%20%20-%20Overview%20of%20Digitalisation%20TT%20work.pdf
- Nakamura, Leonard, Jon Samuels, and Rachel Soloveichik(2018):“Free’ Internet Content: Web 1.0, Web 2.0 and the Sources of Economic Growth”; Paper prepared for the 35th IARIW General Conference; Copenhagen, Denmark, August 20-25, 2018.

米国 NIPA の成立とわが国の国民経済計算への影響

高山 和夫(内閣府・総務省)

はじめに

現在のわが国の国民経済計算は、国際連合 (United Nations) が勧告した 2008SNA に沿った勘定体系となっているが、このような体系となったのは 1968SNA を導入した 1978 年以降の「新 SNA」と呼ばれるものからである。それ以前は 1953SNA(「旧 SNA」と呼ばれる勘定体系)などであったが、それは米国の国民所得・生産勘定体系 (National Income and Product Accounts。以下、「NIPA」とする。)や OEEC の勘定体系の影響を受けたものであった。本報告では、国民所得推計に関する国際基準策定と NIPA の成立経緯を比較しつつ、主に戦後のわが国の国民所得統計への米国の影響について報告する。

1. 国民所得推計に関する国際基準策定

国際連盟 (League of Nations) 統計専門家委員会は、1928 年に経済統計の作成と統一的な表章方法の採用を促進するため、経済統計に関する国際会議を開催する。その後、1929 年の大恐慌発生とマクロ経済理論の発展が、国民所得推計の進展上大きな刺激となり、国際連盟は 1939 年に国民所得推計値を初めて公表し、同年 4 月に、国際連盟統計専門家委員会は、国民所得測定のためのガイドラインの必要性を承認したが、同年 9 月からの第二次世界大戦の勃発により作業は中断せざるを得なかった。この計画は戦後の 1945 年に復活し、R.ストーンを中心に編集されたのが「1947 レポート」である。

2. NIPA の成立

1929 年 10 月のニューヨーク株式市場の大暴落に端を発した大恐慌により、米国では公式かつ精緻な国民所得統計の推計を求める声が高まり、1932 年 6 月に米国上院は商務省に対し 1929-1931 年の国民所得(生産、分配)の推計に関する決議を採択した。商務省は NBER に協力を求めるが、その際に商務省に派遣されたのが S.クズネツツであり、商務省による最初の「国民所得推計報告書」を作成している。その後クズネツツは NBER に戻り、コモディティ・フロー法の開発に従事し、支出面の国民所得推計の整備を進めていった。1940 年代に入り、米国の経済政策は雇用問題を中心とした不況克服策から戦時体制へと転換していった。そのような中、1941 年に商務省国民所得課長が M.ギルバートに交代した。M.ギルバートは、従兄である R.ギルバートの影響からケインジアン的側面を持つ人物であり、米国内で戦時色が濃くなるにつれ、軍需品購入を含む政府の経済活動、すなわち「政府の財貨・サービスの購入額」を国民所得統計に反映する必要性が生じていった。このため、クズネツツの国民所得概念と袂を分けて、GNP の概念が導入されていった。1944 年 9 月に米国ワシントンで、米・英・加の国民所得推計の専門家による「国民所得測定のための 3 ヶ国討論会」が開催された。この討論会では、英国はストーンが、米国は M.ギルバートが中心的人物であった。その合意内容は「3 ヶ国協定」に集約され、前述の「1947 レポート」に反映されていった。一方米国では、この合意内容を踏まえ 1947 年 7 月に NIPA が成立した。

3. わが国における国民所得統計の成立と米国の影響

わが国における国民所得統計は、戦前から学者や民間団体を中心に行われており、政府では内閣統計局により1925年、1930年、1935年に実施されている。政府の国民所得統計業務は、1941年7月の「財政金融基本方策要綱」により、旧大蔵省（現在の財務省）に移管された。戦中には英国の「ミード・ストーン体系」が伝播し、森田（1944）による詳細な分析等が行われていた。

これに対し、戦後間もなくのわが国における国民所得統計は、米国の専門家からの影響や指導に負うところが大きかった。戦時中に旧大蔵省で推計されていた国民所得統計は、1945年10月の「米国戦略爆撃調査団」来日の際にM.ギルバート等の要請により、支出側推計（1940～1944年）で再推計している。また1946年秋以降に、GHQの要請により「第一次ライス統計使節団」が来日し、日本の統計制度・組織について報告書を提出している。その報告書の中で、国民所得統計に関する専門部署の設置要請があり、1947年6月に旧経済安定本部（後の経済企画庁、現在の内閣府）に移管された。その後、1949年のシャープ税制使節団からの要請により、1930年以降の生産・分配・支出系列から成る一貫した国民所得推計が初めて行われた。この頃の推計結果は信頼度が必ずしも高くなく、米国のオオシマ氏やヒューバー氏等から過小推計が指摘されるなど課題があったとされる。1952年に米国NIPAの勘定体系に倣った6勘定から成る国民所得推計が試算され、その後1953年に「昭和26年国民所得報告」が閣議に提出された。

このように戦後の推計は米国NIPAの影響を強く受けたものであったが、SNAが「1947レポート」から「1953SNA」へと変更されるに伴い、わが国における国民所得推計も米国NIPAの勘定体系から次第にECAFE方式へと移行していくことで、国際比較可能性を高めていった。

まとめ

戦後のわが国における国民所得推計は、SNAが必ずしも確立されていなかった時期であり、戦後のGHQ占領などを考えると米国NIPAによるところが大きく、今日のような勘定体系ではなかった。やがてSNAが国際的に確立されていく中で、わが国における国民所得推計も米国NIPAの影響は軽微なものとなっていった。

参考文献

- 泉弘志（1973）。「アメリカ合衆国における国民勘定の形成」、『経済論叢』112(1), pp. 22-44.
- 岩崎俊夫（2020）.『社会経済統計研究の成果と展開 論点と関連論文（1955-90年）』御茶の水書房
- 奥本佳伸（1997）.「日本における国民所得推計の歩み」、『千葉大学経済研究』,12(2), pp.265-287
- 倉林義正（1990）.「SNAとアメリカの国民所得・生産物勘定」、『経済研究』41(2), pp.108-119.
- 後藤文治編（1966）.『新国民所得読本』至誠堂
- 中山伊知郎監修経済企画庁戦後経済史編纂室編（1992）『戦後経済史 6 国民所得編』復刻版原書房
- 野村良樹「アメリカ国民所得推計抄史（1）（2）（3）（4）」『経営研究』（大阪市立大学）第30巻第5・6号合併号（1980）,第31巻第3号（1980）,第32巻第6号（1982）,第35巻第1号（1984）
- 森田優三（1944）.「国民所得の循環-国民所得の立体的把握の方法について」日本統計学会編『国民所得とその分布』,日本評論社
- Lepenip Philipp. (2016). *The Power of a Single Number*. Columbia University Press.

資産境界の拡大とマーケティング資産の取り扱い

萩野 覚（内閣府経済社会総合研究所）

岩永 真由（内閣府経済社会総合研究所）

はじめに

知的財産生産物に関し、2008SNAは、研究開発資産を含めることとしたが、次期SNA改定では、マーケティング資産の取り扱い変更が議論になっている。すなわち、マーケティング資産は、2008SNAでは、非生産資産として位置づけられているが、研究開発資産同様、生産資産として計上する案が提示されている。

1. 2008SNA 策定時の議論

2008SNAは、マーケティング資産について、企業による投資の結果であることを認識しつつ、価値測定の困難さを理由に、非生産資産として位置付けている。すなわち、2008SNAは、生産資産と非生産資産を区別しており、生産資産を、SNAの生産境界内の生産過程から出現した非金融資産と、非生産資産を、生産過程以外の方法で出現した非金融資産と定義し、非生産資産を、さらに、①天然資源、②契約・リース・ライセンス、③のれん・マーケティング資産に分類している。のれん・マーケティング資産の範囲については、「マストヘッド、ロゴ、顧客リストなど、マーケティング資産とまとめて呼ばれるような資産」と定義している。

2008SNAの検討にあたったキャンベラIIグループ（国連統計委員会傘下の無形資産の取り扱いに関する検討グループ）の議論では、買入のれんや自己創設のれんであるマーケティング資産は、実際には生産されたものであるが、固定資本形成に該当する支出を特定する困難さから、非生産資産と位置づけられた経緯である。また、広告宣伝費を固定資本形成として扱う方法も、当該費用が短期的な性格を持つことを理由に否定されている。

2. 次期SNA改定に向けた議論

次期SNA改定にあたっては、2008SNAの非生産資産のうち、①天然資源、および②契約・リース・ライセンスについては、非生産資産としての位置づけが明確であるが、③のれん・マーケティング資産は生産資産の条件を満たしている、との意見が有力となりつつある。これは、企業が、財貨・サービスに付けられたロゴやブランド名は、多大な価値を加えることになるが、価格やマーケットシェアを維持するべくブランド価値を創造するため、生産過程において多額の支出やリソースを費やしているからである。また、マーケティング資産が、グローバル経済において、より重要な役割を果たすようになってきたことも重視されている。特に、ブランド価値は、無形資産としての位置づけから、多国籍企業が、その価値の移転により利益のシフトを行うことができる。こうした状況の下、価値測定が困難であるという実務的な理由により、マーケティング資産を生産資産と位置付けないで良いかどうか、再度議論されている。

マーケティング資産となり得るものについて、考えてみると、契約、資産・技術等が対象となり得る。マーケティング資産の代表例は、ブランドであるが、これは元来、「焼印をつける」ことを意味する古ノルド語 *brander* から派生した言葉であり、印をつける、他と区

別するという機能を意味する。米国マーケティング協会も、ブランドを、「個別の売り手もしくは売り手集団の商品やサービスを識別させ、競合他社の商品やサービスから差別化するための名称、言葉、記号、シンボル、デザイン、あるいはそれらを組み合わせたもの」と定義している。

3. 国民経済計算や国際収支統計への影響

マーケティング資産を生産過程で産み出された資産とみなすならば、GDPが増加する。マーケティング資産の創設、マーケティング資産の売買とも、総固定資本形成として計上するとともに、固定資本減耗を計上することになるからである。

国際収支統計においても、マーケティング資産の使用料を財貨・サービス勘定に計上することになるが、ビジネスサービスの細分類等、当該売買を計上するための分類を設けることが考えられる。なお、BPM6は、フランチャイズフィーの取り扱いについて、財産所得とサービスの2つの要素が含まれているとしており、財産所得とサービスの分割が不可能な場合、全体をサービス（IPP等使用料）として計上するとしている。SNAにおいてマーケティング資産を生産資産化することによって、SNAでもBPMでも、フランチャイズフィーをサービスとして扱うことになる。

企業会計では、生産過程で産み出されたマーケティング資産は、自己創設のれんと呼ばれ、M&Aを通じて認識される買入のれんとは異なり、バランスシートに計上されることはない。この点を踏まえ、岩永・萩野（2015）は、自己創設のれんの生産コストに相応する広告宣伝費を集計し、これをストックの蓄積とみなすことで、自己創設のれんの価値を推計した。また、買入のれんについて、企業財務データのバランスシート項目を集計した。この結果、2014年末時点で、自己創設のれんが約4兆円、買入のれんが約16兆円と推計された。

一方、電通（2022）は、1年間に使われた広告費について、マスコミ（新聞、雑誌、テレビ、ラジオ）、インターネット、プロモーションメディアを通じた広告媒体料と広告制作費を、媒体社、広告制作会社、広告会社、各種団体などの協力を得ながら推計しており（図2-3）、広告費の供給側から推計値を提供している。当該推計では、総広告費を、2014年には6.2兆円、2021年には6.8兆円としており、これを全て自己創設のれんとみなすと、岩永・萩野（2015）の広告の需要側からの推計額の約1.6倍となり、より包括的な把握になる。

ただ、広告費のうち資本化すべき額の特定については、広告費を支出した企業による認識に基づくしかない。また、買入のれんは、M&Aを行った企業のバランスシートから統計的に把握できるものであり、広告費からは把握できない。従って、将来的には、日本においても、英国で行われている無形資産投資サーベイのような、無形資産に対する包括的な企業調査を展望すべきである。

参考文献

岩永真由・萩野覚（2015）「国民経済計算におけるのれん・マーケティング資産について」
『季刊国民経済計算』No.158.

電通（2022）「日本の広告費 2021」.

Google 検索による小分類事業所数の取得について

坂本 憲昭 (法政大学)

1. はじめに

都道府県の市区単位かつ小分類業種ごとの事業所数を取得して地域分析したい場合、政府統計が理想であり、匿名データやオーダーメイドを含めて利用できるデータは増加傾向にある。しかしながら、未調査または未公開となっている業種の場合、従来はタウンページを利用したが掲載店舗は減少している。また、同様なデータを海外に求めた場合、著者の調査によれば日本以上に取得が困難である。これらの背景から、Google 検索（以下、Google）を利用している。民間企業によるデータでは信頼性など検討すべき要素があるが、現実として2章に示す利点が多い。すでに著者は台湾の事業所数について Google により分析をおこなった[1]。本稿の目的は、取得できない日本の眼科診療所数（以下、眼科）を Google により取得し、その際の知見と取得結果の精度をあきらかにすることである。

2. Google 検索による事業所数取得フロー

Google の長所は、汎用性（多くの業種を検索可能）、網羅性（事業所経営者の意思に関係なく掲載）、早期修正（開廃業がすぐに反映される、オーナーがデータを修正できる）などがある。短所は検索結果にあり、過剰な検索結果（検索ワード以外のヒット）、重複（広告ではなく複数の地域で検索されるように仕込まれる）、データ不備（掲載データの欠落や非定型な表現）などがある。以下に眼科を例として、これらの短所に対応する要点を示す。

(1) **検索ワード**：市区別に Google 検索ワードを準備する。具体的には“都県名 市区名 眼科 - 検索対象外の同都県内市区名を羅列”とした（- は検索時の対象外）。

(2) **Google 検索の実施**：(1)のワードにより検索を実施する。必要な項目は「診療所名,カテゴリ,住所,電話」である。しかし、さまざまなデータの挿入や欠落があり以下に処理する。

(3) **無関係データの削除**：次の3種類を除外する。①評価,ルート,レビューなどの定型ワードによるレコード、②検索対象業種固有のコンタクト,メガネ,メガネ等販売店など眼科に關係する事業所、③内科,外科,整形外科など眼科以外の病院,診療所,クリニック

(4) **業種のカテゴリ（眼科診療所の抽出）**：眼科,眼科医,眼科クリニック,アイクリニック,眼科センター,検眼医,及び眼科を含む複数診療科目の診療所を眼科と判定して抽出する。カテゴリの欠落は目視にて確認する。

(5) **住所の判定**：日本郵便株式会社が公開している「郵便番号データ」を用いて、検索結果の住所がどの都県にある市区であるかを判定する。住所の欠落は目視にて確認する。

(6) **重複の削除**：同一眼科が、同じ市区内に複数存在する、異なる地区でも抽出される場合がある。必要に応じて電話番号や目視で判断する。

3. 統計データ

Google 検索結果を検証するため、「経済センサス」及び「厚生労働省：医療施設調査」により取得できる歯科診療所数（以下、歯科数）を取り上げ、さらに歯科及び眼科医師数「厚生労働省：医師・歯科医師・薬剤師統計」のデータを用いる。

4. 考察

経済センサスの歯科数を真値と仮定して、群馬県,栃木県,埼玉県,茨城県,千葉県 の 149 市区を対象とした結果を Table 1 に示す。Table 1 の左側は各地域における医療施設調査と

Google による歯科数の誤差であり、誤差は1桁であるが標準偏差が大きい。Table 1 の右側は X と Y の相関であり、いずれも 1 に近いが、傾き Google の 0.85 は少ないことを示す。次に、ばらつきを見るため Table 2 及び Figure 1,2 を示す。Table 2 の眼科 209 市区は前述の歯科の範囲を拡大した東京都,神奈川県,山梨県,長野県,新潟県を含めた合計市区数である。

Table 2 の歯科数を考察すると相関係数の最小値は 0.91 であり、歯科医師数と歯科数の相関は高い。一方、眼科の最小値は 0.83 で充分ともいえるが、歯科よりも劣る結果である。そこで、Figure 1,2 よりあきらかに外れた地域を除外した結果が Table 2 の地域(B)(C)である。(B)は千葉県松戸市,千葉県美浜区,埼玉県坂戸市、(C)は東京都新宿区,文京区,千代田区を除外している。自明であるが歯科及び眼科の相関はいずれも向上し、Figure 1,2 から明らかのように傾きも大きくなる。傾きについては、歯科は経済センサスと医療施設調査が同等に対して Google は少ない特徴を示しており、これは眼科も同様な傾向である。

Table 1 経済センサスを真値とした場合 (歯科)

	医療施設調査	Google	X	経済センサス	
			Y	医療施設調査	Google
平均(数)	4.2	5.5	相関	0.99	0.98
標準偏差(数)	10.4	13.4	傾き	0.98	0.85

Table 2 医師数との相関と傾き

地域	149 市区 歯科(A)			松戸市,美浜区,坂戸市 3 市区除外 歯科(B)			歯科地 域(A)	歯科地 域(B)	眼科 209 市区	東京 3 区 除外(C)
X	歯科医師数						眼科医師数			
Y	経済 セン サス	医療 施設 調査	Google	経済 セン サス	医療 施設 調査	Google	Google			
相関	0.92	0.92	0.91	0.99	0.99	0.98	0.88	0.88	0.83	0.91
傾き	0.55	0.54	0.47	0.70	0.69	0.60	0.42	0.42	0.34	0.47

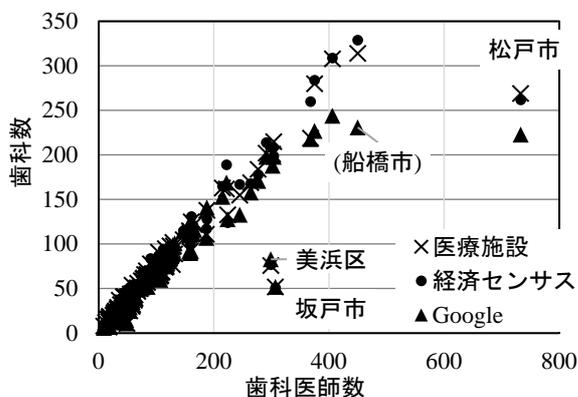


Figure 1 歯科医師数 vs. 経済センサス,医療施設調査,Google

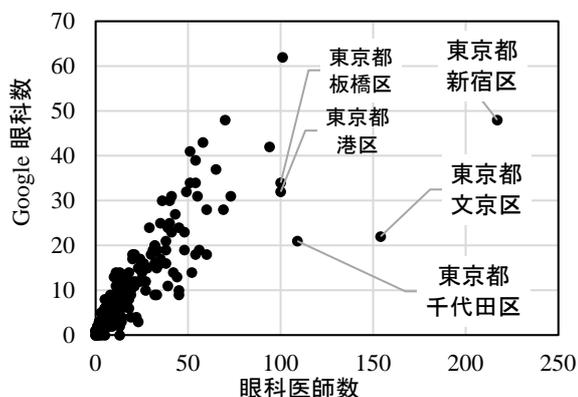


Figure 2 眼科医師数 vs. Google

5. おわりに

眼科を対象として Google 検索の有効性を考察し、統計データがある歯科と比較して遜色ない結果を取得できることを示した。ただし、歯科の結果によれば医師数の観点からみれば少ない傾向を示した。要因のひとつとして政府統計と Google の調査年が 3,4 年異なることが考えられるが、その確認は今後の課題である。

本研究は JSPS 科研費基盤研究(C)20K02167 の助成を受けた。ここに謝意を表す。

[1] 坂本憲昭, 台湾における事業所数の考察, 日本オペレーションズ・リサーチ学会, 2022 年春季研究発表会, 2022

新型コロナウイルスの地域経済に与える影響

— 都道府県別 GDP を利用して —

山澤 成康（跡見学園女子大学）

はじめに

新型コロナウイルス感染拡大の地域経済に与える影響を、都道府県別 GDP を利用して分析した。人出と実質 GDP 成長率には正の関係があることがわかった。

1. 生産面からの GDP

産業別の県民経済計算を月次指標で推計し、チャウ・リン法を使い、実績部分は月次分割し、予測部分は前期比を使って延長推計した。

都道府県別 GDP を推計するための基礎統計は図の通り。



2. 推計上の問題点

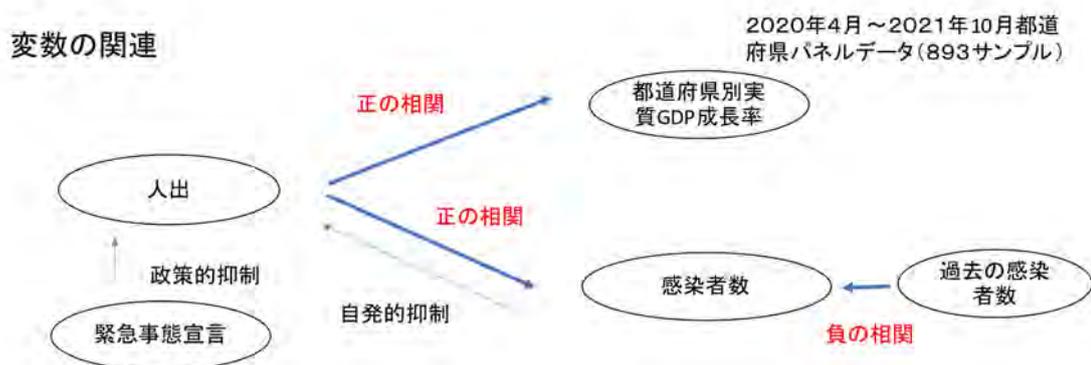
鉱工業生産指数と県内総生産（第二次産業）の動きが違う都道府県がある。工業統計と鉱工業生産指数の動きが違うことが原因と考えられる。

第三次産業活動指数は、全国値しかないなので、都道府県別に推計するには工夫を要する。業種別第三次産業活動指数をクラスター分析より2つに分類し、それらを説明変数として、県内総生産（第三次産業）を推計した。推計方法には改善の余地がある。

3. 新型コロナウイルス感染拡大の影響

新型コロナウイルス感染拡大の影響分析は、Hoshi(2021)を参考にした。人出から実質 GDP への影響は正になる。第一次緊急事態宣言では実質 GDP を抑制する効果が大きかったが、それ以降はまちまちである。また、工場が立地する都道府県では、実質 GDP の抑制効果が大きいと考えられる。

変数の関連



被説明変数：GDP（対数階差）

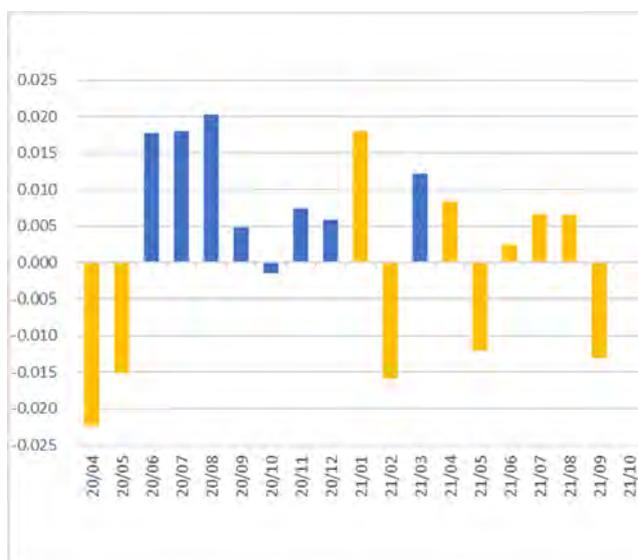
操作変数：緊急事態宣言（階差）

		都道府県ダミー	期間ダミー
定数項	0.00012	0.00012	0.00020
人手（階差）	0.0039 ***	0.0039 ***	0.0046 ***
自由度修正済み決定係数	0.351	0.318	0.646

（注）推計期間2020年4月～2021年10月

期間ダミーの推移

（期間別固定効果で推計した場合）



人出が実質 GDP に与える影響
（都道府県別に推計した場合）



参考文献

山澤成康 (2022) 「生産側都道府県別月次実質 GDP の作成」、『マネジメント学部紀要第 34 号』、跡見学園女子ややま大学（「山澤研究室」からダウンロード可）

Hoshi, K., Kasahara, H., Makioka, R., Suzuki, M., and Tanaka, S. (2021). Tradeoff between job losses and the spread of COVID-19 in Japan. *Japanese Economic Review*, 72:683-716.

訪問・通所介護施設における介護サービス受給者の 地理的密度の地域差

小西 純（統計情報研究開発センター）

はじめに

高齢化により介護サービスの需要が高まる中、介護従事者の需給ギャップが課題となっている。介護サービス受給者の地理的な密度と施設の収益性に相関関係が見られることから、訪問・通所介護サービスの介護従事者の供給については、サービス受給者の密度を把握することが有用である。本研究の目的は、東京圏における訪問・通所介護施設（以下、「訪問・通所介護事業所」という）の介護サービス受給者の密度について、事業所からのバッファの範囲で算出し、その統計的な分布と地域差について分析することである。

75歳以上人口は都市部で急速に増加し、国立社会保障・人口問題研究所の推計によると、2015年～2025年の75歳以上人口の都道府県別の増加倍率は埼玉県が最も高く、1.56倍になると推計されており、地域の状況に応じた対応が求められていることから、本稿では埼玉県の通所介護事業所についてGISデータを作成し、事業所から半径1km、3km圏内における75歳以上のサービス受給者数を推定した。分析では、圏域のサイズの違いについて比較するために、受給者数を面積で除して密度を算出した。この結果を地図化すると、75歳以上人口が多い地域に事業所も多く立地していることが明らかになったため、改めて施設定員とサービス受給者数の関係を明らかにするために、サービス受給者数に対する圏域内事業所の定員の充足率（事業所定員／サービス受給者数）を算出した。

1. 介護保険制度と介護サービス

高齢者の介護を社会全体で支えあう仕組みとして介護保険法が1997年に成立し、2000年から施行されている。介護保険制度の被保険者は、①65歳以上の者（第1号被保険者）、②40～64歳の医療保険加入者（第2号被保険者）となっており、介護保険サービスは65歳以上の者は原因を問わず要支援・要介護状態となったときに受けることができる。

「介護保険事業状況報告」による平成30年度末現在の要介護（要支援）認定者数は645万人で、そのうち75歳以上の認定者数は572万人で全認定者数の89%を占めている。年齢が上がるほど要介護（要支援）認定率は上昇する。要介護（要支援）認定者は2000年から2020年の20年間で218万人から669万人と3.1倍となり、この間のサービス利用者も増加している。介護サービスの種類は、大きく「施設系・居住系サービス」と「在宅系サービス」に分けられ、特に在宅系サービスの利用者数は97万人から384万人と4.0倍の増加となり増加が著しい。

本稿では介護サービスのうち増加が著しい在宅系サービスのうち通所介護に着目する。通所介護（デイサービス）とは、自宅から送迎等でデイサービスセンターに通い、機能訓練や食事・入浴等をして日中過ごすサービスである。通所系サービスには、通所介護のほかに、通所リハビリテーションや市町村が指定・監督を行う地域密着型通所介護等がある。

2. 利用データ

地域別の75歳以上人口については、平成27年国勢調査の地域メッシュ統計のうち2分の1地域メッシュ別データを利用する。通所系介護事業所のデータは、厚生労働省の「介

「介護サービス情報公表システム」を利用して、埼玉県における「目的や場所に合わせて介護事業所を探す＞施設等に通って介護してもらおう」を条件として検索された 2203 事業所について従業者数、介護職員数、定員を抽出した（2022年7月28日現在）。

3. 在宅系介護事業所の定員の基本統計量

表1は検索した2207件についてサービスの種類別定員数の基本統計量を整理したもので事業所数は通所介護事業所が最も多く1149事業所となっている。定員の平均を見ると、通所リハビリテーションの規模が最も大きく定員の平均は43.7人、次いで通所介護の定員の平均32.7人となっている。地域密着型通所介護の定員の平均は13.4人と小さいが、定員の最大値は150人となっており、規模が大きい施設も存在していることがわかる。

表1 サービスの種類別在宅系介護事業所の定員の基本統計量

サービスの種類	事業所数	平均	標準偏差	範囲	最小	最大
通所介護	1149	32.7	12.4	90	0	90
地域密着型通所介護	707	13.4	6.3	145	5	150
通所リハビリテーション	265	43.7	30.4	256	4	260
認知症対応型通所介護	76	12.5	6.7	33	3	36
療養通所介護	7	8.0	3.3	9	2	11

4. 分析の方法及び結果

本分析では、通所介護事業所の住所から緯度・経度座標を算出しGIS上に表示できるポイントデータを作成した。本研究では各事業所の近傍における①75歳以上のサービス受給者の推定値の密度（以下「受給者密度」という）、及び②近傍域内の定員の受給者に対する充足率（以下「充足率」という）、の地域差を分析する。近傍の地域サイズは、各事業所を中心とした半径1kmと3kmの円とした。

受給者密度の度数分布を見ると、どちらの地域サイズも受給者密度10人/km²より低い事業所数が最も多く、受給者密度が高くなるほど事業所数は少なくなる。近傍の地域サイズ別に見ると、半径3kmの円の範囲の方が統計的な分布が平滑化されている。例えば最大値について比べると、半径1kmの密度は105.1人/km²、半径3kmの密度は75.8人/km²である。

通所介護事業所の立地をGISで地図化すると、75歳以上人口が多い地域に事業所も多く分布しており、受給者密度の分布のみから地域別のサービス需給について論じることは難しいため、さらにサービス受給者に対する事業所定員の比率（充足率）を計算した。充足率が1に近ければ受給者に対して定員が充足していることを示し、1よりもかなり小さければ事業所数が不足、1よりもかなり大きければ事業所数が過剰であると考えることができる。近傍の地域サイズごとに充足率を計算しその平均を比べると、半径1kmの平均2.01に対して半径3kmの平均は1.06であった。半径1kmの範囲ではサービス受給者に対して定員が2倍以上と事業所数が過剰になると計算されたことから、半径3kmの近傍で分析を行う方が現実に即した分析ができると考えられる。

おわりに

報告では東京圏について半径3kmの円と同程度の規模の面積となる5kmメッシュ単位の需給者密度及び充足率を算出し、その地域差について分析する。

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昼間人口及び昼夜間人口比率の分析—

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。

今回の報告では昼夜間人口比率に焦点を当て、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」）と中部国際空港（2005年開港、以下「中部空港」）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、表1に利用データを示している。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他で紹介してきたところである。

本稿において、昼間人口についてはこれまでと同様に1次メッシュ圏域を基準とする相対変化指数を求めて分析を行い、昼夜間人口比率については各圏域・各区ごとに昼間人口と夜間人口の比率を求めて分析を行う。

3 分析結果

図2は関西空港エリア、図3は中部空港エリアについて、各区の昼夜間人口比率と夜間人口・昼間人口・全産業従業者数の相対変化指数のグラフを示した。以下では昼夜間人口比率に注目して分析と考察を行う。

① 関西空港エリア（図2を参照）

関西空港エリアの路線5km圏は各年とも120%超となっており、通勤・通学による人口流入が多く、新空港開港前後で顕著な変化は見られない。

都心部にあたる7区は、各年とも200%超の高い水準であり、着工時と開港直後にはさらに

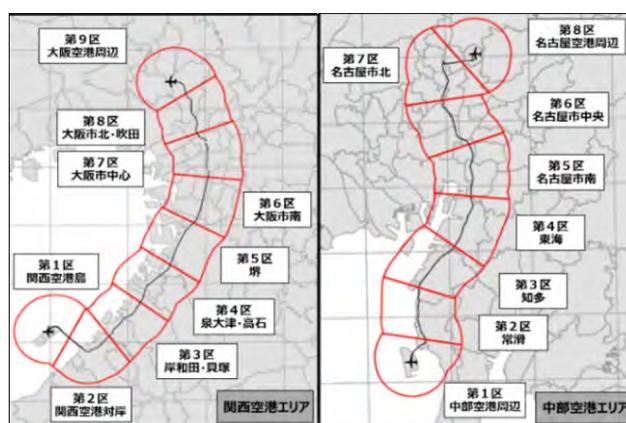


図1 路線5km圏の各区の名称

表1 利用データ

	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	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			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	地域メッシュ統計	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
国勢調査	1985	1990	1995	2000	1995	2000	2005	2010		
事業所・企業統計調査	1986	1991	1996	2001	1996	2001	2006			
経済センサス-基礎調査										2009
リンク	国勢調査、事業所・企業統計調査等			1985, 1986 1990, 1991 1995, 1996 2000, 2001			1995, 1996 2000, 2001 2005, 2006			
結果	国勢調査、経済センサス-基礎調査等									2010, 2009

高くなったものの、運用時には基準年の水準に戻っている。

新空港周辺にあたる1区はもともと人が住まないことから、昼夜間人口比率の定義が適用できない。新空港と都心部との間にあたる2～4区では、各年とも90%前後で推移しており顕著な変化は見られない。旧空港に近い9区も90%前後で顕著な変化はない。

② 中部空港エリア (図3を参照)

中部空港エリアの路線5km圏も各年とも120%超となっており、通勤・通学による人口流入が多く、新空港開港前後で顕著な変化は見られない。

都心部にあたる6区は、各年とも175%超の高い水準であるが、徐々に低下している。

新空港周辺にあたる1区では開港直後に150%超、運用時に190%超と高くなっているが、都心部との間にあたる2～3区では各年とも90%以下で推移しており、顕著な変化は見られない。旧空港に近い8区はほぼ100%の水準で推移している。

4. 考察

昼夜間人口は通勤・通学に伴う人口の流出入が反映されることから、その相対変化指数グラフは、全産業従業者数の相対変化指数グラフとほぼ同じ傾向がみられることを確認した。

昼夜間人口比率については、両空港エリアに共通する特徴として、路線5km圏では着工時から運用時に至るまで一貫して120%超であることがあげられる。また、空港周辺を除けば、都心部だけが200%前後の高い水準を維持する一方で、新空港に近い区域では90%以下で推移していることも共通している。全体を通じて、新空港の着工時から運用時に至るまで、昼夜間人口比率が大きく変化することはないといえる。

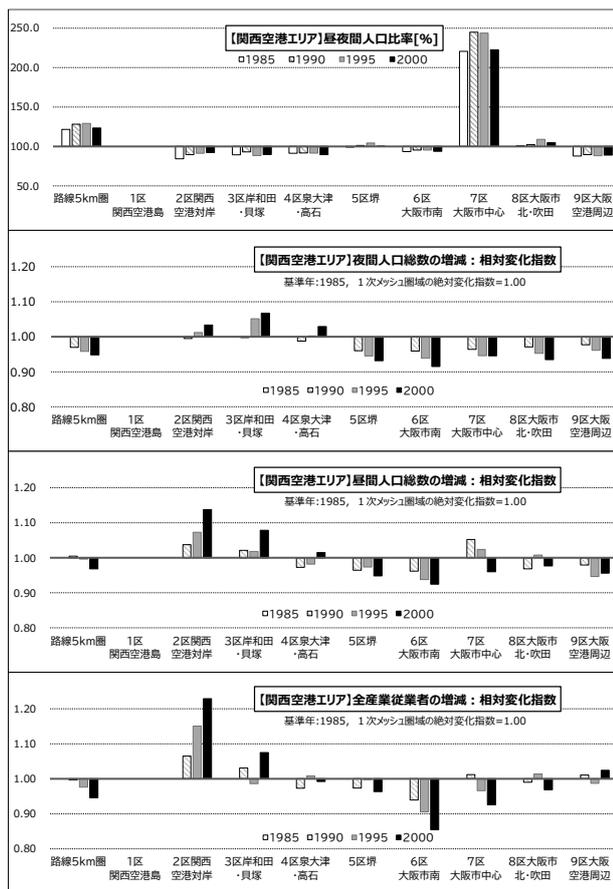


図2 関西空港エリア

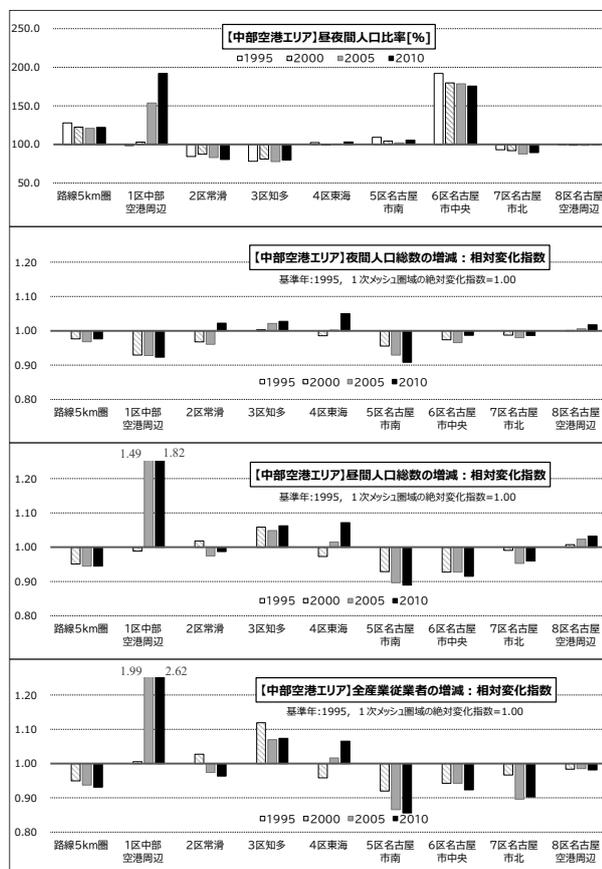


図3 中部空港エリア

里地・里山の所有と利用

田中 力 (立命館大学)

はじめに

報告者は、戦後日本の土地所有の展開過程を、土地統計の発達という視角から把握することを試みてきた。それは、土地所有という実体の認識にあたって事実資料、とりわけ統計資料による量的認識が不可欠であること、また、土地に関わる事実資料を読む際には、土地の所有と利用を巡る歴史的アプローチが有効であるとの認識による。

現在、山林を巡っては、林業後継者の不足と所有者が不明な山林の増大などの状況が進行する一方で、里山ブームやSDGsの取り組みもあって、里山の管理に関わるボランティア活動の活発化、山村移住や里山観光、アウトドアライフなど、里山への関心の高まりがある。

このような問題関心の下、里地・里山と呼ばれる領域について土地の所有と利用の実態がどのようになっているのか、既存の統計調査、業務統計や事実資料を用いて接近しようというのが、本報告の課題である。

環境省の里地・里山の定義において、里山として認識された領域を手掛かりにして、対象領域を確定し、そのなかからいくつかの地点をピックアップして、その地域の統計分析を試みることにより里地・里山の実態認識に迫りたい。

1. 里地・里山の認識と対象領域確定

「里山」という言葉が、一般に認知されるようになるのは最近のことである。『広辞苑』第四版(1991)には「里山」の項目はなく、第五版(1998)において初めて見出しが立てられ、「人里近くにあつて人々の生活と結びついた山・森林。」と定義された。森林生態学や農村社会学など関連する学問領域においては、里山の認識に関して、四手井(1993)有岡(2004)などの所説がある。四手井は「薪炭林として薪や炭を生産し、時には農家を補修する建築用材や稲架用材の丸太の生産にも利用した。生産された薪炭は、直接農家の暖房用の燃料になり、後には商品にもなったが、間接的には薪炭から生じた木灰が有力なカリ肥料となり、化学肥料の発達しない時代には有効に農地に利用された。また、林床の落葉や低木は燃料や堆肥にしたり、有機肥料として直接農地に使用したりもしていた。」と、農用林としての性格を重視している。

本報告では、環境省による定義(『環境白書』)を検討したうえで、対象領域として、二次林(それまでの森林が、天災・人為を問わず壊れた後に自然にできた森林)としての里山と人工林を含む領域を設定する。その際、環境省による里地・里山のリズ(「生物多様性保全上重要な里地里山」選定地一覧 約500か所)と6タイプの里地里山の類型化を手掛かりに本報告で取り上げる典型事例の位置づけを行う。

2. 対象領域の各種統計調査、業務統計および事実資料による所有と利用の実態把握

里山の所有と利用をめぐる諸制度に基づく事実資料としては、(1)不動産登記制度にもとづく土地登記簿、(2)土地税制に基づく土地課税台帳記録(総務省『固定資産の価格等に関する概要調書』)(3)国土調査法に基づく地籍調査と公図、(4)森林計画制度にもとづく森林簿がある。

調査統計としては農林水産省による農林業センサス(とりわけ小地域集計が利用可能)、国土交通省による土地基本統計があり、林野庁による各種業務統計が存在している。

これらの資料をもとに里地・里山領域の所有と利用の実態について量的把握を試みる。

3. 考察

以上の分析を踏まえて、里地・里山の所有と利用の実態について、共同管理・利用をめぐる論点との関連で考察を行い結びとする。特に、所有者不明土地の問題や、地域コミュニティによる里山管理に焦点をあてて里山に関わる問題の所在を明らかにしたい。

参考文献

- 有岡利幸(2004)『里山 I』法政大学出版会
五十嵐敬喜(2022)『土地は誰のものか - 人口減少時代の所有と利用』岩波書店
四手井綱英(1993)『言い残したい森の話』人文書院
鈴木龍也(2012)「里山からみた「法と共同性」の現在-コモンズ論的土地所有権論のための覚書-」『里山のガバナンス 里山学のひらく地平』晃洋書房
只木良也(2010)『新版森と人間の文化史』NHK 出版
田中力(1989)「現代日本の土地所有統計をめぐる方法論的諸問題の検討」『統計学』第 56 号
永田信(2015)『林政学講義』東京大学出版会
山本伸幸(2020)「日本における森林計画制度の起源」『日本森林学会誌』第 102 巻、第 1 号

生活習慣病の疫学調査：久山町研究 —その軌跡と成果—

清原 裕（公益社団法人 久山生活習慣病研究所）

1950年代、脳卒中はわが国の死因の第一位を占めて、その死亡率は世界で最も高かった。なかでも脳卒中病型の1つである脳出血の死亡率が海外よりきわめて高かったことから、欧米の疫学者から日本の脳卒中診断の精度に疑念が呈されていた。しかし、当時は一般的な国民レベルにおける脳卒中の実態はほとんど明らかにされていなかった。そのような時代背景のなかで、1961年に久山町研究は、福岡県久山町の地域住民を対象とした脳卒中の実態調査として始まった。その後この研究は、前向き追跡研究（コホート研究）の手法による脳卒中の危険因子の同定とそれを予防につなぐ方向に向かっていった。また、時代とともに日本人の生活習慣が西洋化し人口の高齢化が進むにつれて、その疾病構造も大きく様変わりした。それに対応して久山町研究の対象疾患もさまざまな生活習慣病に広がり、現在ではわが国を代表するコホート研究に成長している。

疫学調査の対象となった久山町は、福岡市の東に隣接する人口約6,500人（1960年）の比較的小さな町であった（2020年9,100人）。この町の年齢・職業構成、栄養摂取状況は日本の平均レベルで推移していることから、町住民は典型的な日本人のサンプル集団と想定される。

この研究では、初回の1961年に続いて2～5年ごとに40歳以上の全住民を対象としたスクリーニング健診を行っているが、とくに1961年、1974年、1983年、1993年、2002年、2012年の健診受診者をそれぞれ1960年代（1,618人）、1970年代（2,038人）、1980年代（2,459人）、1990年代（1,983人）、2000年代（3,108人）、2010年代（3,167人）の集団として、ほぼ同じ方法で追跡している。いずれの集団も健診受診率が高く（78～90%）、徹底した追跡調査がなされて脱落例がほとんどない。さらに死亡者を原則として病理解剖（剖検）し、脳卒中の有無とその病型、そして死因とともに隠れた疾病の有無を詳細に検討している（通算剖検率75%）。つまり、各集団の健診・追跡調査の成績は、この地域における各時代の生活習慣病の実態とその動向を正確に反映していると考えられる。

また、将来の高齢化社会の到来をみすえて、1985年に65歳以上の全住民を対象とした、認知機能／認知症の有無を含めた高齢者健康調査を開始した。これまで1985年、1992年、1998年、2005年、2012年、2017年の計6回、同様の調査をくりかえしている。各調査の受診率はそれぞれ95%（受診者887人）、97%（1,189人）、99%（1,437人）、92%（1,566人）、94%（1,904人）、94%（2,202人）といずれも高かった。そしてこれらの集団を追跡し、認知症の発症要因を調べている。久山町は約40年にわたり世界で唯一の認知症有病率の定点観測が行われている場所であり、この研究はわが国で唯一の認知症のコホート研究でもある。

本講演では、久山町研究の歴史をたどりながら、この研究で明らかとなった地域住民における脳卒中および虚血性心疾患とその危険因子の関係、さらにその時代的变化を概説する。また、現在超高齢社会を迎えたわが国で深刻な問題となっている地域住民における認知症の実態や、この研究がこれまで明らかにした認知症予防の知見についても触れる。

国際資金循環における中国と米国の構造変化

張 南 (広島修道大学)

After the 2008 US financial crisis, an international consensus of G20 Finance Ministers and Central Bank Governors meeting held in April 2009 to deal with the financial crisis is to strengthen financial statistics and promote the systematic integrity of financial statistics. The International Monetary Fund (IMF) and the Financial Stability Board (FSB, 2009) called for the identification of financial crises and information gaps and improved data collection and transmission. One of the highlights was a proposal to strengthen the statistics of fund flows and the balance sheet. IMF began to study and compile global flow of funds (GFF) statistics on a trial basis in 2014, and the European Central Bank (2013) specially edited and published two monographs on observing financial crises from the perspective of fund circulation.

The Treasury International Capital (TIC) system reports that the U.S. capital in Chinese foreign exchange can be broken into three main parts: long-term debt (50%), long-term financial bonds (35%), and stock shares, corporate bonds, and short-term bonds (15%). As of end - 2009, China owned 1464 billion dollars of U.S. bonds, surpassing Japan as the top foreign creditor. By the end of 2011, that amount increased to 1727 billion dollars. Even in 2021, when trade and political friction between China and the U.S. increased, the figure remained at 1575 billion dollars, just below that of Japan and the United Kingdom. This is a very rare occurrence, in other words, it was the first time that the largest developing country provided financing for the largest advanced country. When we examine inclusive trade flows and flows of funds, we can see that there is an unstable symmetrical mirror image between China and the U.S.

The analytical conception of GFF began with Ishida's research (1993, 170-205). This study puts forward the GFF, research object and analysis scope. He linked the balance of domestic savings and investment with the surplus and shortage of funds, linked the current account balance with the international capital flow, and extended the previous national flow of funds analysis to the global flow of funds analysis. In view of the international background of this research on capital circulation, the author started to study the statistical and analytical methods of GFF in 2008 and has made some progress (Zhang, 2020). The purpose of this study is to explore the structural changes of foreign capital circulation in China and the United States from 2008 until recently, using the analytical framework of flow of funds and introducing the perspective of GFF.

On the other hand, Iwamoto (2009) discussed the mystery of the long-term current account deficit of the United States from the two aspects of outflow and inflow of foreign capital and net capital flow. He believed that the United States earned huge capital gains through the operation

of foreign financial investment and maintained the continuation of its current account deficit. It also clarifies a valuation channel through which the U.S. earns income through exchange rate changes. Gourinchas, Rey and Sauzet (2019) also explore the implications of currency hegemony for the external balance sheet of the United States, the process of international adjustment, and the predictability of the US dollar exchange rate. Zhang (2020) examines the structural transformation and risk posed by changes in the external flow of funds between the U.S. and China. The U.S.'s double-deficit and China's twin-surplus in the balance of payments, and the risk of China's huge foreign reserves are statistically analyzed through three lenses: savings and investment, international trade, and international capital flows.

Referring to the above research results, combined with the impact of the US financial crisis in 2008, Covid-19, and changes in the international economic environment caused by the Russia-Ukraine war in early 2022, this paper attempts to analyze the mirror image relationship and results of the external flow of funds between China and the U.S. from the perspective of the GFF. We will statistically describe the rapid growth of China's foreign exchange reserves to the decline trend in recent years, the basic characteristics, use GFF model to measure exposure risks of the fund management of Financial corporations, Non-financial corporations, General Government, and household sectors in China and the U.S. in recent years, and discuss the prospects and challenges facing China-US economic relations.

The arrangement of this paper is as follows: In first section, a theoretical framework for the analysis of the GFF is established according to the equilibrium relationship between savings and investment flow, foreign trade flow and external flow of funds. The second section makes a descriptive statistical analysis of the imbalance of China-US foreign capital circulation, the causes of the mirror-image relationship, and the benefits and risks of China-US foreign investment. In the third section, financial network is used to analyze the basic characteristics and risks of fund operation in each sector between China and the U.S., and the structural problems of foreign capital circulation in China and the U.S. are analyzed. In the fourth section, the conclusions are summarized, the prospects and challenges are evaluated, and policy suggestions are put forward.

References

- Iwamoto, T. (2009) "Global Imbalances after the Financial Crisis", Journal of JBIC International Research Office, No.3, December, pp.17-30 (in Japanese, with English abstract).
- Gourinchas, P.O., H. Rey, and S. M. Sauzet (2019) International Monetary and Financial System, NBER Working Paper Series, 25782, DOI 10.3386/w25782.
- Zhang, N. (2020) Flow of Funds Analysis: Innovation and Development, Springer, pp. 28-33, pp.89-132.

国際産業連関表による剰余価値率の時系列変化の分析

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

私達は一昨年国際価値論に留意しつつ、国際産業連関表(OECD“WIOD”とEora“MRIO”)を使用して2014年の日本の剰余価値率を計測した。昨年は、同じ方法、同じデータで、同年の日本、アメリカ、韓国、ドイツ、中国、インドの剰余価値率を計測し、比較した。今年と同対象に関して2000～2014年の剰余価値率の時系列を計測し、その計測結果を示しつつ、国際産業連関表を利用した剰余価値率の計測方法と計測結果の実体的意義に関する議論を深める。

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)、1昨年(2021年)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. 種々の方法により計測された各国2000年と2014年の剰余価値率

		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	2000	0.472	0.337	-0.943	-0.726	45.782	1.000
	2014	0.477	0.382	-0.180	0.211	43.691	1.000
アメリカ	2000	0.478	0.567	-0.902	-0.376	41.967	1.505
	2014	0.675	0.482	-0.044	0.378	63.435	1.634
ドイツ	2000	0.421	0.469	-0.950	-0.642	28.811	1.229
	2014	0.421	0.422	-0.221	0.259	51.358	1.300
韓国	2000	0.817	0.253	-0.801	-0.535	19.880	0.796
	2014	0.715	0.277	-0.169	0.113	35.894	0.875
中国	2000	0.533	0.224	0.472	0.221	0.818	0.110
	2014	0.836	0.280	0.353	0.329	6.601	0.307
インド	2000	1.654	1.656	0.036	0.249	0.526	0.128
	2014	1.569	1.686	1.017	1.004	1.281	0.231

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

4. 計測結果について

新たに計測した 2000 年の計測結果は予想していたものとはかなり異なっている。日本など先進国の労働者が賃金で購入している財サービスに投下されている労働量は、(発展途上国など労働生産性の低い国からの財およびそれらを原材料として生産された製品が含まれているので)、多いが、それを国際価値で評価するとそれほど多くはなく、先進国労働者は、自分が働いた労働量以上の労働量が投下された財サービスを受け取っていると、価値量で見れば、自分が生産した価値量より少ない価値量しか受け取っていない、つまり剰余価値率はプラスであると考えていた。2014 年の計測結果はそのようになっていく。ところが、2000 年の計測結果は、投下労働量でそのまま計算した場合だけでなく、国際価値で評価しても、剰余価値率はマイナスになった(表 1 ②B-2 欄参照)。なぜこのようになるのか、2000~2014 年の各年について計測して、検討していきたいと考えている。

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/>World Bank “World Development Indicators” <https://datacatalog.worldbank.org/>

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』

泉弘志・戴艶娟・李潔 (2021) 「国際産業連関表による剰余価値率の国際比較」『経済統計学会第 64 回 (2021 年度) 全国研究大会報告集』

産業連関分析における価格波及モデルの一般化と統一化について

張 忠任 (島根県立大学)

はじめに

国内価格波及効果を計測する方法について、1975年の「簡略計算法」の定式化以降進んでいないようである。また、これまで、国内価格波及効果と輸入価格波及効果に関する研究は別々に行われてきているため、本報告は、線形数学の分析手法を用いて「簡略計算法」から国内価格波及モデルを一般化した上で、国内外価格波及効果を共に反映する価格波及モデルを構築し、統一的価格波及モデルの定式化を図る。

さらに、エクセルで利用しやすい「価格波及分析ツール」を提出し、数値例でその使用方法を説明する。

1. 使用記号 [公式(1)~(5)省略]

2. 国内価格変動を反映する「簡略計算法」とその一般化

「簡略計算法」(増分型、書き直した行ベクトル方式、1975年)

$$\Delta \mathbf{p}^{(n-1)} = \Delta p_n \mathbf{A}_{21} (\mathbf{I} - \mathbf{A}^{(n-1)})^{-1} = \frac{\Delta p_n}{b_{nn}} (b_{n,1} \quad b_{n,2} \quad \cdots \quad b_{n,n-1}) \quad (9)$$

「簡略計算法」の新表示の1 (H₁モデル)

$$\Delta \mathbf{p} - \Delta \mathbf{p}_{nn} = \Delta \mathbf{p}_{nn} \mathbf{A} (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn}) [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn}) \mathbf{A} (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn})]^{-1} \quad (11)$$

「簡略計算法」の新表示の2 (H₂モデル)

$$\Delta \mathbf{p} = \Delta \mathbf{p}_{nn} (\tilde{\mathbf{A}} + \hat{\mathbf{H}}_{nn}) [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn}) \tilde{\mathbf{A}}]^{-1}$$

「簡略計算法」の一般化 (H₃モデル)

$$\Delta \mathbf{p} = \Delta \mathbf{p}_{nn} [\mathbf{A} (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn}) + \hat{\mathbf{H}}_{nn}] [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn}) \mathbf{A} (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn})]^{-1} \quad (13)$$

ここで、 $\Delta \mathbf{p} = (\Delta p_1 \quad \Delta p_2 \quad \cdots \quad \Delta p_{n-1} \quad \Delta p_n)$ 、 $\Delta \mathbf{p}_{nn} = (0 \quad 0 \quad \cdots \quad 0 \quad \Delta p_n)$ 、 $\mathbf{H}_{nn} = (0 \quad 0 \quad \cdots \quad 0 \quad 1)$ とし、 $\hat{\mathbf{H}}_{nn}$ は \mathbf{H}_{nn} の要素からなる対角行列を表すとする。行列 $\hat{\mathbf{H}}_{nn}$ によって、価格変動を受ける「内生部門」と価格変動の「外生部門」に分割される。

H₃モデルの指数型 (H₄モデル)

$$\mathbf{p} = [(\mathbf{p}_{nn} \mathbf{A} + \mathbf{v}) (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn}) + \mathbf{p}_{nn} \hat{\mathbf{H}}_{nn}] [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn}) \mathbf{A} (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}_{nn})]^{-1} \quad (14)$$

さらに、価格変化率ベクトル $\Delta \mathbf{p}_H = (f_1 \quad f_2 \quad \cdots \quad f_n)$ を k ($0 < k < n$) 部門品の価格変化率(価格変動がない部門の価格変化率は0)を反映させるものとする。ベクトル $\mathbf{H} = (h_1 \quad h_2 \quad \cdots \quad h_n)$ については、 $h_i = |\text{sgn}(f_i)|$ ($0 \leq i \leq n$)と定義する。また、 $\hat{\mathbf{H}}$ は、 \mathbf{H} の要素からなる対角行列を表すものとして、分割行列と呼ぶ。

「簡略計算法」の一般化 (H₅モデル=順番ない複数品目の価格変動を反映)

$$\Delta \mathbf{p} = \Delta \mathbf{p}_H [\mathbf{A} (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}) + \hat{\mathbf{H}}] [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}) \mathbf{A} (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}})]^{-1} \quad (15)$$

H₅モデルの指数型 (H₆モデル)

$$\mathbf{p} = \{[\mathbf{p}_H \hat{\mathbf{H}} \mathbf{A} + \mathbf{v}] (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}) + \mathbf{p}_H \hat{\mathbf{H}}\} [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}}) \mathbf{A} (\mathbf{I} - \hat{\mathbf{H}})]^{-1} \quad (16)$$

明白に、H₃モデルはH₅モデルの特例で、H₂モデルはH₃モデルの特例で、H₁モデルはH₂モデルの特例である(指数型の場合でも同様な結論が得られる)。

3. 輸入価格波及モデル

「簡略計算法」からの輸入価格波及モデル（増分型、列ベクトル方式、1975年）

$$\Delta \mathbf{p}' = [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})\mathbf{A}]^{-1} \mathbf{A}^m \Delta \mathbf{p}^m \quad (18)$$

為替レート変化率導入後の輸入価格波及モデル（指数型、列ベクトル方式、2000年）

$$\mathbf{p}^{d'} = [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})\mathbf{A}]^{-1} [(1 + \alpha)(\widehat{\mathbf{M}}\mathbf{A})' \mathbf{p}^{m'} + \mathbf{v}'] \quad (19)$$

調整後の輸入価格波及モデル（K₂モデル、指数型、行ベクトル方式）

$$\mathbf{p}^d = [(1 - \alpha)\mathbf{p}^m(\widehat{\mathbf{M}}\mathbf{A}) + \mathbf{v}][\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})\mathbf{A}]^{-1} \quad (20)$$

K₂モデルの両辺に対して増分をとると、増分型の輸入価格波及モデル（K₃モデル）

$$\Delta \mathbf{p}^d = [(1 - \alpha)\Delta \mathbf{p}^m - \alpha \mathbf{E}](\widehat{\mathbf{M}}\mathbf{A})[\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})\mathbf{A}]^{-1} \quad (21)$$

が得られる。

4. 国内外価格変動を総合的に反映する統一的価格波及モデル

指数型の統一的価格波及モデル（Sモデル）

$$\mathbf{p}^d = \left\{ [\mathbf{p}_H^d \widehat{\mathbf{H}} (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})\mathbf{A} + (1 - \alpha)\mathbf{p}^m(\widehat{\mathbf{M}}\mathbf{A}) + \mathbf{v}](\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{H}}) + \mathbf{p}_H^d \widehat{\mathbf{H}} \right\} \\ [\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})(\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{H}})\mathbf{A}(\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{H}})]^{-1} \quad (22)$$

Sモデルは、前提条件の変化によって退化されることがあり、とくに以下の2つのパターンを考えたい。

a) 国内価格を不変とすれば、このモデルは上記のK₂モデルへと退化される。

b) 閉鎖モデルとすれば、このモデルは上記のH₄モデルへと退化される。

Sモデルの両辺に対して増分をとると、増分型の統一的価格波及モデル（S_Zモデル）

$$\Delta \mathbf{p}^d = \left\{ [\Delta \mathbf{p}_H^d \widehat{\mathbf{H}} (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})\mathbf{A} + ((1 - \alpha)\Delta \mathbf{p}^m - \alpha \mathbf{E})(\widehat{\mathbf{M}}\mathbf{A})](\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{H}}) + \Delta \mathbf{p}_H^d \widehat{\mathbf{H}} \right\} \\ \left\{ \mathbf{I} - (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{H}})(\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})\mathbf{A}(\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{H}}) \right\}^{-1} \quad (23)$$

が得られる。

S_Zモデルは、前提条件の変化によって退化されることがあり、とくに以下の2つのパターンを考えたい。

a) 国内価格を不変とすれば、このモデルは上記のK₃モデルへと退化される。

b) 閉鎖モデルとすれば、このモデルは上記のH₃モデルへと退化される。

おわりに

本報告では、 $\widehat{\mathbf{H}}$ 行列を用い「内生部門」と「外生部門」に分割して「簡略計算法」をH₃モデルに一般化した上で、国内価格波及効果と輸入価格波及効果を別々に計測する方法をSモデルに統一して、国内外価格波及効果を総合的に反映する価格波及モデルの一般型を定式化している。Sモデルによって、以前の諸価格波及モデルはその特例として解釈することができる。

本報告においても、とくにH₃モデルからすべての価格波及モデルについて、実用できる指数型と増分型の両方を提示している。

その上で、現行の産業連関表の分類（13部門、37部門、107部門、187部門）に従い、毎回複雑な行列計算する必要がなく、価格変化率の入れ替えだけで国内外価格波及効果を計測できるエクセル分析ツールを開発している。

（報告の際に、このエクセル分析ツールを示し、数値例で説明する予定）

経済統計学会第66回(2022年度)全国研究大会プログラム委員会

委員長 西村 善博 (九州支部)
副委員長 松川 太一郎 (九州支部)
委員 鈴木 雄大 (北海道支部)
杉橋 やよい (東北・関東支部)
櫻本 健 (東北・関東支部)
長澤 克重 (関西支部)

経済統計学会 第66回(2022年度)全国研究大会報告要旨集

2022年8月20日発行

編集 2022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

〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9

音羽リスマチック株式会社内 経済統計学会本部事務局

2022年度全国プログラム委員会

西村 善博

TEL: 03-3945-3227

E-mail: office@jsest.jp