

経 済 統 計 学 会

第63回（2019年度）

全 国 研 究 大 会 報 告 要 旨 集

期 間：2019年9月6日（金）～9月7日（土）

会 場：東北学院大学土樋キャンパス ホーイ記念館3階

日 程

研究大会 9月6日（金） 9:00～18:00

9月7日（土） 9:30～15:30

会員総会 9月6日（金） 15:10～16:00

懇親会 9月6日（金） 18:40～20:40

理事会 9月5日（木） 15:00～17:00

統計チュートリアルセミナー

9月7日（土） 13:00～15:30

2019 年度全国研究大会実行委員会

実行委員長 東北学院大学経済学部 前田 修也

〒980-8511 宮城県仙台市青葉区土樋一丁目 3-1

東北学院大学経済学部

TEL / FAX 022-721-3417

E-mail : maeda@mail.tohoku-gakuin.ac.jp

プログラム(目次)

9月6日(金)

8:30 受付開始 (ホーイ記念館 3階ロビー)

9:00 開 会

9:00~12:00 セッションA:企画セッション (ミクロ統計研究部会企画)

ホーイ記念館 3階 H301 教室

地域分析のためのミクロデータ・小地域統計の利用

コーディネータ:伊藤 伸介(中央大学) 座長:坂田 幸繁(中央大学)

1. 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)

関西国際空港が周辺地域に与えた影響—地域メッシュ統計による人口、産業と地価の分析—……………1

2. 小西 純 ((公財)統計情報研究開発センター)

東京圏における年齢別単身世帯と職業別就業者の地域別相関係数……………3

3. 伊藤 伸介(中央大学)*・出島 敬久(上智大学)・村田 磨理子 ((公財)統計情報研究開発センター)

地域特性から見た世帯類型と消費構造に関する計量分析……………5

4. 大井 達雄(和歌山大学)

社会生活基本調査を使用した観光行動の地域分析……………7

5. 芦谷 恒憲(兵庫県企画県民部)

兵庫県及び県内地域別観光消費額及び関連指標の推計と利用上の課題……………9

討論者 林田 実(北九州市立大学)、菅 幹雄(法政大学)

(注) *印は報告者(以下同様)

9:00~12:00 セッションB:企画セッション

ホーイ記念館 3階 H308 教室

国民経済計算に関する諸問題

コーディネータ・座長:櫻本 健(立教大学)

1. 鈴木 俊光(内閣府経済社会総合研究所)

わが国における家計可処分所得・家計貯蓄率四半期速報の位置付けとその特徴……………11

2. 赤木 芽(千葉商科大学)

経済センサス個票データを用いた産業別生産物算出表(V表)の推計……………13

3. 山岸 圭輔(内閣府経済社会総合研究所)

供給・使用表の推計における品目別商業マージンの把握に向けて—価格情報を活用したガソリンの商業マージン推計の検討—……………15

4. 櫻本 健(立教大学)

2030年代に日本版インボイス制度によってSNAを改良できる技術的余地……………17

2. 藤岡 光夫 (東北・関東支部)
 貧困と低賃金構造の統計的パターン分析……………43
3. 松丸 和夫 (中央大学)
 35年をむかえた SOEP の可能性—社会階層構成研究の視点から……………45
4. 小野寺 剛 (環太平洋大学)
 非正規雇用形態の雇用創出効果と賃金損失効果に関する考察……………47

13:00~15:00 セッション F : 企画セッション (ジェンダー統計研究部会企画)

ホーイ記念館 3階 H306 教室

男女共同参画社会に向けた統計の在り方

コーディネータ: 杉橋 やよい (専修大学) 座長: 池田 伸 (立命館大学)

1. 栗原 由紀子 (立命館大学)
 地域・季節性に関する生活時間分析……………49
2. 橋本 美由紀 (高崎経済大学非常勤講師)
 単身世帯の介護状況と生活時間……………51
3. 杉橋 やよい (専修大学)
 日本と EU 諸国との男女間賃金格差の比較……………53

討論者 伊藤 陽一 (東北・関東支部)

15:10~16:00 会員総会

ホーイ記念館 3階 H301 教室

16:15~18:00 セッション G : 共通論題セッション (学会本部企画)

ホーイ記念館 3階 H301 教室

日本の公的統計のガバナンスをめぐって

—公的統計の信頼性を回復・維持・発展させるために—

コーディネータ: 上藤 一郎 (静岡大学)・伊藤 伸介 (中央大学)

座長: 上藤 一郎 (静岡大学)

1. 伊藤 陽一 (東北・関東支部)
 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……………55
2. 森 博美 (東北・関東支部)
 統計行政法規としての統計法と公的統計……………57

討論者 金子 治平 (神戸大学)

質疑

18:40~20:40 懇親会

レストラン 「MEINA (メーナ)」

9月7日(土)

9:30~12:00 セッションH: 企画セッション ホーイ記念館 3階 H301 教室

人口減少社会における諸課題と地方統計の利活用

コーディネータ: 菊地 進 (立教学院) 座長: 御園 謙吉 (阪南大学)

1. 菊地 進 (立教学院)
地方自治体における中小企業振興と事業所調査.....59
2. 御園 謙吉 (阪南大学)
経済センサス活動調査にみる東北「復興」一宮城県を中心に.....61
3. 上藤 一郎 (静岡大学)
人口移動と合計特殊出生率—静岡県市町別データによる分析の試み—.....63
4. 長谷川 普一 (新潟市都市政策部 GIS センター)
国勢調査パネルデータから見た居住形態別人口動態.....65
5. 丸山 洋平 (札幌市立大学)
人口移動が親との同居率の地域差に与える影響の検討.....67

9:30~11:30 セッションI: 企画セッション ホーイ記念館 3階 H308 教室

指数の作成に関する諸課題

コーディネータ・座長: 鈴木 雄大 (北海学園大学)

1. 鈴木 雄大 (北海学園大学)
品目特性別指数を考慮した実質賃金指数の動向と地域差の検証.....69
2. 松下 真紀 (総務省統計局) *・武井 大 (総務省統計局)
2020年基準消費者物価指数 (CPI) における「葬儀料」の採用について.....71
3. 櫻井 智章 (総務省統計局) *・高井 健作 (総務省統計局) ・深尾 豊史 ((独) 統計センター) 、武藤 杏里 ((独) 統計センター)
消費動向指数 (CTI) の作成への民間企業データ活用に関する検討.....73
4. 塩谷 匡介 (日本銀行調査統計局)
企業向けサービス価格指数の 2015 年基準改定について.....75

9:30~12:00 セッションJ: 一般報告 ホーイ記念館 3階 H306 教室

マイクロデータの提供と利用

座長: 伊藤 伸介 (中央大学)

1. 白川 清美 (一橋大学、 (独) 統計センター) ・石田 和也 ((株) タクミインフォメーションテクノロジー)
カンボジアマイクロ統計データベースの提供とそのデータを利用した分析.....77
2. 野崎 政志 ((独) 統計センター統計データ利活用センター) *・堤 亮二 ((独) 統計センター統計データ利活用センター) ・森川 仁美 ((独) 統計センター統計データ利活用センター)
マイクロデータの利活用推進に向けた統計データ利活用センターの取組み.....79

3. 白川 清美 ((独) 統計センター)
統計センターが提供するマイクロデータ利用サービスについて.....81
4. 宮川 幸三 (立正大学)
流通形態の変化と商業活動の統計的把握—商業統計マイクロデータを用いた
分析—.....83
5. 坂田 幸繁 (中央大学)
2次利用におけるモデル推定と抽出ウェイト.....85

9:30~12:00 セッションK：一般報告

ホーイ記念館3階 H307 教室

経済統計をめぐる諸問題

座長：飯塚 信夫 (神奈川大学)

1. 飯塚 信夫 (神奈川大学)
労働分配率は低下しているのか—税務データを用いた検証—.....87
2. 小巻 泰之 (大阪経済大学)
EBPM における経済統計の適用と課題—.....89
3. 李 善珠 (筑波大学大学院) *・川島 宏一 (筑波大学)、有田 智一 (筑波大学)
教育部門の公的統計と各種調査において行政記録情報を活かす方案に
関する研究.....91
4. 荒川 貴典 (立命館大学大学院) *・長澤 克重 (立命館大学)・池田 伸 (立命館大学)
商業統計に関する現代的課題：小売業態、商業集積、オンライン化.....93
5. 佐野 一雄 (福井県立大学)
経済統計学をどう教えるか？—経済学理論からのアプローチ—.....95

経済統計学会

2019年度チュートリアルセミナー

2019年9月7日（土）13時00分～15時30分

会場：東北学院大学土樋キャンパス ホーイ記念館3階H301教室

主催：経済統計学会、東北学院大学地域共生推進機構

公開シンポジウム（無料）

宮城県における震災復興の現状と今後の課題 —地域コミュニティ形成支援を中心に—

12:00 受付 司会 菊地 進（経済統計学会）

13:00 開会挨拶 阿部 重樹

（東北学院大学地域共生推進機構長、同大学経済学部教授）

<報告>

13:10 「宮城県における被災者支援の現状とコミュニティ形成支援」

中村 憲昭（宮城復興局被災者支援・原子力災害復興班参事官）

13:30 「石巻市における地域コミュニティの形成と協働のまちづくり」

三浦 晃（石巻市復興政策部地域協働課課長補佐）

13:50 「南三陸町における被災者支援と地域コミュニティの形成」

及川 貢（南三陸町保健福祉課係長）

休憩

14:30～15:30

<パネルディスカッション>

テーマ 地域コミュニティの再構築に向けた諸施策

ファシリテーター 本間 照雄（東北学院大学地域共生推進機構）

パネラー

中村 憲昭（宮城復興局被災者支援・原子力災害復興班参事官）

三浦 晃（石巻市復興政策部地域協働課課長補佐）

及川 貢（南三陸町保健福祉課係長）

15:30 閉会挨拶

經濟統計学会

第 63 回(2019 年度)全国研究大会

報 告 要 旨 集

関西国際空港が周辺地域に与えた影響 —地域メッシュ統計による人口・産業と地価の分析—

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 研究の目的

関西国際空港 (1987 年着工、1994 年開港) 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、人口や産業、地価の指標がどのように推移したのかを分析することにより、新空港の立地が周辺地域に与えた影響を把握する。

関西国際空港 (関西空港) と大阪国際空港 (大阪空港) を含んだ隣接する2つの1次メッシュ区画 (5135, 5235) を関西空港エリア (1次メッシュ圏域) と定義し、関西空港と大阪空港を結んだ各都市圏を通過する鉄道ルートを設定して、路線5km圏とし、区域を定義している。

分析に用いるデータは、4時点 (基準年; 1985年, 1986年、着工時; 1990年, 1991年、開港直後; 1995年, 1996年、運用時; 2000年, 2001年) における地域メッシュ統計 (1kmメッシュデータ) の国勢調査と事業所・企業統計調査、そして公示地価データである。

前回 (2016年経済統計学会での研究報告) からの変更点は次のとおりである。

・分析の基準年の変更

前回) 1990年 (または1991年)

今回) 1985年 (または1986年)

- ・国際拠点空港から既設空港を結ぶ鉄道路線5km圏の区間分割方法 (図1)、および分割された区域の形状と名称 (図2)

2 研究方法

具体的な分析手順は、次のとおりである。

- ・1次メッシュ圏域・区域の卸売小売業従業者数、人口総数、住宅地価と商業地価の平均値価格の値を集計する。
- ・基準年の値が1.00となるよう、1次メッシュ圏域・区域について絶対変化指数を求める。
- ・1次メッシュ圏域の絶対変化指数を基準値 (1.00) とする相対変化指数に変換して評価を行う。このとき、相対変化指数が1.00よりも大きければ、その圏域には相対的にプラスの影響が、逆に小さければ相対的にマイナスの影響があったことがわかる。

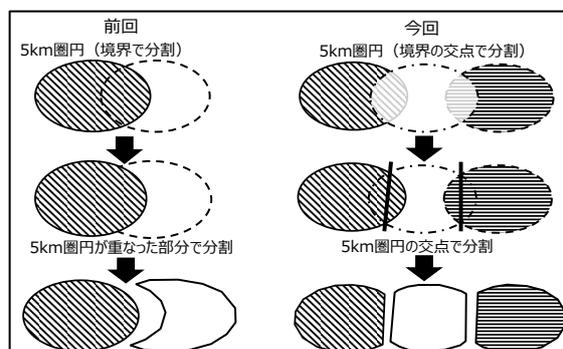


図1 路線5km圏の区間分割方法

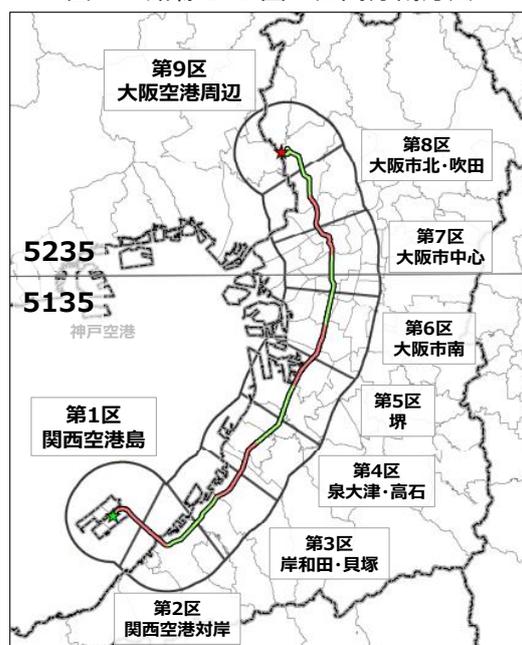


図2 路線5km圏と区間分割

分析結果の例として、商業地価と卸売小売業従業者数の相対変化指数を図3に示した。

商業地価については、関西空港対岸である第2区では3時点ともプラスの影響が見られるのに対して、都心部との中間にあたる第3区～第6区ではマイナスの影響が大きく現れている。また卸売小売業については、関西空港に近い第2区～第4区では3時点ともプラスの影響が見られるのに対して、都心部に近い第5区～第7区ではマイナスの影響が見られる。

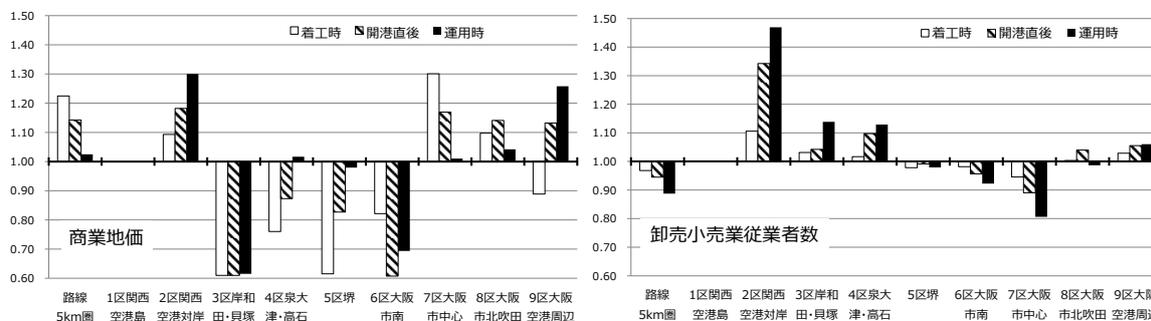


図3 商業地価と卸売小売業の相対変化指数

3 考察

本研究では、別に住宅地価と人口の関係についても分析を行っている。そこで、関西空港対岸である第2区と大阪空港のある第9区をとりあげて、卸売小売業と商業地価と関係、人口と住宅地価との関係について比較分析を行った（図4）。

【第2区】

- ・商業地価は着工時から1.00を上回って上昇し続けており、卸売小売業はそれを上回るペースで上昇し続けている。つまり、商業地価が上昇するなかでも卸売小売業の立地が進んだと考えられる。
- ・住宅地価は着工時に大きく上昇したものの、その後はやや低下している。人口は着工時にわずかに落ち込んだものの、その後は緩やかに上昇している。つまり、住宅地価の低下がみられたことで人口の立地が進んだと考えられる。

【第9区】

- ・商業地価は着工時に落ち込んだものの、その後は上昇し続けており、卸売小売業はそれとは関係なく緩やかに上昇し続けている。
- ・住宅地価は着工時にやや上昇したものの、その後はあまり変化していない。人口はそれとは関係なく緩やかに低下し続けている。

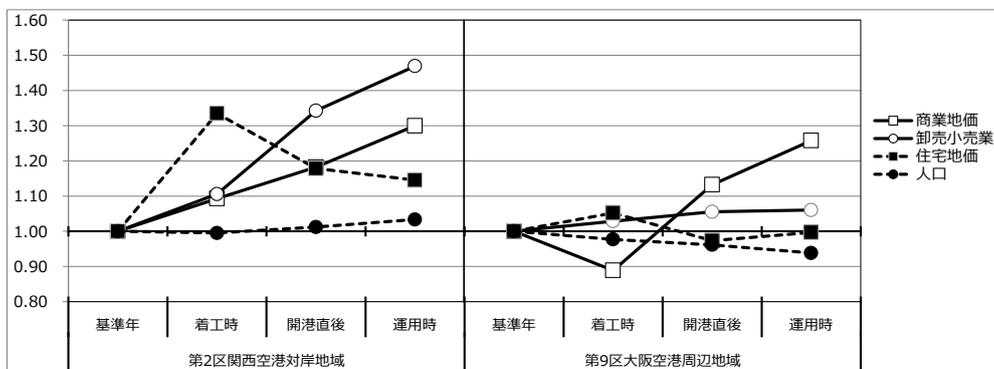


図4 関西空港対岸地域と大阪空港周辺地域の比較

参考文献 草薙信照 他(2015) 『国際拠点空港が周辺地域に与えた影響～地域メッシュ統計による人口・産業の分析～』、Sinfonica 研究叢書 No. 24、(公財) 統計情報研究開発センター

東京圏における年齢別単身世帯と職業別就業者の地域別相関係数

小西 純（統計情報研究開発センター）

はじめに

本報告の目的は、東京圏¹における年齢別単身世帯が増加する地域について年齢別単身世帯と職業別就業者との関係からその地域特性を把握し、その方法と結果について考察することである。平成 27 年国勢調査によると、世帯人員別の世帯数は 1 人世帯が最も多く、またその動向は地域によって異なっており、単身世帯の地域的な動向とその地域特性を統計データで客観的に把握する方法とその結果について考察することは、統計データの政策利用という観点からも有用である。

1. 背景

我が国においては、世帯規模の縮小化が進行している。世帯規模を表す 1 世帯当たり人員は 1970 年の 3.41 人から 2015 年の 2.33 人まで一貫して縮小している。また、世帯人員別の一般世帯数の推移は、1990 年以降世帯人員 1 人の世帯の割合が最も高く、1990 年の 23.1%から 2015 年の 34.5%まで一貫して増加している。

本報告の分析対象地域である東京圏における一般世帯数に占める単身世帯の割合は 38.9%と全国よりも高い。東京圏における単身世帯数の変動には地域性があり、2010～2015 年の一般世帯数に対する単身世帯数の寄与度を地図化すると、単身世帯数は都心周辺のみならず郊外においても寄与度が高く、その分布は地域的に偏在している。

世帯変動の要因について小島（1996）は、国立社会保障・人口問題研究所が実施した第 3 回世帯動態調査の結果から、世帯規模の拡大要因として出生と結婚が大きく寄与していること、世帯規模の縮小要因としては結婚による転出及び死亡が多く見られ、世帯主の年齢別に見ると 45 歳未満では親の死亡と離婚が、45～64 歳では親の死亡と、結婚、進学、就職といった世帯主の子の離家が、65 歳以上では死亡と結婚が大きいことを明らかにしている。世帯の変動はライフイベントの影響が大きいため、単身世帯の地域分布は年齢別に把握することも重要である。

ところで、地域別の人口・世帯の把握においては、国勢調査をはじめとする公的統計データの都道府県別や市区町村別などの集計結果を利用した分析が多い。しかし、このような地域データを利用した分析においては、集計された地域単位や分析する地域範囲のサイズで分析結果が異なる「可変単位地区問題」に注意する必要がある。

この可変単位地区問題を考慮し、国勢調査の地域メッシュ統計と GIS を用いて、移動窓法により東京圏における世帯規模と住宅規模の相関係数の地域的な分布傾向を地図化すると、相関係数は分析地域範囲によって異なる。国勢調査の市区町村よりも詳細な地域区分の集計結果においては、クロス集計されている項目が限られているが、この方法を用いることによって、特定の分析地域範囲における項目間の関係を把握できる。

¹ 埼玉県、千葉県、東京都（島嶼部を除く）、神奈川県の一都三県とする。

2. 分析方法と利用データ

本報告では年齢別の単身世帯人員の寄与度が高い地域の特性を、年齢別単身世帯人員の割合と職業別就業者の割合の地域別相関係数から整理する。なお、本報告では職業別就業者とあわせて分析を行うため、世帯数ではなく世帯人員を用いることとする。

最初に、平成 22 年、平成 27 年国勢調査の市区町村別集計結果により、単身世帯人員と核家族世帯人員の一般世帯人員に対する寄与度について世帯主の年齢別に算出して地図化し、年齢別単身世帯人員の寄与度の地域的な分布傾向の特徴を把握する。なお、分析対象とする年齢は、続いて地域メッシュ統計データを使用した分析を行うため、地域メッシュ統計データで把握できる 20～29 歳（若年単身世帯）、65 歳以上（高齢単身世帯）とする。

次いで、地域メッシュ統計データと GIS を使用して、移動窓法により集計地域区分にとらわれずに年齢別単身世帯人員の寄与度の地域分布を地図化する。地図化においては東京圏における寄与度の分布傾向が把握しやすいように、空間的自己相関の指標であるモランの I 統計量による評価を行い移動窓のサイズを決める。地図化の結果から鉄道路線などの社会基盤施設と年齢別単身世帯人員の寄与度の分布傾向について空間的思考による推論を行い、年齢別単身世帯人員の変動要因について考察する。

さらに、年齢別単身世帯人員の寄与度が高い地域を選定し、当該地域における年齢別単身世帯人員の割合と職業別就業者割合が、その他の地域と比較して特徴があるのか、統計的仮説検定により分析する。加えて、これらの項目間の相関係数を計算し、当該地域において年齢別単身世帯人員と相関係数が有意に高くなる職業別就業者について分析する。

最後に、相関係数が有意に高くなる職業について、4 分の 1、8 分の 1 地域メッシュ別統計データによる相関係数の計算を行う。分析地域単位のサイズが相関係数に与える影響について整理し、地域の特徴の解釈と相関係数の水準の関係について考察する。

3. 予備的分析

下図は、2010～2015 年の市区町村別の若年単身世帯人員の寄与度を地図化したものである。東京圏の多くの市区町村において寄与度は負の値となり、20 歳代単身世帯人員は減少しているが、東京都心部や川崎市沿岸部、千葉県房総半島南部、埼玉県鉄道路線沿いの市区町村においては増加傾向となっており、寄与度が偏在している様子が確認できる。

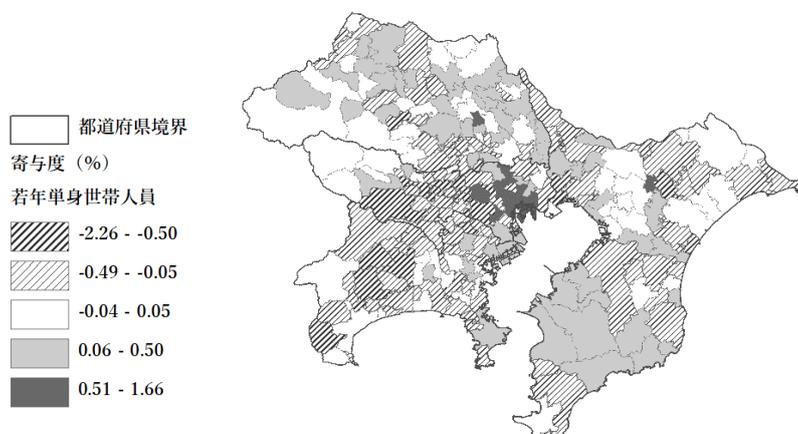


図 若年単身世帯人員の一般世帯人員に対する寄与度（2010～2015年）

[参考文献]小島克久（1996）「世帯規模の変化の過程と要因－第3回世帯動態調査の結果から－」『人口問題研究』52巻3号、23-31.

地域特性から見た世帯類型と消費構造に関する計量分析

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

世帯での消費の意思決定のモデルは、世帯が一体として意思決定を行い、家計一体での効用最大化で説明できるという **Unitary Model** と、世帯員個別の意思決定が交渉力で調整されることを認めることによって、世帯員個別の効用最大化と家計内の交渉が反映されるという **Collective Model** に区分される。そして、世帯員の構成や所得の源泉が家計消費を変化させる可能性については、**Unitary Model** と **Collective Model** が実証されてきた。

Unitary Model によれば、家計一体で効用最大化を行うことから、(家計全体の所得を制御した後では)、各財の消費への配分は世帯員の所得構成に依存しない。一方、**Collective Model** においては、世帯員間の交渉で消費の費目が決まるため、各財における消費支出は、その交渉力を決める世帯員の所得の割合に依存する。先行研究では、**Unitary Model** に関して仮定が強いために、**Unitary Model** は世帯による消費行動のモデルとして否定されることが多い。それに対して、**Collective Model** が妥当するとしても、世帯員の所得の構成とそれに伴う個々人の交渉力がどの費目にどの程度の影響があるかは、十分に実証されていない。とくに、配偶者の就業形態がもたらす影響は、あまり検討できていない。

わが国のデータを用いた研究では、それぞれ分析目的やモデルの内容は異なるものの、Hayashi(1995)、Altonji, Hayashi, and Kotlikoff(1997)、小原(2008)などが、世帯員の所得の構成が消費の項目やその変動に影響を与えていることを確認している。**Unitary Model** と **Collective Model** の概念が整理される以前に、世帯構成が消費費目に与える影響を検証した研究に関して、Hayashi(1995)ほか一連の研究が展開されてきた。そのモデルは、親世代と子世代の同居により、消費の構成が変わるかどうかというもので、消費需要の中立性検定(demand neutrality test)と呼ばれていた。Hayashi(1995)は、全国消費実態調査の個票データを用いて、食費のうちさらに細かい費目構成が、親子の所得比率に依存していることを明らかにした。親子一体の効用最大化に関する仮説は支持されず、時間的視野は子世代まで含まれないことが実証された。それに対して、小原(2008)は、家計経済研究所が 2006 年に実施した「世帯内分配と世代間移転に関する研究」の調査個票データを用いて、家計内の家計内交渉が規定される要因(夫婦別の所得、資産、年齢など)が、家計全体の所得を制御してもなお、その家計の消費に影響を与えることを実証した。家計内交渉要因が消費に影響を与えるという結論は、**Collective Model** と整合的ではあるが、**Unitary Model** を棄却するような仮説検定は行われていない。なお、家計消費が世帯員のリスクシェアリングを実現しているか、同じデータセットでより厳密に検証した先行研究に、澤田(2008)がある。

これらの研究の他にも、先行研究は、世帯員の中で所得の高い者ほど交渉力が高くなり、その効用を高めるような財の購入が多くなる傾向を示している。そのことは、配偶者の労働所得が向上するほど、配偶者の好む財への支出が高まることを予想させる。それに対し

て、配偶者の労働時間が長くなるほど、家事時間（家計内生産時間）を節約する誘因が強くなり、時間節約的な財の購入が多くなる影響も考えられる。

本研究では、以上の影響について全国消費実態調査の費目別の支出データを利用することによって、地域特性から見て消費の構造の差を事実発見的に検出する。第1に、大都市圏とそれ以外の地域における消費の費目の差を実証的に明らかにする。具体的には、交通費と住居費に対する支出の相違、外食費の違いといった消費の費目の差に着目した上で、Unitary/Collective Model の観点から実証分析を行う。

第2に、就業形態においても、大都市圏で共働きが増加基調にあることを勘案した推定を行う。Unitary/Collective Model の視点に立って、共働き世帯の構造をより正確に明らかにする。とくに本研究においては、配偶者の就業行動の差が消費に影響を与える部分を検出する。共働きの増加や、その中でも正規労働者の増加が、どの費目の部分の消費の変化をもたらすかを現実的に検討する。

本報告の準備段階の研究では、2009年の全国消費実態調査の個票データを用いて実証分析を行った結果、世帯類型を考慮し、世帯主と配偶者の就業状況をコントロールした場合に、所得の構成によって、家計における費目の構成も変わることがわかった。また、被服及び履物といった費目のように、勤め先から年間収入に占める配偶者の収入の比率が上がるにつれて、消費の割合が増大していることが明らかになった。このことから、Collective model の有用性を確認することができている。本報告では、それを発展させた上で、地域特性の異質性、および世帯類型を考慮した場合の世帯主と配偶者の就業形態が消費の費目に与える影響に関して検討を進めていきたい。

なお、本報告に関連した全国消費実態調査を用いた実証研究としては、2009年や2014年の全国消費実態調査の個票データを用いながら、世帯のリスク資産や保有する実物資産が就業に及ぼす影響を明らかにした伊藤・出島(2019)や伊藤・出島・村田(2019)がある。(本研究における分析結果の詳細については、報告当日に発表する)。

参考文献

Altonji, J., F. Hayashi, and L. Kotlikoff (1997) "Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 105.

Hayashi, F.(1995) "Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curves," *Journal of Political Economy*, 103.

伊藤伸介・出島敬久(2019)「わが国における家計の資産構成が子供の就業選択に与える効果」、『経済学論纂(中央大学)』第59巻第5・6合併号, 151~174頁

伊藤伸介・出島敬久・村田磨理子(2019)「保有不動産・金融資産と就業との関係—全国消費実態調査の宅地単価に着目して—」『日本統計学会誌』第48巻第2号, 77~101頁

小原美紀(2008)「家計内交渉と家計の消費変動」チャールズ・ユウジ・ホリオカ, (財)家計経済研究所(編)『世帯内分配と世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房, 48~72頁

澤田康幸(2008)「日本における世帯内リスクシェアリングの分析」, チャールズ・ユウジ・ホリオカ・家計経済研究所(編)『世帯内分配と世代間移転の経済分析』, 第3章, ミネルヴァ書房

社会生活基本調査を使用した観光行動の地域分析

大井 達雄（和歌山大学）

はじめに

訪日外国人旅行者数の急増に伴い、日本の観光市場は活況を呈している。一方で観光庁の推計では、2017年の旅行消費額（27.1兆円）に占める外国人旅行者の割合は、15%程度の水準にある。つまり、国内の観光市場において日本人による観光行動が高い割合を示している。しかしながら、人口減少の影響もあり、日本人の観光行動は縮小することが予想されている。日本人の観光行動の規模を維持するためにはさまざまな方策がもとめられ、その対策の1つとして高齢者による観光行動が期待されている。高齢者の観光行動は観光市場だけでなく、さまざまな分野に波及する可能性がある。とはいえ、高齢者の観光行動に関する実証研究は管見の限り、十分ではない。今回の報告では、社会生活基本調査のミクロデータを通じて、高齢者の観光行動の実態を分析し、同時に地域的な差異を把握することを目的としている。

1. 高齢者の観光行動に関する先行研究

高齢者の観光行動に関する分析として、中谷（2013）は、全国消費実態調査の匿名データを使用して、世帯主が60歳以上の2人世帯と60歳以上の単身世帯を対象に、トービット・モデルを適用して推定を行った。被説明変数は「国内パック旅行費」であり、説明変数は所得、貯蓄、住居属性と世帯属性（三大都市居住の有無、車の有無、子供の有無など）である。その結果、消費の拡大のためには、高収入・高貯蓄の2人世帯を対象としたサービスを提供する一方で、豊富な資産を有する60歳以上の単身世帯の消費意欲を促進するサービスを企画・提案することが重要であることを明らかにした。

海外の研究では、Kim, Woo, and Uysal (2015)があげられる。韓国の高齢者を対象に共分散構造分析を行ったものである。その結果、高齢者の観光行動の要因として、関心、知覚価値、旅行経験での満足度、余暇活動の満足度、全体的なQOL、再訪意識などの6つの因子についての関係性について明らかにした。他にも、Huber (2019)が存在し、主として海外での高齢者の観光行動の研究は心理学が中心となっている。

2. 社会生活基本調査における高齢者の観光行動の実態

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、5年ごとに調査が行われている。以下では、報告書において公表されている高齢者の観光行動については、簡単に紹介する。

図は、2011年と2016年の60歳以上の年齢階層別の旅行・行楽の行動率（全体）を示したものである。図からわかるように、60歳代の行動率は女性が75%を超え、男性が7割程度であるように、女性の行動率のほうが高いことがわかる。しかしながら、70～74歳で男性と女性の行動率はほぼ同一水準となる。さらに75歳以上となると、女性の行動率は男性の行動率を下回る。

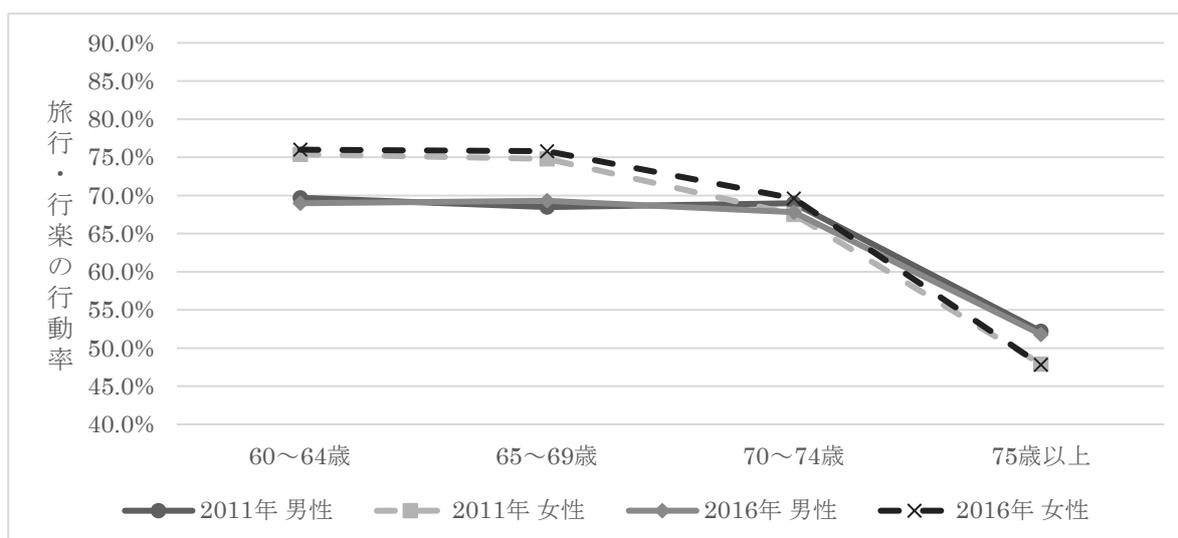


図 60歳以上の年齢階層の旅行・行楽の行動率（全体）

このように 70 歳を契機に行動変化がみられるので、その要因については詳細に分析する必要があると考えられる。社会生活基本調査で定義する旅行・行楽については、日帰りを意味する行楽と、宿泊を伴う旅行がある、旅行の場合、観光旅行、帰省・訪問などの旅行、業務出張・研修・その他に区分される。

2011 年と 2016 年の比較をした場合、行楽において性別や年齢階層によって異なった動きをみせている。例えば、男性では、60～64 歳や 75 歳以上の階層で行動率が増加傾向にあるのに対し、65～69 歳や 70～74 歳の階層で行動率が減少傾向にある。女性でも、60～64 歳では行動率が減少傾向にあるものの、65 歳以上の階層では行動率が増加傾向にある。一方で旅行において、男性と女性ともほとんどの階層で行動率が減少傾向にある。女性の 60～64 歳の階層のみ現状維持（58.8%）であった。もっとも大きな減少を示したのが男性の 60～64 歳の階層である（2011 年 56.2%→2016 年 53.5%）。

これまでの研究でも、経済的・心理的要因にくわえて、身体的要因などが指摘されている。社会生活基本調査においても、同様の分析が可能であると考えられる。

3. 分析結果

マイクロデータの分析結果については報告時に発表資料として説明する予定である。

主要参考文献

- ・総務省統計局『社会生活基本調査』平成 28 年版，平成 23 年度版
- ・中谷義浩（2013）「国内旅行市場における高齢者世帯の消費行動に影響を及ぼす要因分析」、『経営管理研究』No.3，pp.38-44.
- ・Hyelin Kim, Eunju Woo, and Muzaffer Uysal (2015), “Tourism Experience and Quality of Life among Elderly Tourists”, *Tourism Management*, No. 46, pp.465-476.
- ・Dominik Huber (2019), “A Life Course Perspective to Understanding Senior Tourism Patterns and Preferences”, *International Journal of Tourism Research*, No.21, pp.372-387.

兵庫県及び県内地域別観光消費額及び関連指標の推計と利用上の課題

芦谷 恒憲（兵庫県企画県民部・兵庫県立大学）

要 旨

観光庁から提供を受けた訪日外国人消費動向調査のマイクロデータや観光 GDP 推計のため収集した県内市町観光動態統計等を用いて兵庫県内 10 地域ブロック（経済圏）別に市町別観光消費額及び観光経済分析のための関連指標を推計し、併せて地域統計の利活用に向けた課題について考察する。

1 地域観光統計データの概要

- ① 公的統計：観光庁（統計情報・白書）都道府県データ収集
- ② 業務統計：市町観光振興主管課、市町観光協会等（公財）日本観光振興協会等照会、資料収集
- ③ 特別調査：統計調査によるデータ収集
 - ・調査対象：観光客（観光施設、イベント会場等、平日・休日別調査）
 - ・事業所：販売仕入調査（「経済センサス」から抽出調査）移出入率、域内自給率
土産物店、飲食店、ホテル、交通事業者等
 - ・世帯：市民買物動向調査（住民基本台帳から抽出調査）域内自給率

2 地域統計（需要側データ・供給側データ）の収集と利用

- (1) 調査データ：公的統計（母集団マクロ情報）との整合性の確認
集計データは、公的統計（「経済センサス - 活動調査」）によりデータの集計範囲や集計データのカバレッジ（母集団比 8 割程度）を確認し、追加調査や集計データの補正検討
 - ・需要側データではとらえにくい項目は供給側データで把握確認
 - ・高額消費品目や宿泊客が少ない施設の調査は事業者や宿泊施設データで把握
 - ・需要側集計データと供給側集計データによる比較によりデータの精度を確認
- (2) 加工用データ：日帰り客・宿泊客入込客数（調査対象施設推計）
 - ・推計対象：都道府県、県内経済圏（広域経済圏）、市町（大都市）、個別観光地（名所、温泉地等）
 - ・調査項目やコード体系が変更（組替値により比較）、延べ人数を調整係数により実人数に転換
 - ・個別地域はサンプル数が少ない（誤差大）ため、集計分析項目から除外

3 市町別観光消費額推計・活用の現状（兵庫県観光統計研究会：兵庫県・兵庫県立大学）

- (1) 推計期間：2010 年度（新統計基準）から直近年（2018 年度）
資料：兵庫県観光交流課「兵庫県観光客動態調査」（市町別宿泊客入込数、日帰り客入込数等）
- (2) 推計方法 観光消費額＝①宿泊費＋②交通費＋③飲食費その他
 - ①宿泊費：施設別宿泊費産出額※×市町入込客全県比（施設別入込客数：ホテル、旅館、民宿・ペンション、公的宿泊施設、ユースホステル、寮・保養所、その他）
 - ②交通費：交通費産出額×市町入込客全県比（日帰り客・宿泊客消費額全県比）
 - ③飲食費その他：飲食費その他産出額×市町入込客全県比（日帰り客・宿泊客消費額全県比）
 - ・項目別域内消費額（宿泊、飲食、交通、娯楽、その他）及び域内総生産（付加価値額）を推計
- (3) 分析事例「県内観光消費額の経済波及効果推計」（兵庫県観光統計研究会）
 - ・観光経済活動把握データ：事業所数、従業者数、観光産業売上額
 - ・観光関連消費の調査は、市町観光振興課、観光協会、観光施設事務所等で実施
 - ※データがない場合、土産物店、飲食店、ホテル、交通事業者等直接照会により収集
 - ①観光関連の経済波及効果最終需要額推計（観光客消費額）
 - ②産業連関分析により経済波及効果推計（施設オープン前後の売上額の差額推計）
域内観光消費、地域イベント（季節、限定地域イベント）、スポーツ観光（マラソン）

4 兵庫県観光GDP・地域別観光消費経済波及効果推計

- ・観光地が多い地域の伸びが県平均と比べ高く、域内で観光地の有無などが影響
- ・経済波及効果1兆7,676億円(観光消費額比1.45倍)、付加価値誘発額9,525億円(GDP比3.4%)

表1 兵庫県内観光消費額・観光GDP(付加価値額) (単位:億円)

項目	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度
県内観光消費額(名目)	11,293	12,090	11,847	12,149
観光消費県内総生産(名目)	6,334	6,864	6,819	6,979
観光消費県内総生産(実質)	6,252	6,781	6,730	6,861
生産誘発額(経済波及効果)	16,646	17,709	17,201	17,676
付加価値誘発額	9,091	9,627	9,334	9,525
就業者誘発数(千人)	197	208	202	206

(出所)兵庫県観光統計研究会推計(2018)

5 観光地観光消費額の試算

(1) 訪日外国人調査(マイクロデータ)

兵庫県及び県内地域(①神戸市、②播磨地域、③但馬地域、④淡路地域)

訪問地別サンプル数(2011年4-6月～17年4-6月)①9,124、②964、③135、④207、その他1,323

(2) 市内観光動態調査(マイクロデータ)

消費額=消費単価(交通費、宿泊費、土産代、飲食費、入場料、その他)×入込客数

表2 観光動態調査(2018年2月～4月平均)パック料金配分後 (単位:円)

項目	旅行費用計	交通費(市内分)	交通費(市外分)	宿泊費	土産代	飲食費	入場料	その他
日本人								
日帰	24,964	3,416	7,603	0	2,346	4,784	6,715	100
宿泊	94,841	3,754	35,867	27,035	10,249	11,671	4,601	1,664
外国人								
日帰	14,423	947	9,337	0	969	2,157	1,013	0
宿泊	519,368	6,663	427,512	62,391	5,196	12,458	5,024	124

(資料)兵庫県観光統計研究会試算(姫路市観光動態調査)

6 地域観光統計の活用と課題

(1) 地域別観光消費額・経済波及効果の推計

訪日外国人消費額=①県内訪日外国人数(実人員)×②1人当たり消費単価

経済波及効果分析ツール:兵庫県・41市町産業連関表・雇用表(2011年表)

(2) 訪日外国人消費推計データ(人数・消費単価等)の提供

訪日外国人消費額=①訪日外客数(実人員)×②消費単価

訪日外客数=県別訪問率×訪日外客数

表3 訪日外国人観光消費額試算(兵庫県)

年	全国訪問者数(千人)	兵庫県訪問率(%)	兵庫県訪問者(千人)	旅行者平均消費(千円)	観光消費総額(億円)	2010年=100
2011	6,219	6.9	429	116.9	501.7	73.7
2012	8,358	6.0	501	125.5	628.5	92.3
2013	10,364	6.7	694	133.5	926.2	136.0
2014	13,413	6.9	926	125.1	1,158.1	170.1
2015	19,737	7.3	1,441	125.7	1,811.4	266.0
2016	24,040	6.6	1,587	119.5	1,896.1	278.5
2017	28,691	6.0	1,721	105.5	1,816.2	266.7
2018	31,192	6.0	1,872	116.9	2,188.4	321.4

(資料)観光庁「訪日外国人消費動向調査」等、兵庫県観光統計研究会試算

(3) 地域統計活用のためデータ整備上の課題

- ① 観光消費額データ公表: 県速報年度終了後6か月後、地域速報9か月後→速報性向上
- ② 四半期別推計(2010年～2017年): 兵庫県内観光消費試算→地域別推計
- ③ 市町別観光消費等データ時系列整備(2010年～2017年)兵庫県HPで提供

(参考) 芦谷恒憲(2015)「兵庫県観光GDPの推計と利用上の課題」、経済統計学会『統計学108号』

兵庫県観光GDP URL <https://web.pref.hyogo.lg.jp/kk11/kankougdp.html>

わが国における家計可処分所得・家計貯蓄率四半期速報推計の

位置づけとその特徴

鈴木 俊光(内閣府)

はじめに

我が国の国民経済計算(JSNA)で推計・公表している四半期別 GDP 速報(QE)の範囲は、支出側 GDP が中心であり、生産・分配面の情報を体系的な形では推計・公表していない。一方、多くの主要先進国では、四半期速報段階から、三面からの GDP や、所得支出勘定の一部である家計貯蓄率等が作成・公表されている。速報段階から、このような多角的アプローチにより勘定を整備し、経済動向を把握することは、景気分析や最近における経済構造の急速な変化を計測する上でも有用と考えられる。我が国における家計の可処分所得及び貯蓄の四半期速報値について、経済社会総合研究所から実務体制が整い次第、公表される予定である。

本報告では、家計可処分所得・家計貯蓄率の四半期速報の推計方法、リビジョン・スタディ等について解説した上で、経済指標として利用する上での留意点などについて説明を加える。

1. 諸外国における家計可処分所得・家計貯蓄率推計の概要

家計可処分所得・家計貯蓄率について、主要国の大半が年次推計のみならず四半期速報推計時点においても公表している。本報告では、諸外国の家計可処分所得・家計貯蓄率について年次・速報推計方法ならびに四半期変動に寄与する推計項目などを概観する。

各国の四半期速報推計方法について、概観すると、農業部門の「混合所得」推計については年次推計では税務データ、速報推計では農務省等所管省庁推計の見込み値等が利用されている。「営業余剰推計」については、四半期調査を活用している国や残差推計を行っている国もみられる。

「雇用者報酬」推計については、データインフラが整備されている国では、年次推計において税務データや行政記録情報を活用し、速報推計では年次推計値をベンチマークに、月次・四半期調査データをもとに、延長推計を行っている国が多い。

「所得富税」推計や「社会給付」、「社会負担」に関する推計については、歳入庁などの所管省庁の行政データや調査データを活用している点で各国ともに共通している。

家計貯蓄率の四半期変動に寄与する要因として、「雇用者報酬」、「家計最終消費支出」を除けば、「財産所得」や「所得富税」、「社会給付」の寄与について各国で相違がみられることから、各国における家計の資産保有状況や社会保障政策などの違いが家計貯蓄率変動要因の違いとしてあらわれていることが示唆される。

2. わが国における家計可処分所得・家計貯蓄率推計の概要

現在、公表予定の家計可処分所得・家計貯蓄率の四半期速報推計においては、項目毎に利用可能な各種基礎統計を利用し、異なる推計手法を活用し、推計を行っている。具体的には、(1) QE 系列の活用(雇用者報酬)、(2) 四半期基礎資料の活用(営業余剰・混合所得、国税・社会保障給付等)、(3) 年次基礎資料の活用(地方税)、(4) トレンド推計(財産所得等)を用いている。本報告では、推計項目毎に、基礎統計や推計手法の概要について解説する。

3. 家計可処分所得・家計貯蓄率のリビジョン・スタディ

家計可処分所得・家計貯蓄率の速報推計値について、年次推計値との改定状況を分析したリビジョン・スタディを行い、「財産所得」等の項目において、基礎資料が乏しく、多くの内訳推計項目について前年同期横置きとなっていることから、改定が大きくなっており、推計上の課題が残されている。

4. まとめ

家計可処分所得・家計貯蓄率は、一国の所得環境を把握する上で重要な役割を果たす指標である。四半期速報時点の家計可処分所得・家計貯蓄率が公表されることは、現在、わが国で公表されている四半期別 GDP 速報における個人消費(家計最終消費支出)の動向を分析する上でも有用な指標となりうる。具体的には、リアルタイムで雇用動向や税制度変更、不労所得、政府から家計への経常移転などの所得要因と消費要因について検討を行うことが可能になる。

一方で、データ利用時期は遅れるが、比較的精度の高い基礎統計にもとづいて推計を行うことができる年次推計に対して、速報推計では精度の低い基礎統計にもとづいた推計、もしくはよるべき基礎統計が無い中で推計を行わなければならないため、推計項目によっては経済指標として利用する上で、一定の幅をもって評価しなければならない項目などもある。本報告では、可能であれば、そういった速報推計上の課題についても触れる。

経済センサス個票データを用いた産業別生産物算出表(V表)の推計

赤木 芽(千葉商科大学)

供給・使用表の推計における品目別商業マージンの把握に向けて

－価格情報を活用したガソリンの商業マージン推計の検討－

山岸 圭輔（内閣府経済社会総合研究所）

1. はじめに ー品目別マージン情報の有用性ー

産業連関表の取引基本表の推計や国民経済計算の支出側推計（コモディティ・フロー法推計）の際に、品目ごとに生産者価格と購入者価格の間に加算されるマージンについて、商業事業所に対する統計調査で、品目ごとにどの程度マージンをかけているのかを把握することは非常に困難である。

本稿では、調査統計に限らず、企業の商業情報を含む幅広い情報を用いて、品目別のマージン推計手法を検討する。

2. 石油製品の流通経路と把握可能な価格情報

小売マージンの推計には、「石油製品価格調査」（資源エネルギー庁）において公表されている、ガソリンの小売価格、卸売価格（仕切価格）を利用。卸売マージンの推計には、上記の卸売価格に加え、スポット取引価格（（株）リム情報開発株式会社の「リムローリーラックレポート」）を活用した。

3. マージンの推計結果及び分析

小売価格と卸売価格、卸売価格とスポット価格はほぼ平行で推移しており、その差であるマージン額は、小売りについては概ね10～20（円/リットル）で、卸売については概ね5～10（円/リットル）で推移していることが分かった。

また、事業者のマージンのかけ方について、単位当たり販売量に対して一定額のマージンをかけているのか（想定1）、仕入れ額又は販売額に対して一定率のマージンをかけているのか（想定2）を、回帰分析で調べたところ、想定1の方がフィットすることが分かった。但し、いずれのモデルについても、ローリング回帰を行ったところ、時系列安定性はなかった。

4. 供給・使用表推計への活用に向けて

ガソリンの品目別マージンについては、簡易的に単位当たりのマージン額を横置きしたり、過去の時系列データを用いて予測するような手法が望ましくないということが分かった。供給・使用表の推計にあたっては、回帰式等で推計するのではなく、企業の商業情報を含む利用可能な情報を入手して、品目別のマージンを推計することが望ましい。今回の情報では、単位当たりの価格情報を用いていることから、一国全体のマージン総額を求めることは難しいが、単位当たりの仕入れ額で単位当たりのマージン額を除したマージン率を求めることは可能であることから、実際の推計ではこのマージン率を用いることが考えられよう。

より長期的には、数量ベース（又は実質）での供給・使用表が作成されるようになった場合には、当該数量（又は実質）情報を用いて、単位当たりのマージン額を用いる手法を検討することも有用であろう。

また、産業連関表や基準年 SUT を推計する基準年においても、品目別のマージン情報が限られている状況には変わりはないことから、将来的には、今回のような品目別のマージン情報を、基準年 SUT の推計に活用することも検討することが重要であろう。

5. 今後の課題

推計にあたっては、地域別の小売、卸売価格や複数の製油所等におけるスポット価格の単純平均を利用していることや輸送マージンも含む推計となっていることに加え、石油元売から小売事業者へ販売するいわゆる二次卸にあたる事業者のマージンが小売マージンに含まれるなど、大胆な仮定を置いた推計となっている点は、注意が必要である。

前者については、地域ごとの生産額、販売額のウェイトで統合することで一定程度の改善が図れる可能性がある。また、後者については、石油元売の大部分は、製造卸として製造業の売上に入っている可能性があり、その場合、今回推計した卸売マージンは、卸売業ではなく、製造業の売上として含まれている可能性がある。そうであれば、今回推計した小売マージンが、卸売、小売を合計した商業（及び運輸）マージンとなっている可能性もあろう。当該点について、工業や商業を対象とした大規模な構造統計の詳細データを用いて検証することが必要であろう。

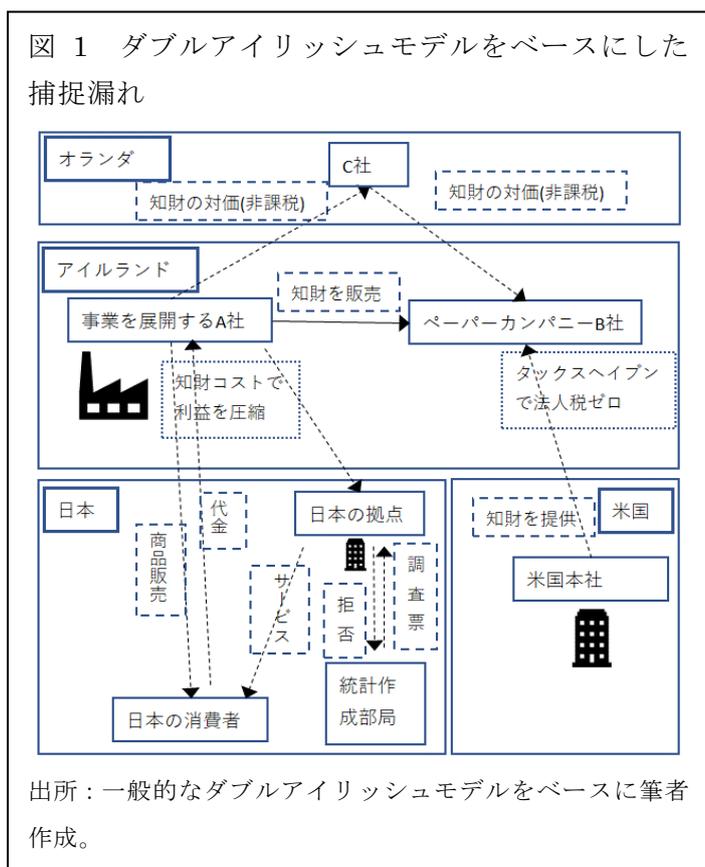
2030年代に日本版インボイス制度によって SNA を改良できる技術的余地

櫻本 健(立教大学)

はじめに

この報告では 2029 年 10 月 1 日以降に実現可能な SUT の基本設計と課題を取り上げる。この報告は筆者による個人的な将来の構想であって、政府の計画とは関係ない。

1. 税務情報を統計作成に利用すべき



統計調査によるデータと税務データなどの行政情報によるデータの利活用は、長い歴史がある。2017 年内閣府調査では、欧州(オランダ、イギリス、フランス、デンマーク、ドイツ、イタリア)、北米、オセアニア調査対象国すべてで、税務データを GDP 推計に大規模に利用しているとのことで、統計情報だけで GDP を推計する日本は無謀である。各国統計法に基づいて、税務情報を公式に利用できる国と法律上秘密裡に利用しているケースがありえる。こうした協力以外にも各国に財務省と統計作成部局の協力組織として経済財政運営部局や政府財政統計があるように、日本以外の主要国ではいずれも税務と統計が組織として大変近い関係にある。税務情報を利用しないのは情報を二重に取る意味で企業の調査負担を増やし、業務効率と税金の無駄でもある。

現在日本でも多国籍企業が節税(脱税)フレームを利用しており、実態よりも産出や中間投入の情報が小さくなる懸念がある。欧州では法人に関する統計データを多国間で利用するフレームが機能している以外に、税務データも利用している。付加価値税による捕捉に加えて、2018 年には EU がアップルに 143 億ユーロの追徴課税をしたように税務の締め付けを厳しくしている。日本では 2015 年 10 月から Amazon への消費税課税を開始し、2019 年 1 月から法人税課税も厳しくした。ただ、消費税情報を用いれば、Amazon や Apple が統計調査の回答をごまかしていても捕捉漏れをある程度回避できる。各種統計調査やビジネスレジスターデータベースを税務データで補完する対処は欠かせない。

2. 付加価値税情報に基づく本格的な SUT 導入

2019年10月の消費増税と軽減税率導入後、日本にインボイス制度を導入する。2029年から消費税は欧州版のインボイス方式を導入した付加価値税方式への転換が予定される。その導入に伴い、全国の企業では経理方式の転換が進められている。インボイス導入には相当な時間がかかるとみられ、経過措置が2029年まで続く。

表1 インボイス方式導入までの経過措置

期間	割合
2023/10/1～ 2026/9/30	仕入税額相当額の80%：仕入れの8割まで 免税事業者からの仕入れを認める。
2026/10/1～ 2029/9/30	仕入税額相当額の50%：仕入れの8割まで 免税事業者からの仕入れを認める。
2029/10/1～	仕入税額控除できない：消費税納税事業者 でインボイス方式を準拠していない取引は 仕入れと認めない。

日本が欧州版の供給使用表(SUT)を導入しようとする、概ね2029年10月1日以降に税務データが四半期ベースで出そろうタイミングが重要な機会となりうるであろう。

統計調査だけではSUTを事実上有効活用できないため、税務データの中でも特にインボイス方式の付加価値税情報をGDPの基礎資料として活用する必要がある。特に欧州型のインボイス方式の付加価値税は、投入と付加価値を企業別・生産物別に網羅的に捕捉できる。税務データを利用すると、①回答拒否企業の経理情報を利用できるため、産出やGDPが増える可能性がある。②GDP年次値・四半期値のバラツキを今よりも上手に制御できる可能性がある。③GDPの推計精度(主に所得側)を上げることにもつながる。そして、公表有無にかかわらず、より高度な情報を利用できるようになることでマクロ経済の捕捉と管理能力を向上させることができる。

3. インボイス導入までに解決すべき課題

インボイス情報を利用するための制度改革が求められる。SUTを運用している国ではアメリカも含めて物理的に一つの場所で連携して推計する以外に選択肢がないため、SUTと高度な加工統計人員は一つの場所にいるべきだ。AI技術の浸透を想定すると、データバンクは一つで良いため、日本として一つの統計機構とするか、若松町に関連組織を移動させて物理的に一つにさせることは課題となる。毎勤問題のように各国では最も高度な統計組織の人員が基礎統計の非公表値をチェック・監視する。生産性、経済財政運用部局、データ管理・作成部局の組織人員も同様に統計組織として物理的に集中運用させるべきである。

一方、税務情報を想定し、総務省ビジネスレジスター運用部局と総務省SUT運用部局、内閣府の国民経済計算部局が体系的な連携の確保が欠かせない。日本の国民経済計算にはコモ法の改良、四半期推計方法の設計変更、生産側に合わせた段差問題、四半期インボイス情報を活用したアライメントと市場との対話の試行錯誤といった数多くの課題がある。特に日本のSNAはイギリスと同じように四半期レベルで、生産物別推計項目表(CMBASE)を名目・実質・価格について推計し、10年後の制度改革に備える準備が望まれる。

参考文献

IMF(2017), "Update of the Quarterly National Accounts Manual", IMF HP
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/qna/>

国際連合経済社会局統計部著(監訳：猪俣哲史、櫻本健、田原慎二、萩野覚、牧野好洋)(2019)
 「供給使用表と投入産出表に関するハンドブック(拡張と応用を含む)」

http://www.esri.go.jp/jp/esri/gdpstat_kaizen/handbook/kariyaku.html

供給・使用表に組み入れるべき企業の異質性

萩野 覚（福山大学経済学部）

金 志映（岡山大学経済学部）

1. はじめに

経済のグローバル化は、国民経済計算の作成に様々な課題を投げかけている。OECD では、そうした課題について議論を進めており、その対処方法として、アイルランドで開発された GNI*のような GDP 代替指標の開発、特別目的会社を親会社に統合するような SNA 方法論の改変といった方法のほか、供給使用表に企業の異質性を組み入れる形で拡張して行く、といった方法が提案されている。そうした拡張供給使用表の作成は、OECD が作成する付加価値貿易指標の改善にも通じるものである。

そこで本稿では、我が国の供給使用表に組み入れるべき企業の異質性について、企業活動基本調査マイクロデータの活用を通じて検討する。

2. 企業の異質性による輸入中間財比率の乖離

(1) 輸出・非輸出の区分方法

輸入中間財比率の乖離をもたらす企業の異質性として、輸出・非輸出企業の違いが考えられる。

海外主要国では、輸出が売上げの 10%以上を占める企業を輸出企業、それ以外を非輸出企業として区分する例がみられる。そこで、輸出・非輸出企業間の輸入中間財比率の乖離について、どの程度の輸出比率が閾値として妥当であるかどうかを確かめるべく、輸出比率を 0%、10%、20%…90%と 10%刻みで区切って、当該輸出比率以上の企業と未満の企業との間の輸入中間財比率の乖離を計算してみると、結果は産業毎に区々となる。

他方、輸入中間財比率の乖離に、高輸出比率企業の仕入総額を乗じることによって、産業全体の輸入中間財の多寡に与えるインパクトを、輸出比率を 0%、10%、20%…90%と 10%刻みで区切って、各産業について指数化して計測してみると、金属・紙パでは 10%のインパクトが最大となるが、その他の産業では、輸出比率 0%のインパクトが最大となる。従って、輸出・非輸出を異質性判断の基準とするのであれば、当該比率を用いて輸出・非輸出を区分することが適当と考えられる。

2. 輸出・非輸出か大・中小企業か

大・中小企業という異質性も重要と考えられるため、輸出・非輸出企業という異質性よりも重要か否かを検討してみた。その結果、光学電気機械産業をはじめ加工組立産業では、輸出・非輸出企業間の輸入中間財比率の乖離が、大・中小企業間の輸入中間財比率の乖離よりも大きくなる。他方、素材産業においては、化学および金属において、大・中小企業間の輸入中間財比率の乖離が、輸出・非輸出企業間の乖離よりも大きくなる。このように、化学および金属においては、企業の異質性として、企業規模を用いることが有用であることを示唆している。

4. 海外子会社の保有が輸入中間財比率に与える影響

米国経済分析局では、米国供給使用表において、産業を、海外子会社を保有する企業と保有しない企業に細分類する形で、企業の異質性を同表に組み入れている。確かに、海外子会社を保有する企業は、当該子会社から中間財を輸入する結果、保有しない企業よりも輸入中間財比率が高そうである。

この点について、我が国について検討してみた。その結果、海外子会社を保有する企業と保有しない企業との輸入中間財比率の乖離は、金属においてのみ、輸出・非輸出企業間および大・中小企業間の輸入中間財比率乖離を大きく上回る。これは、金属において、原材料の開発や採掘にあたり海外子会社を活用していることが原因と考えられる。その他の産業では、必ずしも決定的に重要な要素であるとは言えないのが実情である。

繊維および紙パについては、海外子会社を保有する企業と保有しない企業との輸入中間財比率の乖離が、輸出・非輸出企業間の輸入中間財比率乖離に拮抗している。これは、繊維および紙パにおいては、海外子会社を保有する少数の企業が集中的に輸入を行う、という状況を反映したものと考えられる。すなわち、海外の安い人件費を活用する目的で海外進出を行った企業では、海外子会社が日本での生産の後方に位置する結果、海外子会社からの輸入が嵩む、と考えられる。

5. 今後の課題

上記の検討を、事業所ベースの統計を用いて検証したうえで、拡張供給使用表を試作するのが今後の課題である。

国際産業連関表による中日韓米の生産性水準および生産性上昇率の国際比較

泉弘志(関西支部) 戴艶娟(広東外語外貿大学) 李潔(埼玉大学)

はじめに

私達は一昨年(2017年)度大会で国際産業連関表を使用して全労働生産性という指標で日米韓2009年の産業別生産性水準の国際比較を行った。その際購買力平価としてEUのデータを使用したのが中国を含めることができなかった。今回は世界銀行から入手したICPのデータを利用して中国を含めた2011年の中日韓米の産業別生産性水準の比較を行う。そして、これらの国の2009-2014年の産業別生産性上昇率の比較と併せて産業別生産性の国際比較分析を進める。

1. なぜ生産性指標として直接労働生産性や全要素生産性等でなく全労働生産性を使用するのか：参考文献としてあげた諸文献を参照してほしい。

2. 全労働生産性計測モデル

2.1 全労働生産性の定義

全労働生産性は産出量と全労働量の比率である。全労働量は直接労働量と間接労働量の和である。直接労働量は各生産物を生産する当該産業の労働量である。間接労働量は原材料など中間投入物を生産するのに必要な労働量と機械など固定資本の今期減耗分を生産するのに必要な労働量である。

2.2 1国産業連関表による全労働量の計算

1 国産業連関表による全労働量の計算では、国産品の生産に輸入原材料や輸入固定資本が使用されている場合、輸入原材料や輸入固定資本と同金額の輸出品の全労働量の平均全労働量を輸入原材料や輸入固定資本の全労働量として計算する。

2.3 国際産業連関表による全労働量の計算

全世界を網羅した国際産業連関表による全労働量の計算では、輸入品に投下されている全労働量は、その輸入品を生産した国での直接間接労働量を計測する。

3. 本報告で使用したデータ

WIODが対象としている地域43ヶ国の中間投入係数：WIODデータ

それ以外の地域の中間投入係数：Eora MRIO表のデータ

固定資本減耗係数及び固定資本形成構成比率：全てEora MRIOデータ

労働量に関するデータ：WIODの地域には、WIODの雇用データ

それ以外の地域にはWDIの3産業部門データをEORAの雇用者自営業所得金額比率で配分して求めた。

購買力平価：ICPのBasic Headingデータ

デフレーター：WIODの時価表と固定価格表の比率

4. 計算方法と計算結果

2.の全労働生産性計測モデルに基づいて、各国価格・時価のデータで全労働量を計算し、購買力平価データを使用して共通価格(=米国価格)当り、デフレーターを使用して固定価格当りの全労働量に変換した。

計算結果の一部を表1、表2に示した。

表1 産業別労働生産性水準の国際比較 日本を1とした時の中国・韓国・米国の水準 2011

		農林業	水産業	飲食料品	繊維製品	石油化学製品	非金属製品	金属製品	電機その他の機械	輸送機械	他の製造業	電機ガス水道	建設	宿泊飲食	運輸	郵便通信	金融対業サービス	教育医療その他	全産業平均
中国/日本	直接労働生産性水準	0.5	0.1	0.4	0.4	0.2	0.2	0.4	0.4	0.1	0.4	0.7	0.5	1.3	0.3	0.5	0.4	0.4	
	1国産業連関表による全労働生産性水準	0.5	0.1	0.1	0.2	0.2	0.1	0.2	0.1	0.1	0.3	0.4	0.3	0.7	0.4	0.3	0.3	0.2	
	国際産業連関表による全労働生産性水準	0.7	0.2	0.4	0.3	0.4	0.2	0.3	0.3	0.2	0.6	0.7	0.5	1.2	0.6	0.4	0.4	0.4	
韓国/日本	直接労働生産性水準	1.3	1.7	1.0	1.4	1.7	1.5	2.4	1.3	0.8	1.2	1.7	0.5	2.0	1.3	1.0	1.5	1.2	
	1国産業連関表による全労働生産性水準	1.4	1.4	0.6	0.8	0.7	0.9	1.1	0.8	0.8	1.7	1.5	0.6	1.7	1.1	1.0	1.5	1.1	
	国際産業連関表による全労働生産性水準	1.5	1.5	0.9	0.9	1.0	0.9	1.2	0.9	0.8	2.0	1.5	0.7	1.8	1.1	1.1	1.6	1.2	
米国/日本	直接労働生産性水準	12.7	0.8	2.6	2.0	2.1	0.7	1.8	1.8	1.7	1.3	1.3	1.0	2.7	1.3	1.5	1.4	1.5	
	1国産業連関表による全労働生産性水準	8.3	1.0	2.5	2.0	2.4	1.2	2.4	2.0	2.1	5.8	1.8	1.4	2.7	1.6	1.6	1.5	1.8	
	国際産業連関表による全労働生産性水準	8.3	1.1	3.1	2.2	1.9	1.0	2.2	1.9	1.8	3.8	1.6	1.6	2.8	1.6	1.5	1.5	1.8	

表2 産業別労働生産性上昇率の国際比較 中国・日本・韓国・米国 2009から2014への年平均上昇率 単位:%

		農林業	水産業	飲食料品	繊維製品	紙製品	石油化学製品	非金属製品	金属製品	電機その他の機械	輸送機械	他の製造業	サイクル	電機ガス水道	建設	卸小売	宿泊飲食	運輸	郵便通信	金融対業サービス	公務	教育医療その他	全産業平均
中国	直接労働生産性上昇率	11.5	11.2	5.2	10.6	11.4	9.0	11.0	8.6	12.9	9.1	10.1	18.4	18.2	7.0	6.1	8.9	6.9	5.5	3.9	2.9	5.7	8.7
	1国産業連関表による全労働生産性上昇率	9.4	9.7	7.7	13.7	11.5	11.3	9.1	8.0	10.4	10.2	10.3	10.5	11.9	7.2	5.6	10.0	7.6	6.6	5.5	3.6	5.1	8.4
	国際産業連関表による全労働生産性上昇率	9.5	9.6	7.1	13.5	10.9	10.8	8.3	7.4	9.1	8.9	10.0	9.7	11.4	6.5	5.4	9.7	7.0	5.9	5.0	3.2	4.8	7.9
日本	直接労働生産性上昇率	-0.5	-0.4	-3.5	-2.3	-4.4	-1.8	1.4	3.9	3.5	1.9	0.6	-5.5	-0.8	1.9	-0.7	-0.8	0.7	0.8	-1.8	-1.0	-2.6	-0.3
	1国産業連関表による全労働生産性上昇率	-0.1	-0.7	-4.0	-0.8	-3.8	-0.7	0.0	1.1	2.7	0.0	-0.2	-5.5	-3.6	-0.4	-0.7	-0.8	0.2	0.0	-1.6	-1.4	-2.3	-1.0
	国際産業連関表による全労働生産性上昇率	-0.2	-1.1	-0.8	-0.8	-3.6	-1.2	0.1	0.6	1.2	-2.0	-1.4	-6.6	-1.7	-1.4	-1.9	-0.9	-0.7	-1.5	-3.0	-4.1	-3.4	-1.9
韓国	直接労働生産性上昇率	7.7	5.7	4.7	7.5	9.1	-1.8	6.9	5.0	8.6	3.2	15.5	15.4	15.0	0.0	6.7	4.5	4.5	13.4	2.5	3.4	3.2	5.0
	1国産業連関表による全労働生産性上昇率	7.4	5.8	-0.5	6.6	5.8	1.5	1.4	4.5	10.6	5.2	7.9	1.8	2.4	1.5	6.2	4.7	4.4	7.8	3.0	3.7	3.7	5.1
	国際産業連関表による全労働生産性上昇率	5.9	3.8	-4.0	4.5	3.0	1.6	-1.1	0.4	6.1	1.2	4.0	-1.3	-1.8	-0.9	4.6	3.6	3.0	4.5	0.7	2.0	2.0	2.6
米国	直接労働生産性上昇率	0.9	-0.9	2.5	-0.1	8.8	2.7	0.7	3.9	3.8	6.6	1.7	-0.2	0.0	0.0	3.7	0.5	2.2	3.9	0.8	-0.6	0.6	1.6
	1国産業連関表による全労働生産性上昇率	-0.7	-0.5	-4.5	-2.9	2.4	0.4	-4.5	0.3	1.6	1.8	-0.2	-1.2	0.0	-0.4	0.5	0.0	-0.2	-0.7	-0.6	-1.3	-0.3	-0.2
	国際産業連関表による全労働生産性上昇率	-3.5	-2.0	-7.5	-5.0	-0.7	-2.2	-6.8	-2.3	-1.4	-1.9	-2.0	-0.7	-3.0	-2.3	-1.3	-1.2	-2.8	-3.6	-2.4	-3.6	-1.6	-2.3

本報告で使用したデータの出所

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 (WDI)”
<https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicator>
 “ICP 2011 Results” <https://www.worldbank.org/en/programs/icp#5>

ただし WEB には ICP データに関して 20 数項目のデータしか掲載されていないが、本報告は World Bank から別途入手した 150 数項目のデータ (Basic Heading Data) に基づいて計算した。

参考文献

泉弘志 (2014) 『投下労働量計算と基本経済指標—新しい経済統計学の探求』 大月書店
 泉弘志・戴艶娟・李潔 (2017) 「国際産業連関表による産業別日中全労働生産性上昇率の比較」『三田学会雑誌』 110 巻 2 号, 慶應義塾経済学会
 泉弘志・戴艶娟・李潔 (2019) 「国際産業連関表による産業別生産性水準の比較」『統計学』 第 116 巻, 経済統計学会

A. Quetelet の確率論と統計学

上藤一郎（静岡大学）

周知のように、19 世紀前半、社会物理学構想を打ち立て、データに基づく社会研究の先駆者となった Quetelet は、「近代統計学」の定礎者として統計学史上高く評価されている。このような評価が与えられる理由としてしばしば挙げられるのは、Quetelet (1835) で展開された試みが統計学と確率論を初めて結び付け、それが統計的推測論を主内容とする現代統計学の嚆矢となったという点である。この点で同著は、統計学と確率論の融合を試みた記念碑的著作として看做されることも多いが、実は同著の表題は、『人間とその諸能力の発達について、もしくは社会物理学試論』となっており「統計学」の名を冠した表題にはなっていない。また全編を通じて確率を議論している部分は皆無に等しく、報告者は、なぜ Quetelet (1835) が近代統計学の原点をなす業績として評価され得るのか、かねがね疑問に思っていた。

実際、数理統計学（統計的推測論）の歴史に限ってみれば、例えば Stigler (1997) は、Quetelet を「19 世紀に最も影響力のあった社会統計家の 1 人」であるとした上で、「統計学の技術的貢献については、ほとんど見るべきものがない」と評価している。Stigler の言う「技術的貢献」とは「統計的方法」の数理に対する貢献を指していることは明らかであるが、これについては、近年の数理統計学史の研究からも傍証できる。その一つが Gorroochurn, (2016) である。

Gorroochurn によれば、数理統計学の近代は Laplace を起点しており、Laplace 以降現代に至る数理統計学の系譜を、「Laplace 革命」、「Galton から Fisher」、「Fisher 以降」の三つに区分している。この研究は、報告者の言う「第一の視座に基づいた統計学史研究」の典型例であるが、Quetelet の評価について限定すると、同著を通じて Quetelet の名前が出てくるのは僅か三箇所、その内二箇所は F. Galton の研究との関連について簡単に触れられているだけである。つまり Gorroochurn は、Quetelet を統計学（数理統計学）の正統であるとは見ておらず、その帰結として Quetelet に対しては「社会科学に正規分布を応用した先駆者」という評価が与えられているだけである。これは Stigler (1997) の評価と大同小異である。

このような数理統計学史の評価がある一方で、依然として Quetelet を「近代統計学の創始者」と評価する研究が多く見られる背景には、統計学史の通説の影響があるのではないかと報告者は考えている。

統計学の歴史は、17 世紀に生まれたイギリス政治算術、ドイツ国状学及び古典確率論を濫觴とし、19 世紀に Quetelet がこれらを統合して近代統計学を確立したとするのが通説とされてきた。しかしこの通説にはいくつか問題もある。一つは、Quetelet が政治算術と古典確率論だけではなく、国状学をも包摂して独自の統計理論を打ち立てたとする評価である。定性的な国状記述の国別比較を目的とする国状学から、具体的に Quetelet が何を自己の統計学に反映させているのか、この点を解明した研究は皆無に等しい。このような疑問を解明するには、Quetelet にとって、社会物理学と統計学は明確に区別されるべき研究対象であったという視点で立論する必要があると筆者は考えている。

既に指摘したように、Quetelet (1835) の表題には「統計学」という名称がまったく含ま

れていないが、Quetelet が晩年に上梓した同著の第 2 版 Quetelet (1862) についても同様である。むしろ、表題が『社会物理学もしくは人間の諸能力の発達に関する試論』となっており、初版の表題と比べると「社会物理学」と「人間の諸能力の発達」の部分が前後入れ代っていることから、「社会物理学」を表看板として前面に打ち出していることがわかる。このことは、Quetelet が終生「社会物理学」という言葉に強い拘りを持ち続けていたことを表しており、同時に、「社会物理学」と「統計学」を Quetelet が意識的に区別していたことを傍証している。同様の区別は確率論についても言えるし、更に付言すれば、Quetelet にとって、統計学と確率論は「融合」の対象ではなく相互に独立した存在であり、彼の究極の目標であった社会物理学の「方法」であったと筆者は考えている。

そのように理解すると、統計学の通説から生じる疑問や問題点もある程度説明することができる。何故それが説明可能なのか、それを明らかにすることが本報告の目的である。この目的を達成するため、本報告では、Quetelet の出世作となった Quetelet (1835) を、「統計 (statistique)」、「確率 (probabilité)」、「社会の体系 (système du sociale)」の三つの視点から評価し、それを通じて統計学史の通説を再検討する。具体的には、まず統計学の通説に対する報告者の疑問点を明示し、この点から Quetelet (1835) の主内容を精査する。この検討に続いて、Quetelet (1835) で展開された「社会物理学と統計学」、「社会物理学と確率論」、「統計学と確率論」の関係を、その前後に公刊された Quetelet (1828), Quetelet (1846), Quetelet (1853) も参照しつつ明らかにしていく。その上で統計学の通説の再検討を試みる。

参考文献

- Gorroochurn, P. (2016) , *Classic Topics on the History of Modern Mathematical Statistics: From Laplace to More Recent Times*, Wiley.
- Quetelet, A. (1828) , *Instructions populaires sur le calcul des probabilités*, Bruxelles. English translation by Beamish. R. (1839.) , *Popular Instructions on the Calculation of Probability*, London.
- Quetelet, A. (1835) , *Sur l'homme et le développement de ses facultés, ou essai de physique sociale*, 2 toms, Bachelier. 平貞蔵・山村喬訳『人間に就いて』上 (1939)・下 (1940) 巻, 岩波書店。
- Quetelet, A. (1846) , *Sur la théorie des probabilités appliqué aux sciences morales et politiques, Lettres au duc de Saxe-Cobourg et Gotha*, Bruxelles. English translation by Downes, O. G. (1849) , *Letters addressed to H. R. H. the Grand Duke of Saxe Coburg and Gotha, on the Theory of Probabilities, as applied to the Moral and Political Sciences*, London. 高野岩三郎抄訳 (1943), 『道徳的及び政治的諸科学へ應用された確率理論に就いての書簡』統計学古典選集第 5 巻, 栗田書店, 1943 年。
- Quetelet, A. (1853) , *Theorie des probabilités*, Bruxelles.
- Quetelet, A. (1869) , *Physique sociale ou essai sur le développement des facultés de l'homme*, 2 tome, Bruxelles. Deutsche übersetzung von Dorn, V. (1914) , *Soziale Physik oder Abhandlung über die Entwicklung der Fähigkeiten des Menschen*, 2 Bde., Jena.
- Stigler, S. M. (1997) , “Quetelet, Lambert Adolphe Jacques“, Johnson, N. L. and Kotz, S. (1997) , *Leading Personalities in Statistical Sciences*, Wiley, p.64.

江戸時代末期の日本通貨の価値について

藤井輝明(大阪市立大学)

はじめに

藤井(2017)(2018)で以下のことを明らかにした。

- ① 江戸時代幣制の特徴である、金銀合金の「両」体系と銀銅合金の「通用銀」体系の市場取引主導の価値変動を考慮するため、銅の価値を考慮に入れ、本位通貨間の市場相場から金銀比価を計測した場合、元禄期から安政開港間際まで、金銀比価はおおむね 11~12 倍となる。この時期の中華圏とほぼ同じと言われてきたが、欧州市場でも 13~15 倍であり、これと比べても特に銀高金安であったとはいえない。
- ② 「両」、「通用銀」ともに、より低価格の素材の構成比が増し、さらに「両」については 1 単位あたりの重量が減少している。この面では素材からみた通貨価値は低下していると言えるが、金銀貨の市場相場はおおむね公定相場付近のままで変化していない。
- ③ この計測結果は、従来行われていた銅の価値を無視する簡便法と比べても大差はなかった。逆に言えば、むしろ一般には、量目、品位の誤差の影響がより大きいと考えられる。

以上の結果は、従来いわれていた以下の一連の主張の難しさを言外に含んでいるとも言える。すなわち、1) 鎖国を通じ国際市場と切り離されて、幕末には金銀比価は 5 倍程度というような極端な銀高金安になっていた、2) 幕府は貨幣発行差益(いわゆる「出目」)を得ていたのは事実であるが、ここから直ちに、実体経済の要求を無視し、本来の価値を持たない銀貨を発行し強制通用させたことにより、物価上昇と金銀比価の急激な変化をもたらした、との主張である。こうした議論はデータに基づくとはいえ、経済、金融、貨幣理論そのものに問題がある可能性がある。

以上をふまえて今回の報告では、主に幕末に焦点を当て、複合的視点から貨幣価値を再検討する事を課題とする。その際上記③の理由および、当時の人々の認識様式や先行研究とのかねあひから、主に銅の価値を考慮しない簡便法により考察する。

1. 国際通貨システムから考える相場

当時世界の主要国は金銀複本位制をとっており、日本が 1858 年に開港条約を結ばされたいわゆる安政五カ国もまた、金本位制のイギリスを除き金銀複本位制であった。これら複本位制諸国は互いに法定の金銀比価が異なるうえに、実際に流通する貨幣もまた異なっていた。通貨間の決済方法としては欧州内及び本国と植民地の間には現地市場での需給に基づく為替など非現金取引が行われ得た。しかしアジア・アメリカを含むグローバル規模で、また現送決済による通貨間の最終決済・調整を行っていたのは事実上の国際通貨であるメキシコドル銀貨であり、このため市場取引では素材価値に対してプレミアがついた。金本位制のイギリスもまたこの仕組みで決済していた。

ハリスとの開港交渉当時、日本が銀合金評価から 1 ドル = 通用銀 16 匁を主張したのに対し、現実にはアメリカにより周知の金銀同種同量交換という不合理な仕組みが押しつけられ、銀 1 ドル = 0.7775 両 = 47 匁と定められ、国内金融市場は混乱し、この投機過程で日本貨幣の海外流出が発生した。(金貨同量交換では金 20 ドル = 2.93 両であるが、1 分判を介在させれば 15.55 両となる)。市場においては日本側主張と押しつけられた公定相場との中間に事実上の相場が立つ事になったがなお低すぎる評価と言え、見かけ上の低価格により膨れた需要に応える余剰供給力を当然持ち

得なかったことと、なにより貨幣価値の低下によって急速な物価上昇が生じた。

健全な経済感覚のもとで、当時事実上「両」本位制の下にあった日本で外国銀貨が評価された場合、どう考えられるだろうか。銀本位制の香港市場におけるメキシコドルとイギリスポンド、上海両との相場から、有り得た合理的水準の推定値を呈示したい。また金本位制及び複本位制と国際通貨銀との関係について、蘭印でのイギリスポンド、オランダグルデン、メキシコドルの関係から補足する。

2. 国内通貨体系のなかでの本位通貨価値

1954年の和親条約追加条約で、「両」本位制の考えにもとづき、アメリカには薪炭食料給与の対価として支払う対価は日本「両」評価のメキシコドル銀貨とした。以前から通商関係にあったオランダと正式の国交を定めた和親条約には、さらなる通商拡大とそれに適用する通貨決済条項が盛り込まれた。1グルデン=6.25匁の交換比率は、基本的にはこれまでの貿易において行われてきたのと同様、オランダが実際に日本に持ちこんだ通貨も日本から持ち出す日本通貨も銀貨であったことを前提に、「両」体系のもとでこれを評価したものである。また、決済は一旦会所銀札で行い、為替の過不足の時に現銀で決済することも取り決められていた。

ここではこれまでの取引の継続として先例で認められた特権を維持しようとしながら、互いに通貨主権を持つ国家として認める基本的な姿勢がうかがえる。改めて開港時近辺の金銀評価を確認すると、相場は合理的であることが確認できる。また幕府は正確に事態を認識していたこと、さらには貿易拡大の結果として金銀比価が国際比価に近づくことを予想しそれへの対策を具体的に上申した記録を見る事ができる。この意味を具体的に数値を示しながら明らかにする。

参考文献

- 今井典子(2015)『近世日本の銅と大阪銅商人』, 思文閣出版
- 小野一一郎(2000)『近代日本幣制と東アジア銀貨圏』, ミネルヴァ書房
- 勝海舟(編)『吹塵録 貨幣の部』, (勝海舟全集刊行会(1977)『勝海舟全集 4』, 講談社, 所収)
- 鈴木康子(2004)『近世日蘭貿易史の研究』, 思文閣出版
- 高橋正彦・村上直(監修)(1986)『日本史資料総覧』, 東京書籍
- 滝澤武雄・西脇康(編)(1999)『日本史小辞典 貨幣』, 東京堂出版
- 東京大学史料編纂所(1972)『幕末外国関係文書』, 東京大学出版会
- 永原慶二(編)(2001)『日本史大事典 4』, 小学館
- 藤井輝明(2017)「貨幣相場から推定した江戸期の貨幣素材地金価格」(経済統計学会 2017 年全国研究大会発表)
- (2018)「金銀貨幣組成と交換相場から推定した江戸期の貨幣素材地金価格」, 『経営研究』(大阪市立大学), 68 巻, 4 号, 35 頁-44 頁。
- 三上隆三(2011)『円の誕生 近代貨幣制度の成立』, 講談社
- Danzel, Markus A.(2010), *Handbook of World Exchange Rates, 1590–1914*, Farnham
- Gaastra, F. S.(1983) “The Export of Precious Metal from Europe to Asia by the Dutch East India Company, 1902-1795”, J.F. Richards(ed.), *Precious Metals in the Later Medieval and Early Modern World*, Durham, pp.447-475.
- Shaw, W.A.(1896), *The History of Currency 1259 to 1896*, London

第 1 回国勢調査が記録した社会移動

森 博美（東北・関東支部）

はじめに

内閣統計局長花房直三郎は、明治 43 年の国勢調査実現のための世論高揚に向けた活動の一環として、明治 40 年に統計学社の月例総会で「明治 12 年末の甲斐国」と題した一連の講演を行っている。同年 2 月 2 日の第 1 回目の講演では、緒論、総人口に続いて「生国」を取り上げ、『甲斐国現在人別調』の生国データを用いた同国への人口の社会移動に関する多岐にわたる分析結果を紹介している。その中で彼は、「他日国勢調査執行の場合に於て全国各地方とも之と一様の材料を得ば吾人は之に依て始めて各地方人口交換の状態を明にすることを得ん」〔花房 1907 146 頁〕として全国を版図とした国勢調査の実施に期待を寄せている。

当初計画から 15 年後の大正 9 年に実施された第 1 回国勢調査では、「甲斐調査」と同様、現住者の出生地を調査することで、人口の社会移動が「生涯移動」として調査された。本セッションでは第 1 回国勢調査による出生地別人口データを用いて当時の「各地方人口交換の状態」について報告する。

1. 生涯移動と社会移動

近代人口センサスでは人口の社会移動は出生地、すなわち生涯移動として主として把握されてきた。わが国の国勢調査でも第 1 回から昭和 25 年の第 7 回調査までは 10 年毎の大規模調査が生涯移動としてそれを把握している¹。

生涯移動は、出生時と調査時点における静態的な地域比較というデータの性格上、任意時点において生起しうる移動という動態現象

の時点間での発生頻度の差異や移動者の移動履歴などは捉えられない。とはいえ、それぞれの地域居住者の出生地構成という静態データには、調査に先立つ数十年タームで個人が行った移動という動態行為の結果がそれぞれの地域の移動面での人口構成の特性として反映されており、個々の地域の移動面での閉鎖・開放度あるいは各地域が他地域との間にどのような移動面での関係を成立させているかを読み取ることができる。

2. 移動選好度による移動圏の定義

2 地域間での移動数は移動の強度と地域の人口規模に依存する。そのため移動に係る地域間の関係については、移動の強度という比較可能な尺度によって評価する必要がある。

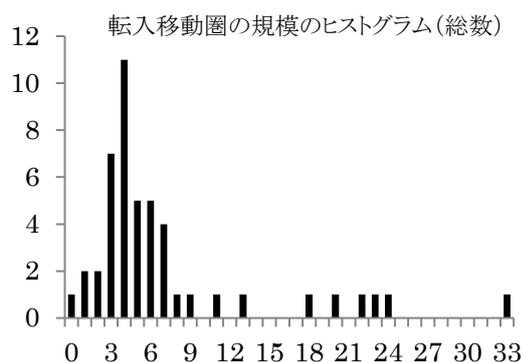
道府県間で平均的な移動強度による移動を想定し、人口規模に対応した移動数の期待値に対する実際の移動数の比によって移動強度を評価する指標として一般に移動選好度 I が用いられる。

いま任意の地域と他地域との間に平均的移動強度以上の移動関係が成立している場合、すなわち移動選好度 $I > 1$ に該当する地域群を移動圏と定義することにする。なお、当該地域から見た場合、移動には人口の流入（転入）と流出（転出）の両側面があり、移動圏にも転入移動圏と転出移動圏とがありうる。

3. 第 1 回国勢調査による転入移動圏の可視化

男女総数についての転入移動圏の規模（道府県数）の平均は 7.13 であるが、下のヒストグラムからも分かるように移動圏の規模は左に大きく偏った分布形状を持つ。

¹ 昭和 15 年の第 5 回調査でも出生地が市町村別に調査されているが、その結果は集計されていない。



大正9年時点で10県を超える転入方向での移動圏(転入移動圏)を持つのは、東京府(33)、北海道(24)、神奈川県(23)、大阪府(22)、兵庫県(20)、京都府(18)、福岡県(13)、長崎県(11)の8道府県だけである。このうち北海道を除く7府県はいずれも明治期の殖産興業による繊維産業、また日清・日露、さらには第1次世界大戦の特需を受けた製鉄・造船を中心と重工業あるいは炭鉱業の立地が顕著な地域として知られ、拡大する労働需要を充足するために近隣地域だけでなく広範な地域からの人口吸引が見られる。他方で北海道の転入移動圏は上記府県とは異なり、同地への開拓、出稼ぎ移住による人口吸引が結果的に広域的な移動圏を形成している。

(転入)移動選好度を用いた移動圏の可視化によって、それぞれの地域が主としてどのような地域からの人口を吸引しており、そこにどのような地域差が見られるかなども読み取ることができる。

4. 移動選好度の差分[転入－転出]による各県の移動方向の可視化

ところで、移動選好度行列を構成する移動選好度については、次のような二様の解釈が成り立つ。すなわち、移動元という視点から移動選好度を行方向に読んだ場合、表側に掲げた移動元(県)出身者が表頭の諸県を移動先として選択する程度を示している。一方、列方向の移

動選好度は移動を移動先地域側から見たものであり、表頭の県(移動先)が表側(移動元)県の出身者によって移動先として選択される強度を表している。従って移動選好度行列については、それを行方向に読んだ場合には転出方向での移動先選択(「転出移動選好度」)、また列方向のそれは転入移動の強度(「転入移動選好度」と見ることができる。

そこで転入移動選好度と転出移動選好度の差分を求めることでそれぞれの地域(県)が他の個々の地域(県)との間での移動をめぐる関係において、転入面と転出面のいずれが優越しているかを評価することができる。すなわち、個々の地域はそれぞれ正の差分値を持つ地域群から人口を吸引し、負値の地域群に対しては人口の供給元地域となっていることを差分値の符号は意味する。移動選好度の差分の正負のパターンを地図上に表示することによって、個々の地域が人口の社会移動に関してどのような移動の方向的特性なり機能を有するかを明らかにすることができる。

むすび

本報告では移動の強度指標としての移動選好度を用いることで、大正9年の第1回国勢調査に先立つ主として明治期から大正初期にかけてわが国でどのような社会移動が展開されたかを移動圏として考察した。なお、移動選好度の差分による地域が持つ移動の方向的特性に関しては、人口移動に関するOD表データが利用できれば、5年前の常住地による移動統計や住民基本台帳移動報告データなどにも同様に適用することができる。

〔文献〕

花房直三郎(1907)「明治12年末の甲斐国」『統計学雑誌』第253号

森博美(2019)「第1回国勢調査が記録した社会移動」『オケーショナルペーパー』No.100

戦前と戦後における標本抽出

山口 幸三(統計研究研修所)

1. 問題意識

日本では、戦前に実施された標本調査は、対象を有意に選定する方法であり、母集団を再現する形での無作為な標本抽出理論は、戦前では導入されていなかったとされている。戦後において、連合軍最高司令官総司令部（GHQ）の指導の下に、標本抽出理論が導入され、標本調査にこの理論が取り入れられたとされている。

標本調査への無作為抽出法の導入について、次の3つの視点から考察していきたいと考えている。すなわち、第1は、当時の調査担当者はその導入をどのように捉えていたのか。第2は、米国の標本設計を参考に導入していく中で、日本の実態をより把握できる標本設計にするために、どのように考え、変更していったのか。第3に、統計調査と同じように、社会調査においても無作為抽出法が導入されるが、相互に何らかの影響を及ぼしていたのか、である。

2. 戦前の標本調査

戦前の統計調査では、調査の対象範囲を制限し、調査地域も限定的とし、限定した地域内を全数調査する方法がとられている。そうした時代において、内閣統計局が刊行した昭和7年の報告書『抽出方法に依る第一回国勢調査結果の概観』では、第一回国勢調査の総申告書（現在の調査票）より千分の一世帯を、標本抽出理論に基づいて無作為抽出を行い、これに基づいて集計した結果を報告している。これに貢献した亀田豊治朗は、実際に無作為抽出を経験しながら、失業統計における静態調査の方法については、従来の標本調査を想定しており、標本抽出理論に基づいた標本調査の考えは窺われない。

戦前の社会調査では、昭和15年に毎日新聞社が全国規模の世論調査を実施している。その際の標本の選定は割当法によっている。割当法を採用するに当たっては、米国の大統領選挙の予想において用いられた方法を参考にしているとされている。

3. 戦後の標本調査

戦後まもなく、GHQの指導の下に、政府の統計調査に標本抽出理論が取り入れられた。消費者価格調査、労働力調査、作物統計調査は、標本抽出理論に基づいて、早い時期に標本設計された代表的な統計調査である。

最初に標本抽出理論が適用されたのは、昭和21年7月から開始された消費者価格調査である。消費者価格調査の標本設計は、GHQによる「『日本都市に於ける消費者価格調査のための人口標本の選定』に関する連合軍総司令部の草案」に基づいており、層化3段抽出法を採用している。労働力調査は、昭和21年9月から22年6月までの試験的な時期を経て、22年7月から本格的に施行された。試験的調査の標本設計では、第1次抽出単位が市、郡で、第2次抽出単位が町村、第3次抽出単位が隣組の層化3段抽出法を採用している。作物統計調査は、昭和22年4月から開始された。調査には複数の手法が採用されており、そのうち標本実測調査において、標本抽出理論による標本実測法が採用さ

れ、昭和 22 年の米の作付面積調査に適用され、23 年には稲作実収高調査にも適用された。農林統計における標本抽出理論の最初の適用であった。

これらの統計調査は、調査開始から日本の特質と実情に適合するように、何度も標本抽出方法の変更が繰り返されている。また、調査自体についても、GHQ の指導の下、導入していくのであるが、必ずしもその調査によって日本の実態が把握できるわけではないために、日本特有の実態を捉えられるように独自の調査方法を導入したり、足りない部分を把握するための調査を開始するようになっていく。

戦後の社会調査における標本抽出理論の活用についてみると、政府機関においては、昭和 20 年に内閣情報局に輿論調査課が設置され、調査技術の習得と実験的な調査を行った後、昭和 22 年 8 月に、政府で初めて実施された世論調査「経済実相報告書に関する世論調査」が実施された。

また、昭和 23 年に GHQ の指示で遂行された「日本人の読み書き能力調査」に携わった人々が、日本の実情に則した標本抽出計画を立てて、その理論を検証し、標本抽出理論の有効性を確認している。この実践的標本抽出方法を活用して、昭和 28 年に「日本人の国民性調査」が開始された。

一方、新聞社等の世論調査は、戦後直後に開始されている。毎日新聞は、昭和 20 年 10 月には割当法で 2000 人のサンプルをとり、「知事公選の方法」についての世論調査を行っている。朝日新聞で紙面に最初に報じられた全国調査は、昭和 21 年 7 月に実施された「吉田内閣の政治動向調査」であった。終戦直後の世論調査では割当法を用いており、世論調査では戦前の方法を継続して適用していたと考えられる。

戦後最も早く無作為抽出法を用いた世論調査は、「東京都知事選挙に関する調査」であるとみられている。全国調査として初めての調査は、朝日新聞社が昭和 22 年 8 月に実施した世論調査「片山内閣の危機対策と家計」であった。このように早い時期に無作為抽出法を用いた世論調査が実施されているものの、その後の世論調査に大きな影響を与えたのは、「日本人の読み書き能力調査」とされている。「日本人の読み書き能力調査」に携わった人々が、新聞社等の世論調査にかかわっていくことからいえることである。

4. まとめ

終戦後、GHQ が日本を統治するにおいて情報が必要であることから、GHQ の指令に基づいて統計調査を実施がされたが、それは日本の省庁の担当者にとっても事情は同じと考えられる。戦前の反省から客観的な情報が求められ、統計が重視されるようになり、以前にはそうした情報がなく、情報を得るために数多くの統計調査が必要になり、調査を企画・実施する者は、積極的に標本調査を企画し実施していったと考えられる。

また、標本抽出理論に基づく標本調査の結果は、実態を把握するには有効であり、標本設計を改善することにより、実態をより正確に把握できることを、調査企画者は試験的調査やその調査結果に基づく分析を通じて理解できたのだと思われる。さらに、このような標本抽出理論に基づく標本調査の導入は、GHQ の指示や米国の調査手法をそのまま適用するのではなく、事前の準備段階での学習から日本の実情に合わせた調査設計するように考えられている。

製表事務の変遷と統計機械—消えた統計実務用語—

総務省統計研究研修所

小林 良行

1. はじめに

統計調査の製表事務は、情報通信技術の発達した今日でも人手と時間を要するものである。とりわけ国勢調査は、現在もなお多くの時間と人的資源を必要とするものである。米国では、1890年人口センサスの製表事務にホレリス式電気計算機を導入し、集計の早期化と省力化を行った。明治期のわが国は欧米の情報を、雑誌や図書だけでなく留学者や政府の派遣者を通じて積極的に収集しており、統計の分野でも製表事務への統計機械の導入については、その有用性を早い段階で気づいて、同分野の人々と情報の共有を行っている(池田(1989), 高橋(1992a;1992b;1903;1905))。

2. 統計実務のプロセス

統計調査の業務過程は、概ね①企画・設計、②実査、③製表、④公表の4つの段階で構成されている。製表事務が手作業であった明治期には、①調査票の受領・枚数検査・整理・保管、②調査票の記入内容の検査、③符号付与、④調査票の分類集計、⑤公表といった過程を経て統計表を作成していた。作成する統計表の数が多いほど、また統計表の分類項目が多いほど、④の作業は人手と時間がかかるものである。手集計では、分類用の小票に調査事項を転記(単記票の場合は調査票を直接用いることがある)し、分類用小票を分類函に仕分けし、仕分けされた小票を数える作業を行う。集計すべき調査客体数が多い場合は、全体をいくつかの部分集団に分割し、各々の部分集団について統計表(「集中表」または「中集表」と呼ぶ)を作成し、得られた集中表を集計して「統計原表」を作成していた。

統計機械を導入したことにより、製表事務も変容していくことになった。

3. 国勢調査と統計機械

1890年の米国人口センサスでホレリス式電気計算機が集計に利用されたとの情報は、1892年にはわが国に紹介されている(高橋(1892a)など)。製表事務での統計機械の導入は、分類集計事務の省力化、時間の短縮化を図り、公表の早期化につながるものであった。花房直三郎は国勢調査の集計に統計機械の利用を検討し、米国からホレリス式電気計算機を入手できないか打診している。しかし価格面で折り合わず、これを機に国産の川口式電気集計機が誕生することになる(内閣統計局(1906))。機械集計(PCS)ではパンチカードが用いられるが、戦前、戦中の日本では使用に耐えるような紙質のパンチカードの国産ができず、調査事項を直接キー入力して統計表を作成する分類集計機を独自開発している(友安(1952)、山下(1951)、山下及び佐藤(1952))。当該統計機械は2台作られ、総務省統計局と東京都統計課に納入された。戦後、総務省統計局では国勢調査集計事務に利用するため、電子計算機を導入している。国勢調査と統計機械との関係は深いと言えよう。

4. 製表事務と統計実務用語の変遷

製表事務は、手作業から統計機械による集計を経て情報システム化してくるに従って、その作業過程も変容してきた。機械集計(PCS)は、分類集計のための調査票の転記作業を計

牌(パンチカード)の穿孔作業に変え、手集計になかった穿孔と検孔という作業が出現することになった。電子計算機の利用により、集計事務も機械集計(EDPS)へと移行した。初期には、データやプログラムの入力に様々な技術的方式が出現したが、穿孔したパンチカードをカード読み取り装置で電子計算機に入力する方式は 1980 年代初期まで用いられていた。穿孔と検孔という作業は、端末の普及とデータ等の直接入力が行われるようになり、製表事務用語としても消えていった。

5. 今後の方向性

情報通信技術の発達により、今日の統計業務は手作業で統計を作成していた時代とは大きくその態様が変化している。しかし、その根底には手作業で行われていた作業があるはずである。友安(1952;1975)は、統計調査実務についてまとめられたものである。その中では、「編整」、「穿孔」、「計牌」などといった、今日では死語になった用語を目にすることができる。こうした用語の背景には統計実務が存在しており、用語の変容・変遷があるところ統計実務の変化・変遷が根底にあると言えよう。

統計実務は、統計作成の重要な根幹をなすにもかかわらず、従来、外れ値や欠測値に関する研究はあるものの、統計実務全般が学術研究の対象として注目されることはなかった。

統計実務とその変遷を統計史研究の中の一つのテーマとして考えることは意義のあることではあるまいか。

(参考文献)

- [1]池田近勇(1889)。「機械ニヨリ統計表ヲ調整スルヲ」『統計集誌』第 100 号、459-461、東京統計協会
- [2]高橋二郎(1892a)。「人口調査電気機械ノ発明」『統計集誌』第 129 号、165-168、東京統計協会
- [3]高橋二郎(1892b)。「人口調査電気機械ノ発明(続)」『統計集誌』第 130 号、206-211、東京統計協会
- [4]高橋二郎(1903)。「統計用新機械 類別計算印刷機」『統計集誌』第 273 号、609-613、東京統計協会
- [5]高橋二郎(1905)。「ホレリス電気計算機の応用」『統計集誌』第 290 号、229、東京統計協会
- [6]友安亮一(1952)。「統計調査の企画と実施」、農林統計協会
- [7]友安亮一(1975)。「統計調査総論—調査の企画・実施・編成—」、第一法規出版
- [8]内閣統計局(1906)。「川口式電気集計機」、内閣統計局
- [9]山下英男(1951)。「米国の統計機械と継電器を利用した新しい分類集計機」『電気通信施設』、日本電信電話公社施設局編、Vol. 3 No. 9、32-37
- [10]山下英男及び佐藤亮策(1952)。「電気分類集計機」『生産研究』4(4)、148-151、東京大学生産技術研究所

モデルの判別精度によるグローバルリコーディングの有用性評価

佐野夏樹(総務省統計研究研修所)

1. はじめに

統計的開示制御において、グローバルリコーディングは、典型的なカテゴリカル変数の秘匿化手法であるが、グローバルリコーディングにおいて、カテゴリを統合する際に、最小頻度割合の決定は匿名データの開示リスクと有用性の観点から重要な課題である。実際に分析を行うデータ利用者の観点から、最小頻度割合 p に直感的な解釈を与えるため、モデル評価指標にもとづく新たな情報損失指標を提案する。また提案する情報損失指標と2010年度国勢調査データにもとづいて、以下の3つのグローバルリコーディングに関する仮説について数値実験による検証を行う。本数値実験では、モデルに多項ロジスティック回帰モデルを用い、モデルに入力する変数の数を最大4変数まで、最小頻度割合を $p=0.01, 0.03, 0.05$ に設定した結果、モデル評価指標を判別精度(判別の正当率)とした場合に、最も情報損失が大きかったのが、入力する変数の数を4変数、 $p=0.05$ とした場合で、判別精度が平均で0.041であった。数値実験から得られる知見は、データ提供者がグローバルリコーディングを行う際に最小頻度割合を決定する際やデータ利用者が統計分析を行う際の参考情報となる。

2. 情報損失指標

匿名データの有用性評価の指標(情報損失指標)として、原データと匿名データの間で(a)レコードそのものの差異、(b)データから計算される平均・分散などの統計量の差異(c)主成分分析や因子分析などの多変量解析手法を適用した結果(因子負荷量など)の差異などの指標が提案されている(Hundepool et.al 2012)。

本研究では、カテゴリカル変数を想定し、原データの変数を予測する2つのモデルを構築する。1つは、原データの変数を入力変数とする(a)原データモデルであり、もう1つはグローバルリコーディングを適用した変数を入力変数とする(b)グローバルリコーディングモデルである。これらのモデルに対して、モデル評価指標を計算し、情報損失指標 IL を以下の様に計算する。

$$IL = \text{原データモデルのモデル評価指標値} - \text{匿名データのモデル評価指標値}$$

3. 最小頻度割合にもとづくグローバルリコーディングと仮説

本数値実験では図1にしめす手続きによって最小頻度割合にもとづくグローバルリコーディングを適用する。また最小頻度割合 p と提案する情報損失指標の関連について、以下の3つの仮説を検証する。

- (a) 最小頻度割合が増加すると情報損失も増加する
- (b) モデルに入力する変数の数を増やすと情報損失も増加する
- (c) 原データにおいて評価指標が高いモデルは、グローバルリコーディングによって情報損失の影響を大きく受ける

図1. 最小頻度割合にもとづくグローバルリコーディングの手続き

1. 入力 n : レコード数 p : 最小頻度割合
2. 閾値の計算 $th = n \times p$
3. カテゴリ変数を集計し、以下の様に分割表を頻度の昇順にソートする。

カテゴリ	C_1	C_2	...	C_i	...	C_s
頻度	f_1	f_2	...	f_i	...	f_s

4. 最小頻度カテゴリ C_1 と二番目に頻度の小さいカテゴリ C_2 を統合する。
複数の最小頻度カテゴリが存在する場合 ($f_1 = f_2 = \dots$) は、それらのカテゴリを統合する
5. ステップ 3 とステップ 4 を最小頻度 f_1 が閾値 th を超えるまで再帰的に繰り返す。

4. 数値実験

本数値実験では、2010年度の国勢調査から作成された5つの変数(a)産業大分類(b)職業大分類(c)家族類型(d)国籍区分(e)子供の数・年齢を用いる。原データから0.1%を抽出した128,280のレコードを対象に、図1に示す手続きによってグローバルリコーディングを適用した。またモデルの評価指標として、情報検索の分野でしばしば用いられる(a)判別精度、(b)リコール(c)プレジジョン (d) F値(Powers et.al, 2011)を用いた。表1に判別精度の評価平均の結果をしめす。評価平均とは、例えば、入力変数数が4ならば、4つの変数から1つの変数を目的変数、残りの4変数を入力変数とする組み合わせは5通りあるので、それらの情報損失の平均を意味する。

一部の例外モデルを除いて、3つの仮説は支持された。例外モデルは、国籍の様な1つのカテゴリが支配的な変数(アンバランスな変数)を予測する場合であり、グローバルリコーディングモデルのモデル評価指標値の方が、原データのモデル評価指標値よりも高い場合が見られた。

表1 判別精度の情報損失平均

	$p = 0.01$	$p = 0.03$	$p = 0.05$
入力変数数 1	0	0.007	0.01
入力変数数 2	0.001	0.012	0.019
入力変数数 3	0.001	0.018	0.029
入力変数数 4	0	0.024	0.041

参考文献

1. Hundepool A., Domingo-Ferrer J., Franconi L., Giessing S., Nordholt E.S., Spicer K., and de Wolf P.P. 2012, Statistical Disclosure Control. Wiley, Chichester, UK.
2. Powers D. M. W, 2011, Evaluation: From Precision, Recall and F-Measure to ROC, Informedness, Markedness & Correlation. Journal of Machine Learning Technologies. 2 (1) 37-63.

クックの距離とトリム平均値による頑健な比率代入法

高橋 将宜（鹿児島国際大学）

序論

公的経済統計では、中小企業から大企業までさまざまな規模の企業を調査の対象としている。よって、欠測値を処理する際、外れ値の影響を考慮する必要がある。しかし、伝統的な頑健手法では、被説明変数における外れ値に対してのみ頑健であり、説明変数における外れ値に対して頑健ではない。本研究では、被説明変数と説明変数のいずれにおいても真に頑健な方法として、クックの距離とトリム平均値の考え方を応用した新たな頑健比率代入法を提案する。シミュレーションデータなどを用いて検証する。

1. 比率代入法

総務省統計局（2004）によると、全国消費実態調査において年間収入が不詳の世帯について、「世帯主の職業、消費支出額、世帯主の年齢、有業人員により年間収入を推計」している¹。この推計式は（1）式の重回帰モデルとして表現できる。ガウス・マルコフの仮定が満たされるならば、最小二乗法によって推定した（1）式の $\hat{\beta}$ は最良線形不偏推定量である。

$$\widehat{\text{年間収入}}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{世帯主の職業}_i + \hat{\beta}_2 \text{消費支出額}_i + \hat{\beta}_3 \text{世帯主の年齢}_i + \hat{\beta}_4 \text{有業人員}_i \quad (1)$$

しかし、年間収入のような経済データは右にすその長い分布をしている。すなわち、回帰モデルにおける誤差項の分散が不均一であり、（2）式のように誤差項 ε の分散は不均一と考えられる（高橋・渡辺, 2017, pp.30-31）。

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_1 X_i + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i &\sim N(0, \sigma^2 X_i^{2\theta}) \end{aligned} \quad (2)$$

諸外国の公的経済統計では、（1）式のような重回帰モデルではなく、比率代入法を用いることによって、経済データの欠測値に対処していることが知られおり（高橋, 2017）、（2）式の傾き β_1 の値は、 $\theta = 0.5$ のとき（3）式の「平均値の比率（ratio of means）」によって推定することで、最良線形不偏推定量となる（Takahashi, Iwasaki, and Tsubaki, 2017）。

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum Y_i/n}{\sum X_i/n} = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}} \quad (3)$$

2. 公的経済統計の欠測値処理における外れ値への対処法

公的経済統計では、中小企業から大企業までさまざまな規模の企業を調査の対象としている。よって、欠測値を処理する際、外れ値の影響も考慮する必要がある。そこで、国連欧州経済委員会（UNECE: United Nations Economic Commission for Europe）の統計的データエディティング

¹ なお、匿名データの欠測値は単一代入法で処理されているため、実証研究を行う際には欠測値を代入（補完）した箇所を特定して、多重代入法で処理しなおした上で分析する必要がある。高橋（2018）は、全国消費実態調査について、その必要性和重要性を示している。

に関するワークショップ (Work Session on Statistical Data Editing) に参加していた国家統計機関における処理方法について調査した。

約 43% の国において頑健 (robust) な比率代入法を用いて外れ値に対処していたが、具体的な手法は中央値、トリム平均値、ウィンザー化平均値 (Winsorized mean)、繰り返し加重最小二乗法 (iteratively reweighted least squares) など、統一的な見解は得られていない。

また、これら伝統的な頑健手法は、被説明変数における外れ値に対してのみ頑健であり、説明変数における外れ値に対して頑健ではない。つまり、従来の手法は、図 1 における右上の散布図に該当するような外れ値にしか対応できていないのである。

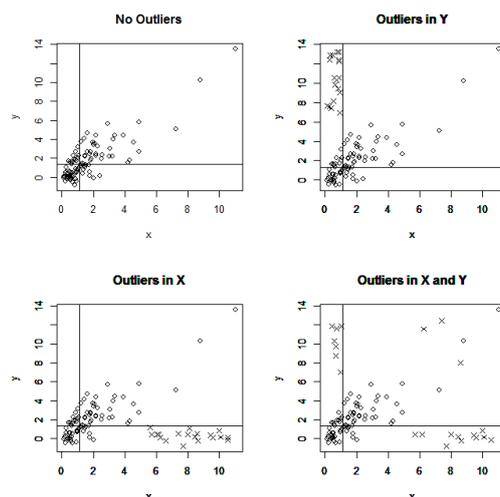


図 1：通常の観測値 (○) と外れ値 (×)

3. 分析結果

本研究では、クックの距離とトリム平均値の考え方を応用した新たな頑健比率代入法を提案する。また、外れ値の個数を自動的に決定する手法も考案する。この新たな手法は、説明変数における外れ値に対しても、被説明変数における外れ値に対しても頑健である。すなわち、図 1 におけるすべての外れ値のパターンに対応可能である。モンテカルロ・シミュレーションにおいて、上述の伝統的な手法と同等かそれ以上の性能を持つことが示されている。結果の詳細は当日報告する。

参考文献

- [1] 総務省統計局 (2004) 「平成 16 年全国消費実態調査 用語の解説」, <http://www.stat.go.jp/data/zensho/2004/kaisetsu.htm#4>
- [2] 高橋将宜 (2018) 「多重代入法による匿名データの解析特性の改善について：全国消費実態調査を例に」, 『統計学』第 114 号, pp.15-29.
- [3] 高橋将宜・渡辺美智子 (2017) 『欠測データ処理：R による単一代入法と多重代入法』, 共立出版.
- [4] 高橋将宜 (2017) 「諸外国の公的統計における欠測値の対処法：集計値ベースと公開型マイクロデータの代入法」, 『統計学』第 112 号, pp.65-83.
- [5] Takahashi, M., Iwasaki, M., and Tsubaki, H. (2017). Imputing the mean of a heteroskedastic log-normal missing variable: A unified approach to ratio imputation. *Statistical Journal of the IAOS*, 33(3), pp.763-776.

統計調査の欠測値補完方法に関する基本的文献

と諸外国の動向について

坂下 信之（統計研究研修所）

はじめに

政府統計の精度維持・向上が喫緊の課題となる中で、欠測値や外れ値への対応はその重要な要素である。世界的にも1980年代半ばから今日でも参照される文献が現れ、今世紀に入ってから、国連などの場で盛んに議論されるようになってきている。

昨年度は、各国の最新動向や欠測値補完手法の体系がどのように整理されてきたかの観点からの文献の収集・調査を行った。その結果、実務においてはなおホット・デック法、比率代入法などの伝統的な手法が採用されることが多く、先進的な手法を検討したうえでホット・デック法を採用した例もあること、カナダやオーストリアでは、システムの改良が続けられており、他国での採用例も見られること、手法の体系については、必ずしも共通の理解が存在しているわけではないが、1980年以降豊富な文献の蓄積があり、特に90年代末からは、統計を作成している機関自ら発信することも増え、意見の交換が行われていることが分かった（坂下（2018））。

今年度は、今までの調査から、引用されることが多く、欠測値補完についての基本的な文献と思われる書籍の収集・調査及び前年度に引き続く各国の最新動向の調査を行った。

1. 基本的文献

今までの調査から、引用されることが多く、欠測値補完についての基本的文献と思われる以下の書籍を入手し、内容を吟味した。

- (1) Rubin, D.B. (1987), *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. John Wiley & Sons, New York.
- (2) Little, R.J.A. and Rubin, D. B. (2002), *Statistical Analysis with Missing Data* (second edition). John Wiley & Sons, New York.
- (3) De Waal, T., Pannekoek, J., and Scholtus, S. (2011), *Handbook of Statistical Data Editing and Imputation*. John Wiley & Sons, New York.
- (4) Van Buuren, S. (2018), *Flexible Imputation of Missing Data* (second edition), Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida.

具体的な内容については当日報告する。

2. 各国の動向

人口センサスにおける行政情報の利用について、米国及び英国で検討されている。両国ともセンサスそのものは実査によって行われているが、米国ではコンタクトできない住戸に再接触せずに行政情報を用いることができるか、英国では主にオンラインで行われる予定の次期センサスのインピュテーションにおいて行政情報を用いることができるかの検討

が行われている。

機械学習についての研究が米国、ドイツ、オーストリア、オランダ、ノルウェーなどで進められている。ドイツでは、処理の自動化のため、いくつかのソフトウェアをテストし、従来の手法が十分満足できる結果になっていない世帯調査で機械学習法の適用を試みている。オーストリアでは、RパッケージVIMの中のk-最近隣法について、ランダムフォレスト法の応用を試みている。オランダでは、比率によるインプテーションにおける外れ値の影響を是正するため、ロバスト統計のほか、勾配ブースティングによって複数の補助変数や比率を用いる機械学習の利用について検討している。ノルウェーでは、教師あり機械学習を発展させた二段階機械学習 (two-phase machine learning) と二重機械学習 (double machine learning) を試行している。

インプテーションを巡るシステムに関しては、米国(農業統計サービス、経済分析局)で既製のソフトウェアやカナダのBanffシステムの利用の検討、カナダでは自ら開発したCANCEISを用いたエディットとインプテーションを評価する枠組の作成やBanffの改良、イタリアで経済分野での統計作成プロセスを支援する環境インフラの開発が進められている。

その他詳細は当日報告する。

3. まとめ

基本的文献の調査については、昨年度見たようにインプテーションの体系についての共通の理解が必ずしも存在しているわけではなく、また出版物には多重代入法などの理論的な書籍が多い傾向があるものの、1980年以降、議論の根拠となるような文献が提供されていることが分かる。

また、近年の動向としては、個別のインプテーション手法そのものの開発というよりは、行政情報の利用に伴うインプテーションの必要性の発生への対応、総合システムの開発、商用あるいは他国で開発したシステムの利用に関する話題が多くなっている。国によっては機械学習についての話題もあるが、インプテーションそのものを機械学習で行うというより、インプテーション手法の選択に機械学習を用いることが多いようである。

参考文献

坂下信之 (2018)「諸外国における統計調査の欠測値補完方法の動向と手法の体系について」、リサーチペーパー第43号、総務省統計研究研修所。

フランス INSEE における均衡抽出法の利用

西村善博（大分大学）

はじめに

フランスの 2004 年以降の人口センサス（ローリング・センサス）では、コミューンのローテーション・グループの作成に均衡抽出法が利用されている。フランスの国立統計経済研究所（INSEE）では均衡抽出法の適用のためにキューブ法（キューブ・マクロ）が使われており、その手引きが公表されている。本報告では、それをもとに INSEE の均衡抽出法の基本的利用およびローリング・センサスの標本抽出デザインの特質を把握することを目的とする。まず、均衡標本の定義からみていこう。

1. 均衡抽出法の定義とキューブ法

サイズ N の有限母集団を U とする。この要素はラベル $k \in \{1, \dots, N\}$ によって識別される。 p 個の補助変数 x_1, \dots, x_p は母集団の各要素について既知であり、そのベクトルを $\mathbf{x}_k = (x_{k1}, \dots, x_{kp})'$ とする。また、母集団の要素 k が標本に選出される確率（包含確率）を π_k とする。このとき、サイズ n の無作為標本を S とすると、これが均衡標本であるためには次の均衡式を満たさなければならない。

$$\sum_{k \in S} \frac{\mathbf{x}_k}{\pi_k} = \sum_{k \in U} \mathbf{x}_k \quad (1)$$

この式の左辺は Horvitz-Thompson 推定量（以下、「HT 推定量」）である。均衡抽出法は補助変数の総計の推定値と真値が一致するように（場合によっては近似するように）制約をかけながら標本を抽出する方法といえる。このような方法で抽出された標本を均衡標本と呼ぶ。均衡（近似的も含め）が成立した時の補助変数は均衡変数と呼ばれている。

INSEE の均衡抽出法の適用はキューブ法（キューブ・マクロ）に依存する。キューブ法は 2 つの局面、すなわち、飛行局面と着陸局面に分かれる。飛行局面は包含確率のベクトルで開始され、均衡条件を満たし、ベクトルのすべての要素が 0 か 1 に等しくなる時に終了する。しかし、均衡式が正確に満たされていない場合は新たに着陸局面が必要となる。

2. INSEE の均衡抽出法の基本的な利用

これは、①飛行局面だけで処理されるケース、②着陸局面における調整が必要なケースに分かれる。なお、標本抽出率は 99 年センサスの世帯単位のデータで、10000 世帯を母集団サイズ (N) とする。このデータは、世帯総人数、男女別人数、年齢 5 階級別人数、および 1 世帯につき値 1 を付与した「定数 1」の変数から構成される。

①に関する抽出例 1 は、標本抽出率から標本サイズ (n) 500 世帯の非復元単純無作為抽出で、「包含確率」「定数 1」に関して均衡したケースである。包含確率は 500/10000 で与えられる。この抽出例では飛行局面で、目標とする標本サイズ

抽出例 1 の結果

均衡変数	総計の真値	総計の推定値 (HT 推定量)	相対誤差 (%)
包含確率	500	500	0.00
定数 1	10000	10000	0.00

500 が確保されるので、着陸局面（調整局面）は不要である。しかし、多くのケースで抽出例 1 のような初期設定のままでは均衡に達することができず、着陸局面が必要となる。

②に関して、3つの調整オプション A、B、C が選択可能である。A は均衡条件を減らし制約を解除しながら飛行局面の再開によって均衡標本を得る方法である。B と C は線形計画法を利用する。C は決まったサイズの標本の選択に限られることから、C の検討対象となる標本は B の一部となる。

3. 均衡抽出法のローリング・センサスへの利用

人口 1 万人未満コミューン（小コミューン）ではコミューンを単位とするローテーション・グループ、人口 1 万人以上コミューン（大コミューン）では住所を単位とするローテーション・グループの作成が主要な課題となる。

小コミューンでは 99 年センサスの結果をもとに、当時の州ごとに、コミューンを単位とする 5 つの均衡グループが作成される。均衡抽出法の適用にあたって層化均衡とグローバル均衡を両立させるアプローチが利用されたとみなせる。

5 つのコミューン・グループは、年次グループとして 5 年を 1 サイクルとする連続グループ、すなわち、ローテーション・グループを構成する。センサスの年次調査では毎年、年次グループに属するコミューンの全体が悉皆的に調査される。

大コミューンでは、住所が大住所層、既知の小住所層、新住所層に区分される。大・小住所層の住所は 99 年センサスの結果を初期値として、均衡抽出法の複数標本の構成法を利用して 5 つの均衡グループに分けられる。新住所層は 99 年センサス後に出現した住所から構成される。新住所層も同様に、5 つの均衡グループに分けられる。

この 3 つの住所層から成る集合が 5 つの住所グループを構成する。各グループはコミューン住戸数の約 1/5 を集めている。各グループは年次グループとして、5 年を 1 サイクルとする連続グループ、すなわち、ローテーション・グループを構成する。

年次標本は大・新住所層のすべての住所、小住所層では無作為に抽出された住所である。このため小住所層では、均衡抽出法の層化均衡とグローバル均衡を両立させるアプローチが利用される。小住所層の住所抽出率は、調査対象の住戸数が大・新住所層のそれと合計して、コミューンの住戸数（したがって人口）の約 8%（年次グループ住戸数の約 40%）に等しくなるように調整されている。

今後の課題

小と大のいずれのコミューンでも、年次調査の最初の 5 年間（2004 年～08 年）におけるローテーションの順番が次の 5 年間（2009～13 年）以降も繰り返される。ローテーション・グループの調整の実際を追跡することにより、ローリング・センサスの維持に必要な措置、ないしはセンサス結果の質に与える影響というような観点から検討を行いたい。

参考文献

（近刊）西村善博「フランス INSEE における均衡抽出法の利用」中央大学経済研究叢書 75 号

賃金に注目したワーキングプアの推計

村上 雅俊（阪南大学）

1. はじめに

本研究の目的は、日本のワーキングプアの賃金に注目し、賃金を主な収入源とするワーキングプアの規模を推計し、その特徴を明らかにすることである。またここでは、他の収入を主にするワーキングプアの規模も推計し、その特徴も明らかにしたい。本研究に用いるデータは、『就業構造基本調査』の匿名データ（2007年）である¹⁾。ここでは紙幅の関係上、推計結果を限定して提示することし、推計・分析の結果の詳細は研究大会当日に示すこととしたい。

2. 賃金・給料を主な収入源とするワーキングプアの推計

本研究の目的に照らし合わせ、『就業構造基本調査』の調査項目あるいは調査各項目の定義からどのような推計が可能か、また、どのように推計したかを示すこととする。その前提として本研究では、これまで報告者が用いてきたワーキングプアの定義を用いて推計する。すなわち、ワーキングプアの定義を「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。この定義からワーキングプアとして分類される個人の主な収入が賃金であるか否かをもとに、さらにワーキングプア进行分类する。その際、二つの方法が考えられる。第一は、個人の収入源がどのようなものであるかを特定し分類するという方法である。第二は、本研究のワーキングプアの定義上、世帯の主たる収入がどのようなもので分類するという方法である。

『就業構造基本調査』では個人所得（有業者についてのみ）と世帯収入が調査されている。個人所得・世帯収入にはさまざまなものが含まれる。個人所得の内訳を分類できる項目は『就業構造基本調査』にはなく、世帯の収入についてはそれがある。したがって、先述の第二の方法である世帯の主な収入の種類別にワーキングプア进行分类することとする。ただし、この分類方法の場合、例えば世帯の主な収入は年金・恩給であるが個人の主な収入源が賃金であるというケースは特定・分類できないという限界がある。

なお、『就業構造基本調査』にある世帯収入の主な収入の種類には以下のものがある。①賃金・給料、②農業収入、③その他の事業収入、④内職収入、⑤家賃・地代、⑥利子・配当、⑦年金・恩給、⑧雇用保険、⑨仕送り、⑩その他、である（平成19年『就業構造基本調査』用語の解説を参照）。本研究では、各項目別に分類・推計した。

3. 推計の結果

ここではまず、ワーキングプアとそれ以外との、世帯の主な収入の種類別の構成比を示し、どのような違いが見られるのかを示すこととしたい。ワーキングプア・非ワーキングプア・総数別に構成比を示したのが表1である。表1からも明らかなおおりに、ワーキングプアとそれ以外で大きく異なる点、すなわち、ワーキングプアにおいて構成比が極めて高

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

いのは、第一に、その他事業収入、第二に、年金・恩給である。例えば、主な収入が年金であり、年金だけでは生活できないので働いている（有業である）が、世帯収入は最低生活基準に達していないと考えられるケースが、ワーキングプアの15%強を占めていることになる。また、「その他」には生活保護などの給付が主である世帯が該当するため、制度上あり得ないのではあるが、生活保護を受けさえ最低生活基準を満たしていない層が一定程度存在することが分かる。加えて、賃金・給料を主とするワーキングプアの構成比は他と比較して非常に低い。これらに加えて、本研究の目的を鑑み、賃金・給料を世帯の主な収入とするワーキングプアの推計結果の一部（有業・無業の別、年齢別）を表2に示す。

表1 世帯の主な収入の種類別に見た人口構成比

(単位: %)

	ワーキングプア			非ワーキングプア			総数		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
賃金・給料	49.97	44.46	54.68	81.66	82.68	80.25	79.85	80.93	78.41
農業収入	4.01	5.19	3.01	1.92	1.81	2.08	2.04	1.96	2.15
その他事業収入	15.36	18.38	12.78	7.66	7.57	7.79	8.10	8.07	8.15
内職収入	0.44	0.28	0.58	0.01	0.01	0.02	0.04	0.02	0.06
家賃・地代	0.41	0.39	0.44	0.79	0.72	0.88	0.77	0.71	0.85
利子・配当	0.27	0.32	0.23	0.04	0.03	0.04	0.05	0.05	0.05
恩給・年金	16.04	16.36	15.77	7.17	6.62	7.94	7.68	7.06	8.51
雇用保険	1.75	2.21	1.36	0.13	0.13	0.14	0.23	0.23	0.22
仕送り	1.67	1.52	1.80	0.19	0.06	0.36	0.27	0.13	0.46
その他	8.70	9.76	7.78	0.30	0.26	0.36	0.78	0.69	0.90
不詳	1.37	1.14	1.57	0.12	0.10	0.14	0.19	0.15	0.24
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

表2 世帯の主な収入の種類が「賃金・給料」のワーキングプアの規模の推計

(単位:実数は(人), 構成比, ワーキングプア率は(%))

	実数						構成比						ワーキングプア率			
	ワーキングプア			総数			ワーキングプア			総数			ワーキングプア率			
	合計	男性	女性	合計	男性	女性	合計	男性	女性	合計	男性	女性	合計	男性	女性	
2007年	459,750	215,953	243,797	3,864,028	2,034,742	1,829,286	100.0	47.0	53.0	100.0	52.7	47.3	11.9	10.6	13.3	
総数	292,423	126,688	165,735	3,293,623	1,705,078	1,588,545	63.6	27.6	36.0	85.2	44.1	41.1	8.9	7.4	10.4	
有業者	167,327	89,265	78,062	570,405	329,664	240,741	36.4	19.4	17.0	14.8	8.5	6.2	29.3	27.1	32.4	
年齢																
15-24歳	10,626	6,011	4,615	82,672	39,537	43,135	2.3	1.3	1.0	2.1	1.0	1.1	12.9	15.2	10.7	
25-34歳	38,182	20,368	17,814	535,715	279,969	255,746	8.3	4.4	3.9	13.9	7.2	6.6	7.1	7.3	7.0	
35-44歳	62,267	29,726	32,541	665,398	347,085	318,313	13.5	6.5	7.1	17.2	9.0	8.2	9.4	8.6	10.2	
45-54歳	47,721	23,101	24,620	329,938	158,274	171,664	10.4	5.0	5.4	8.5	4.1	4.4	14.5	14.6	14.3	
55-64歳	108,925	43,496	65,429	904,955	344,213	560,742	23.7	9.5	14.2	23.4	8.9	14.5	12.0	12.6	11.7	
65歳以上	192,031	93,252	98,779	1,345,352	865,664	479,688	41.8	20.3	21.5	34.8	22.4	12.4	14.3	10.8	20.6	

(注) 分類項目ごとに欠損値の有無とその数が異なるため、総数と分類項目ごとの合計は必ずしも一致しない。

表2にあるワーキングプア率の分母は、世帯の主な収入が賃金・給料であり3ヶ月以上労働市場で活動している個人となる。表2を見ると、賃金・給料が主な世帯収入であり本人が有業である者の8.9%（男性7.4%、女性10.4%）がワーキングプアであるということになる。年齢階級別に見ると、どの年齢階級もワーキングプア率は高く、若年層と中高年齢層で軒並みワーキングプア率が10%を超える結果となった。特に高齢層女性は、ワーキングプア内部での構成比も高く、ワーキングプア率は20%を超える結果となった。

4. むすびにかえて

本研究の目的ならびに推計・分析結果の一部をここで示した。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。

貧困と低賃金構造の統計的パターン分析

藤岡光夫(東北・関東支部、静岡大学名誉教授)

はじめに： 本研究は、「就業構造基本調査」の公表統計データベースを用いて、1987年以降、1990年代のバブル崩壊、金融危機、労働規制緩和、その後のリーマンショック(2008年)などを経て2017年にいたる30年間の貧困と関わる低賃金構造の変動と特徴を詳細に分析することを目的とする。

1、分析方法： まず、「就業構造基本調査」の公表統計データベース(1987、1992、1997、2002、2007、2012、2017年)の各年次別データを用いて、貧困と低賃金に関する以下の3種類の指標を作成し、それらの諸指標をもとに統計的パターン分析を行う。

2、作成指標： 20～64歳の就業者を対象に、年次別、性別、年齢5歳階級、雇用形態別に、①低賃金者比率、②低賃金者構成比、③相対的貧困水準以下の就業者比率を算出する。

なお、1997年以降は、非正規雇用内部の各雇用形態について同様の指標を作成する。

3、分析結果： 男性就業者では、若年層と高齢層のみでなく、25～59歳の各年齢層で非正規労働者の低賃金者比率が、2002年に50～70%程度に急上昇し、以降も40%程度とやや水準は低下したものの高水準を維持している。女性では、男性と異なり、2002年に急上昇したわけではなく1987年以降、一貫して非正規雇用者の占める割合が高く、低賃金者比率も非正規雇用者の各年齢階級で70～80%と高水準である。さらに正規雇用者においてすら2012年まで20～30%程度の水準にあった。男性では相対的貧困水準以下の就業者は低賃金者比率の6割程度であるが、女性では8割程度となる。女性については、世帯収入の検討も必要で、公表データでは制約があるが、さらに立ち入った分析は、報告で示す。

表1 20～64歳就業者の低賃金者比率及び貧困水準以下の就業者比率

		男性													女性												
年次	男女計	20～64歳												20～64歳													
		歳計	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳計	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳			
20～64歳就業者総数	1987	30.5	13.5	35.0	11.8	7.9	6.9	6.4	7.4	11.2	18.6	39.3	61.0	50.4	44.2	57.5	66.9	67.6	66.8	64.2	65.8	65.8	59.8	61.9			
	1992	30.6	12.5	34.8	10.3	6.6	6.2	6.0	5.9	7.7	13.4	36.5	59.9	51.4	41.6	55.2	63.3	66.5	64.2	64.2	67.0	75.9	65.0				
	1997	31.4	13.1	41.3	13.1	6.7	5.9	6.0	6.4	7.0	10.9	33.7	60.0	59.1	42.6	52.8	62.0	64.7	64.0	63.2	65.7	76.5	65.0				
	2002	31.9	14.1	45.6	15.4	8.5	6.5	6.3	7.4	9.1	12.0	34.6	58.4	59.8	41.4	48.7	58.3	63.2	63.7	62.7	63.8	76.2	65.9				
	2007	31.2	13.8	42.4	14.9	8.7	7.3	6.3	6.9	8.8	12.3	32.7	55.6	53.8	37.6	44.6	53.9	59.4	59.8	61.2	63.5	74.0	62.7				
	2012	31.4	14.4	43.4	16.4	10.7	8.5	7.5	7.9	8.5	12.3	30.9	54.0	54.2	37.2	43.0	50.1	55.5	57.0	57.2	60.8	73.2	61.1				
2017	30.6	13.5	42.9	15.3	10.5	8.9	8.2	8.0	7.9	10.6	25.4	52.2	51.8	34.2	42.3	48.7	53.6	55.3	56.2	55.6	58.2	70.6	61.1				
	低賃	23.6	8.7	30.4	8.2	4.7	4.3	3.7	4.2	5.2	7.5	22.4	44.4	35.3	24.2	34.5	45.2	50.0	50.0	51.0	62.8	62.7	61.1				
	貧	23.2	8.8	33.6	8.8	6.1	5.4	5.1	5.1	4.9	6.6	16.0	41.5	36.9	21.8	31.4	39.0	44.4	45.6	45.9	49.1	58.7	61.1				

		男性													女性												
年次	男女計	20～64歳												20～64歳													
		歳計	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳計	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳			
正規の職員・従業員	1987	16.2	7.3	25.7	8.6	4.7	3.4	2.8	3.1	4.6	8.6	21.7	37.9	42.5	27.3	30.2	35.7	38.0	41.1	41.8	43.9	56.7	38.1				
	1992	16.1	6.9	23.5	7.3	4.0	3.3	2.8	2.7	3.5	6.7	22.4	36.5	42.8	25.9	28.5	31.9	35.5	35.7	39.8	45.5	59.2	41.1				
	1997	14.9	6.9	27.0	8.9	3.7	3.0	2.7	2.7	3.0	4.8	19.8	39.1	45.8	24.7	24.4	27.8	29.4	30.6	32.8	38.5	57.5	38.1				
	2002	10.9	5.4	22.7	7.9	3.9	2.6	2.2	2.5	2.9	4.0	15.0	24.2	36.4	19.2	17.4	18.9	21.4	22.8	23.7	30.3	50.1	38.1				
	2007	4.7	1.9	7.2	2.2	1.4	1.1	0.9	1.1	1.2	1.5	6.8	11.6	12.5	7.3	8.3	10.5	11.4	12.3	13.1	17.3	33.8	38.1				
	2012	9.1	4.2	16.6	6.3	3.4	2.4	1.9	1.9	2.1	3.2	13.1	20.4	28.1	15.0	14.2	16.2	18.3	19.3	22.1	26.8	45.2	31.3				
2017	7.8	4.0	14.3	5.9	3.6	2.9	1.9	2.1	1.9	3.1	12.1	16.4	25.0	12.8	13.0	13.0	13.9	14.3	15.3	19.1	39.1	31.3					
	低賃	3.5	1.6	4.9	2.0	1.4	1.3	0.8	1.0	0.8	1.4	4.9	7.9	7.6	4.5	5.5	6.5	7.4	7.9	8.4	11.4	25.4	31.3				
	貧	3.0	1.4	4.1	1.9	1.2	1.1	1.0	1.0	0.8	1.1	3.6	6.4	6.8	4.0	5.4	6.0	6.1	5.9	6.7	7.5	19.1	31.3				

		男性													女性												
年次	男女計	20～64歳												20～64歳													
		歳計	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳計	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳			
非正規の職員・従業員	1987	65.3	29.7	65.1	44.6	27.9	17.8	13.2	13.2	17.8	23.6	38.8	70.3	71.0	69.2	73.0	74.2	71.8	69.8	67.0	64.9	62.7	67.8				
	1992	65.7	29.1	64.6	41.8	22.3	14.7	12.1	9.4	11.9	17.4	40.3	66.3	73.2	84.8	68.4	68.7	67.2	64.1	63.4	63.8	64.5	67.8				
	1997	71.4	36.2	71.4	52.1	28.1	20.2	16.9	13.0	13.3	18.9	41.7	74.1	92.0	86.4	73.8	76.7	73.7	72.2	86.3	84.3	75.3	75.3				
	2002	68.5	36.2	70.3	37.4	25.0	19.3	19.1	19.1	20.1	22.6	38.5	76.5	72.7	61.2	71.2	80.6	82.1	82.3	78.7	77.4	77.4	75.1				
	2007	78.3	56.2	68.1	51.0	41.3	39.6	36.1	34.7	43.4	46.6	65.2	85.7	84.3	70.9	76.6	84.3	77.6	82.2	80.3	80.2	82.2	74.4				
	2012	73.4	50.7	71.2	54.2	44.1	39.7	41.8	41.0	40.9	42.7	43.2	82.5	69.5	73.4	73.9	80.2	83.9	84.3	84.9	86.2	86.0	73.7				
2017	74.4	51.2	64.1	57.4	48.3	43.1	41.1	39.3	40.9	44.8	37.5	82.7	67.4	74.8	77.8	81.1	83.7	83.3	83.5	84.8	84.4	71.9					
	低賃	61.1	36.6	77.7	38.2	30.7	27.2	26.0	25.7	25.8	27.1	23.1	69.8	74.6	54.5	62.3	68.6	72.3	71.6	71.7	72.3	71.9	71.9				

表2 20～64歳就業者の性別、年齢5歳階級、雇用形態別に見た低賃金者比率と低賃金者構成比のパターンデータ

		男性													女性												
年次	男女計	20～64歳												20～64歳													
		歳計	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳計	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳			
総数	低賃比率	3.33	3.33	3.33	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11			
	低賃構成	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99			
正規	低賃比率	2.21	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11			
	低賃構成	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99			
非正規	低賃比率	7.77	7.77	7.77	3.34	8.65	7.67	7.77	4.45	7.56	3.23	6.45	2.12	5.44	1.12	6.44	1.11	5.34	2.11	6.44	2.22	7.54	4.44	8.74			
	低賃構成	9.99	9.99	9.99	8.89	9.99	2.23	3.33	1.11	1.12	0.00	1.11	1.00	0.11	0.00	0.11	0.00	0.11	1.00	0.11	1.11	0.11	1.22	1.23			
総数	低賃比率	-	6.66	6.65	2.23	3.33	1.11	1.12	2.22	0.00	1.11	1.00	0.11	0.00	0.11	0.00	0.11	1.00	0.11	1.11	0.11	1.22	1.23				
	低賃構成	-	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	6.67	7.65	6.66	7.65	9.87	8.90	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99	9.99			
正規	低賃比率	-	4.43	2.22	4.45	4.32	3.32	2.11	3.32	2.11	4.33	2.21	4.43	2.21	4.43	2.21	4.43	2.21	4.43	2.21	4.43	2.21	6.66	5.43			
	低賃構成	-	9.99	9.99	6.76	3.21	2.23	2.11	2.22	1.11	3.32	1.11	3.32	1.11	3.32	1.11	3.32	1.11	2.22	1.11	2.22	1.11	1.11	1.11			
非正規	低賃比率	-	7.77	7.98	7.79	8.87	7.89	8.77	7.77	7.78	7.78	7.88	7.78	7.88	7.67	7.98	7.67	7.88	6.89	7.88	6.88	7.88	6.88	7.88			
	低賃構成	-	9.99	9.99	2.25	4.44	2.34	4.44	3.33	3.55	5.44	4.77	6.55	5.66	5.57	5.77	3.45	6.66	2.35	4.66	7.77	1.23	2.44				

注) 上段が 20～64 歳就業者の年次別、年齢階級別低賃金者比率を 1 桁離散値に変換 (原数値を 10 で除し四捨五入し、小数点以下を切り捨て) したものを組み合わせたパターン、下段は、20～64 歳就業者総数に占める低賃金者構成比 (%) を 1 桁離散値に変換 (構成比の小数点以下を切り捨て、9 以上はすべて 9 に変換) したものを組み合わせたパターン

35 年をむかえた SOEP の可能性—社会階層構成研究の視点から

松丸和夫(中央大学)

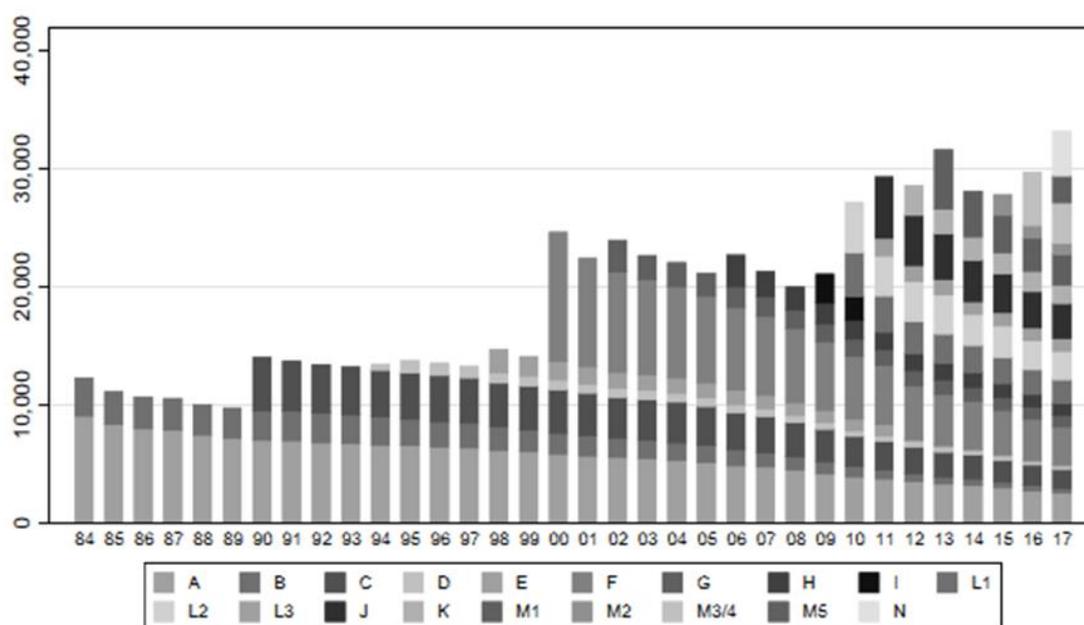
はじめに

江口英一(1980)は、「社会階級の中の細分化された集団」としての「社会階層」(370 頁)を判断するキー概念として「職業」を用いた。この「職業」概念は、「技術上の性質を示すとともに、社会的分業上の位置、さらにその場合の社会的地位を示す総合的な概念」として重視された(同頁)。「職業」をキーに就業状態、所得、世帯構造を組み合わせた江口らの社会階層構成分析方法にドイツの SOEP (The German Socio-Economic Panel) がどのような利用可能性を含んでいるか検討する。

1. SOEP とは

1984 年から開始されたドイツの SOEP は、サンプル世帯約 11,000 世帯、世帯員約 30,000 人の大規模パネル調査である(図 1)。SOEP は、調査時点の横断面(Querschnitt)と縦断面(Längsschnitt)を個票レベルで追跡・集計が可能なデータである。例えば、2000 年で、無期雇用であったサンプルが、2005 年にも無期雇用を継続したか、それとも有期雇用になったか、あるいは失業・無業等になったかを動的に追跡することが出来る。財源の3分の2を連邦政府と諸州政府から支出されているドイツ経済研究所(DIW Berlin)が、SOEP を所管している。

図 1 SOEP サンプル構成の推移(世帯員 1984 年～2017 年)



SOEP の調査票は、個人質問票と世帯質問票に加えて、特別質問票が多数作成され、自計式とインタビュー式の調査に使用されている。SOEP の生データは、もっぱら学術的研究目的に限定して、SPSS-, STATA および SAS 等のデータフォーマットで国内外の研究者等に提供されてる。

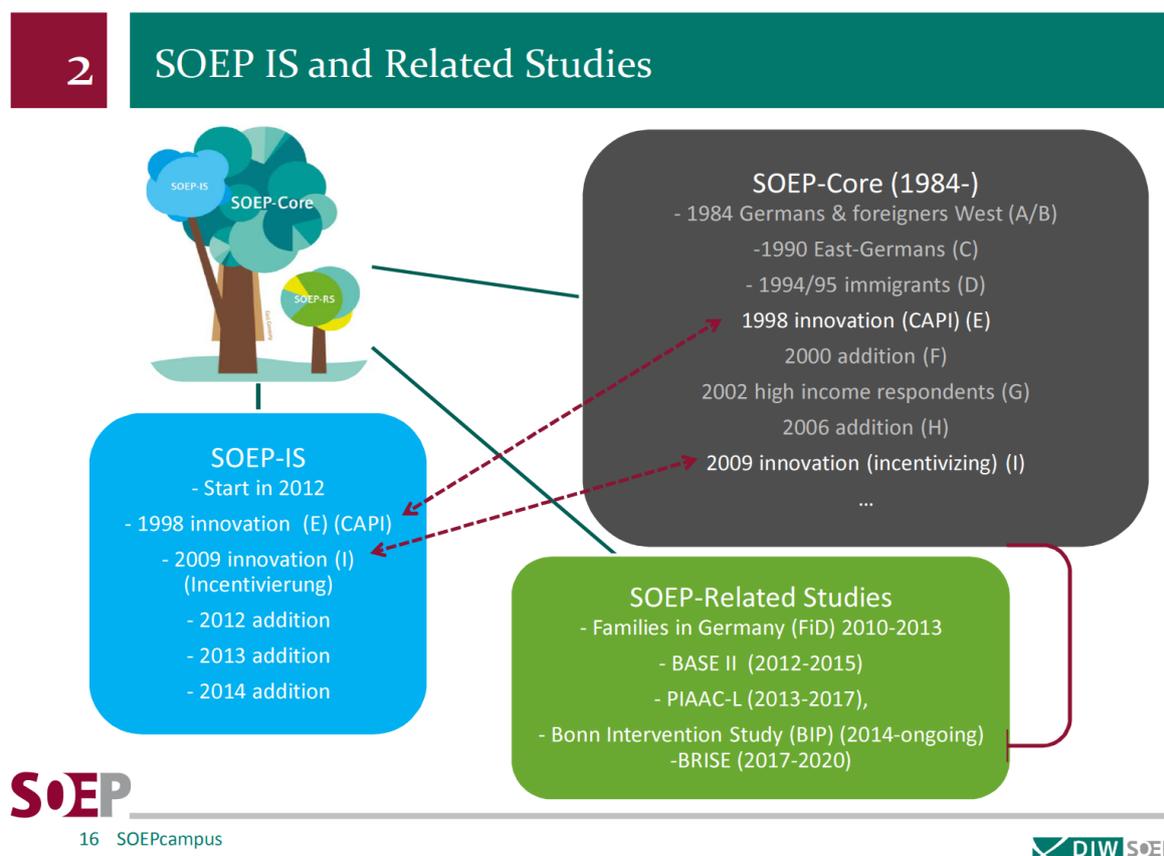
このような大規模パネル調査であるにもかかわらず、日本では SOEP の詳しい紹介はもとより、そのデータを用いた実証研究は皆無である。本学会においても、SOEP を紹介する研究はこれまで全く見当たらない。

2. SOEP データの構造

SOEP データは、1984 年の当初から今日まで続く SOEP-Core と 2012 年以降付加された SOEP-IS

とから成り立つ。

図 2 SOEP データの構造



出所: SOEP Group, Sandra Bohmann (2019), P.16.

3. SOEP の世帯員調査票の特徴

SOEP の調査票は、2016 年版では、Ⅰ. 基本調査票として、個人用と世帯用の 2 種類、Ⅱ. 生活歴調査票として、若者用、生活歴用、個人用短縮版の 3 種類、Ⅲ. 母子用調査票として、母と子(新生)用、母と子(2-3 歳)用、母と子(5-6 歳)用、両親と子(7-8 歳)用、母と子(9-10 歳)用の 5 種類、Ⅳ. 学校生徒と年少者調査票として、学童(11-12 歳)用と年少者(13-14 歳)用の 2 種類、Ⅴ. 付加的調査票として、死亡人と握力検査用の 2 種類、Ⅵ. 目標グループ(移民・難民)に特化した調査票によるパネル調査が IAB(労働市場・職業研究所との協力)からなっている。表紙を除いて 38 頁に及ぶ調査票は、179 の項目にわたって、1. 生活状態(1-16) 2. 学業・訓練・就業の状態(17-39) 3. 現在の就業状態(40-104) 4. 健康状態、疾病(105-142) 5. 政治に対する態度、意見(143-153) 6. 家族の状態と由来(154-179)が調査されている。

4. 参考文献

江口英一(1980)『現代の「低所得層」』下 未来社

松丸和夫(2018-19)「35 周年を迎えた SOEP」(1)~(3) (経済統計学会『労働統計研究部会報』No.35~37)

DIW(2019) SOEP-ISGroup,2019.SOEP-IS 2017—P: Variables from the Individual Question Module. SOEP Survey Papers737:SeriesD—Variable Descriptions and Coding.

Jan Goebel, Markus M. Grabka, Stefan Liebig, Martin Kroh, David Richter, Carsten Schröder and Jürgen Schupp(2019), The German Socio-Economic Panel(SOEP), Journal of Economics and Statistics2019;239(2):345-360.

SOEP Group, Sandra Bohmann (2019), Introduction to the German Socio-Economic Panel (SOEP) study.

非正規雇用形態の雇用創出効果と賃金損失効果に関する考察

小野寺 剛 (環太平洋大学)

はじめに

バブル経済崩壊後の日本経済において、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。20年以上経過した現在では、ますますその比率が増え、非正規雇用の増加問題は社会問題として広く認識されるようになってきている。

その非正規雇用者を正規雇用者と比べた際に、もっとも大きな違いは賃金にある。正規・非正規間の賃金の差異について、厚生労働省が2019年3月29日に発表した「賃金構造基本統計調査」の調査結果から現状を確認してみると、正規雇用者の平均月額賃金は323.9千円、非正規雇用者については209.4千円となっており、非正規社員の賃金は正規社員の2/3ほどとなっている。

ここで対象とした「非正規雇用」労働者はいわゆる一般労働者（常勤労働者と同じフルタイムで働く労働者）のうち、正社員・正職員ではない労働者のことであるため、パートタイマーやアルバイトのような短時間労働者は含まれていない。とうことは、正規雇用の労働者とほぼ同じ労働時間で労働し、賃金は2/3ということであり、これは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ほかならず、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。

一方で非正規雇用については、一般労働者と比して就業時間の短い「短時間労働者」という就業形態で労働者を多く採用することで、その分の雇用を創出し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

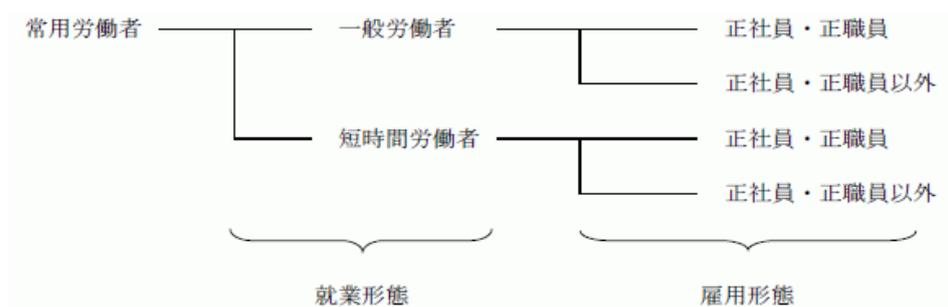
1) 使用統計＝賃金構造基本統計調査

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』である。本資料の特徴は以下の通りである。

- ・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145万事業所、労働者数は約4,200万人)
- ・抽出した事業所数は約7万8千事業所、抽出した労働者数は約167万人
- ・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

賃金構造基本統計調査では、以下のように労働者を区分している



2. 推計結果概要（10人以上規模、製造業・男性）

1) 雇用創出効果の推計

はじめに、①雇用者数×労働時間＝総労働時間を正規・非正規雇用ごとに算出する。つぎに、②非正規雇用の総労働時間を正規労働者の1人当たり労働時間で割って、人数を算出する。これは、「正規雇用者と同じ労働時間」の非正規雇用者を、必要労働時間まで雇用できる人数に相当する。

③修正された非正規労働者＝400,558人（実数は413,910人）であるので、非正規という雇用形態によって生み出される雇用創出は**13,352人**（短時間労働者では、7,759人）。

2) 賃金損失の推定

①上記の必要労働時間すべてを正規雇用者に限定して雇用した場合の賃金総額を計算する。次に②現状の（正規雇用+非正規雇用の）賃金総額を計算して、その差額を算出する。

③一般労働者では、**73,220,679千円の賃金損失**が起きている（短時間労働者では、5,483,088円）。

3) 就業形態による雇用創出効果

雇用形態（正規・非正規）ではなく、就業形態（一般労働者・短時間労働者）の視点から区分して推計をする。

①雇用者数×労働時間＝総労働時間を算出し、②短時間労働者の総労働時間（労働時間×日数）を一般労働者の1人当たり労働時間で割って、その人数を算出。これは「一般労働者と同じ労働時間」を前提とした場合の、必要労働時間まで雇用できる追加人数に相当する。

追加労働者＝11,359人（短時間労働者実数は18,550人）なので、**短時間就業という就業形態によって生み出される雇用創出分は7,191人**（正規以外では52,634人）。

※製造業以外の産業の推計結果、男性・女性別の推計結果、その他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。

地域・季節性に関する生活時間分析

栗原 由紀子（立命館大学）

1. はじめに

社会生活基本調査はワーク・ライフ・バランスの状況を捕捉可能とする唯一の公的統計であるが、10月を唯一の調査時期としているため、地理的ロケーションと季節変化との交互作用に大きく影響される地域の生活スタイルの異質性やダイナミクスが捉えられない（季節性捕捉の重要性については Eurostat（2009）を参照）。

本研究は、公的統計である社会生活基本調査と Web 調査を融合利用することで、生活時間の季節性・地域性を捉え、同時に生活時間と消費行動との関係を捉えるための方法を提示している。Web 調査は、比較的安価かつ迅速に調査が可能であるが、Web 調査特有のサンプルセレクションバイアスの問題がつきまとう。しかし、社会生活基本調査とほぼ同時期に同種の調査票による Web 調査を実施することで、サンプルセレクションバイアスの補正などを目的とした調査票情報と Web 調査データの融合利用が可能になる。本報告では、Web 調査データを社会生活基本調査の調査票情報を用いて補正した分析結果を用いて、地域・季節性と生活時間との関係を明らかにする。

2. 調査方法と分析方法

平成 28 年社会生活基本調査の実施時期である 2016 年 10 月に焦点を合わせ、Web 調査は 2016 年 11 月、2017 年 1 月、2017 年 7 月の月曜日、水曜日、金曜日に実施した。前日の行動を回答してもらうため、実際の生活時間は日曜日、火曜日、木曜日の行動を捕捉している。予算が限られるため、25～49 歳までの既婚者であり、かつ就学中の子どもがいる世帯に限定し、割当てグループを無業女性、有業女性、有業男性として事前にスクリーニングを行った（栗原（2019））。

調査項目は、可能な限り社会生活基本調査と同じ項目やカテゴリー区分を使用しているが、回答負担を考慮して時間帯区分を 30 分間隔として最大 3 項目の行動種類を選択可能とし、また、家計消費に関する調査項目（食費や教育費）を新たに追加している。なお、東北地域は雪の多い地域として、北海道、青森、秋田の 3 地域を対象とし、また九州地域は、沖縄を除く九州 7 県を対象としている。

Web 調査で多く議論されるサンプルセレクションバイアスの補正のために、社会生活基本調査の調査票情報を用いてキャリブレーション推定を行う。キャリブレーションウェイトの作成の際に必要な共変量の選定には、条件付き独立性 CIA（Conditional Independence Assumption）の成立の可否を判断するための CID（Conditional Independence and Dependence Index）を用いた（栗原 2015）。なお、Web 調査データに多用される傾向スコアによる調整を用いた場合でも、共変量情報が同じであればキャリブレーションウェイトによる調整と結果に大きな差が表れないことは確認済みである。

3. 分析結果

表 1 には、社会生活基本調査の調査票情報を共変量として、Web 調査データを補正した

分散分析の結果を示している。有業女性の家事関連時間や休養くつろぎ時間は季節で異なること、また無業女性の休養くつろぎ時間は地域により異なることが示唆される。また、報告では、他のコントロール変数を含めた回帰分析結果をもとに、生活時間の地域・季節性について検討を加える。

表 1 Web 調査データの分散分析（共変量補正済み）

	分散分析結果					R1結果:総平均時間（分）			（参考）Web結果			
	R1_F	R1_nd	R1_ndd	R1_p	Web_p		秋	冬	夏	秋	冬	夏
■家事関連時間												
【無業女性】												
季節	31925	2	524	0.449	0.495	東北	318.1	326.9	348.4	304.9	335.5	348.7
地域	3993	2	522	0.855	0.969	関東	353.8	336.1	311.9	344.1	331.3	315.2
季節:地域	93201	4	518	0.166	0.165	九州	323.4	345.5	306.6	324.5	347.5	314.8
【有業女性】												
季節	1025810	2	1671	0.000	0.001	東北	271.0	294.2	322.5	282.0	306.8	320.6
地域	188309	2	1669	0.131	0.106	関東	254.7	294.5	346.6	283.7	309.2	332.3
季節:地域	143417	4	1665	0.521	0.985	九州	284.7	333.0	339.0	300.9	325.5	353.8
■休養くつろぎ時間												
【無業女性】												
季節	53315	2	524	0.402	0.339	東北	187.6	222.6	203.3	177.2	213.5	195.3
地域	303625	2	522	0.005	0.011	関東	109.2	146.1	180.3	117.2	146.7	174.8
季節:地域	102421	4	518	0.431	0.526	九州	174.4	169.1	167.4	167.1	173.3	158.6
【有業女性】												
季節	209804	2	1671	0.022	0.254	東北	122.0	166.1	147.7	119.8	159.0	139.5
地域	70360	2	1669	0.191	0.225	関東	143.9	136.4	135.5	133.0	112.9	139.1
季節:地域	64791	4	1665	0.516	0.030	九州	113.5	143.6	136.1	121.4	142.7	133.1

（注）R1 は、社会生活基本調査・調査票情報を用いて第 1 候補の共変量の組合せによる補正した分析結果を示している。

【謝辞】

本研究は JSPS 科研費（課題番号 16K20894）の助成を受けたものです。本分析には、統計法 33 条により提供を受けた社会生活基本調査・調査票情報を用いました。本分析結果は、総務省が公表する統計とは関係ありません。

【参考文献】

- [1] 栗原由紀子（2015）「統計的マッチングにおける推定精度とキー変数選択の効果—法人企業統計調査マイクロデータを対象として—」『統計学』（経済統計学会）第 108 号，pp.1-15.
- [2] 栗原由紀子（2019）「Web 調査による公的統計の拡張可能性—生活時間調査を素材に—」、『公的統計情報 - その利活用と展望』，中央大学出版部（2019 年 10 月刊行予定）.
- [3] 土屋隆裕（2009）『概説 標本調査法』朝倉書店.
- [4] 星野崇宏（2010）『調査観察データの統計科学』岩波書店.
- [5] Eurostat（2009），” Harmonized European time use surveys : 2008 guidelines,” Eurostat methodologies and working papers.（参照日 2019 年 3 月 <https://ec.europa.eu/eurostat/ramon/statmanuals/files/KS-RA-08-014-EN.pdf>）.

単身世帯の介護状況と生活時間

橋本 美由紀 （高崎経済大学非常勤講師）

はじめに

本報告は単身世帯の介護状況と生活時間の関係を平成 28 年社会生活基本調査と匿名データの平成 18 年調査から分析するものである。ここで増加する介護離職に対応する観点から単身世帯の有業者について見ていくこととする。

社会生活基本調査の用語の解説によれば、調査票の介護の有無・対象の区分は、ふだん家族の介護をしているか否か、65 歳以上の家族なのか否か、自宅内か自宅外か、同一敷地内・近所なのか他の地域なのかという区分で作成されている。したがって、単身世帯の介護者とは自宅外での家族の介護をする者、図 1 の要介護者との続柄でいえば「別居の家族等」にあたる。介護者、要介護者がともに高齢で無業者という場合もあるが、介護者が現役で有業者という場合も少なくない。

2017 年には前職を家族の介護を理由に離職した就業者が約 49 万人、男女別では男性が約 12 万人、女性が約 37 万人にのぼる。このうち、有業者として残った者は約 15 万人、無業者となったのが約 34 万人である¹。

家族介護を理由に離職した人の離職理由をみると、「自分の心身の健康状態悪化」（男性 25.3%、女性 32.8%）が上位にあげられている。後述する「家族介護者支援マニュアル」では「離職して介護に専念することで収入の減少、各種サービスの減少や社会とのつながりの希薄化などによって、経済的負担のみならず精神的・身体的負担まで増加してしまうことが少なくない」と指摘されている²。

家族の介護をしながら働く労働者を支援し、介護離職を防止するために、制度的には、1995 年に育児・介護休業法が制定され、1999 年から対象家族 1 人につき 3 か月 1 回の介護休業が企業の義務となった。同法はその後、幾度か改正を行ってはいるが、いずれにおいても制度の利用者は少なく、その理由として、仕事を休みにくく制度を利用しづらい職場風土といった問題やそれ以前に仕事と介護の両立を図る労働者の実態と制度の枠組みに乖離があることが指摘されている（池田 2016）。その後の改正（2017 年 1 月 1 日施³行）では、介護の始期、終期、その間の期間にそれぞれ対応するという観点から、対象家族 1 人につき通算 93 日まで、3 回を上限として、介護休業の分割取得を可能とすること、日常的な介護ニーズに対応して半日（所定労働時間の二分の一）単位の取得を可能とするなどの改善がなされている。

「家族介護者支援マニュアル」は介護保険制度の対応を補完し、家族介護者支援の充実に図り、さらに介護にともなう離職を防止する支援・施策を構想するために立ち上げられた研究会の成果である。マニュアルの後半部分では、市町村・地域包括支援センターによる具体的な介護離職防止、家族介護者支援に向けた取り組み、手法のポイントとして、家族介護者のアセスメントや自己チェックの実施方法の検討、相談窓口での活用、実際に

¹ 総務省(2018)「平成 29 年 就業構造基本調査」

² 厚生労働省(2018)「家族介護者支援マニュアル」

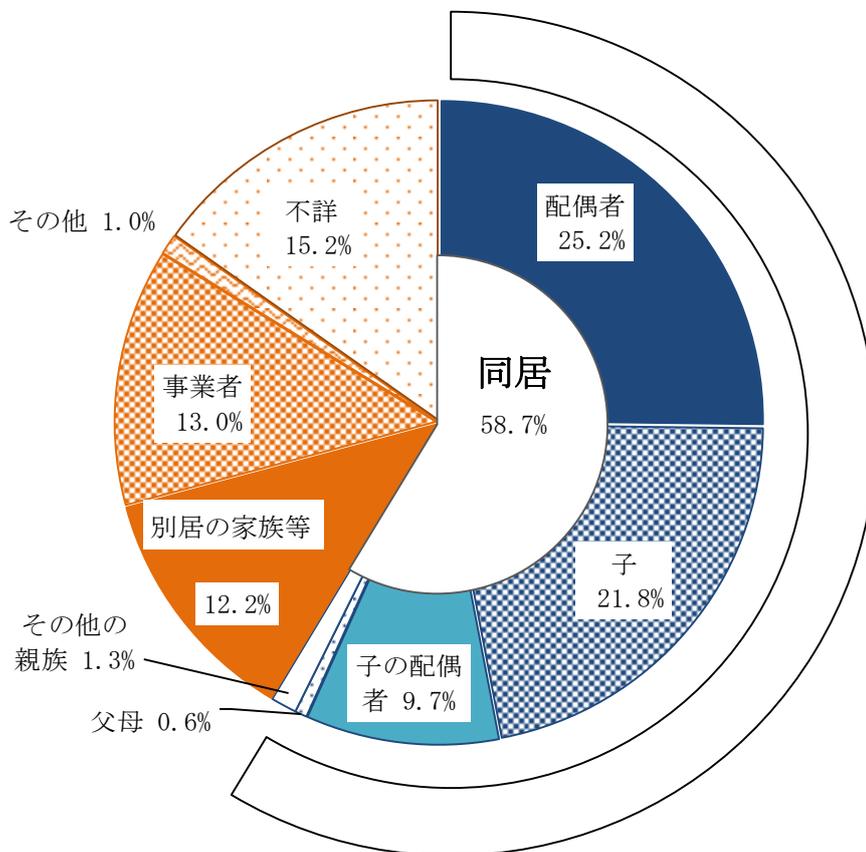
³ 厚生労働省「介護離職防止のための地域モデルを踏まえた支援手法の整備」委員会(平成 29 年度 介護離職防止のための地域モデルを踏まえた支援手法の整備事業)

使われているアセスメントシートの掲載もされている。

以上の背景を踏まえ、報告では単身世帯の介護状況と生活時間の関係について、平成28年社会生活基本調査を中心に、匿名データの平成18年社会生活基本調査との比較も交えて検討していきたい。今回は対象のサンプル数が少ないので、比較研究は代替される可能性がある。

図1 要介護者等との続柄別主な介護者の構成割合

平成28年



注：熊本県を除いたものである。

出所：『平成28年 国民生活基礎調査の概況』

日本と EU 諸国との男女間賃金格差の比較

杉橋 やよい (専修大学)

はじめに

- 本報告の課題は、ジェンダー統計の視角から、日本と EU の男女間賃金格差の国際比較を統計的に正確に行い、日本の男女間賃金格差を国際的に位置づけることである。
- 男女間賃金格差の日本を含む国際比較は、これまで統計的に十分に明らかになっていない。1 つには、統計調査項目の内容を国際比較可能な形で整備するのに多くの困難を伴うからであるが、Eurostat の国際比較可能性をもつ性別賃金統計があるにもかかわらず、これを活かした男女間賃金格差についての日本を含む国際比較は先行研究にはない。2 つめには、男女間賃金格差の国際比較を行うための指標の在り方について、EU および Eurostat を中心に一定の議論はあるものの、日本でそれを踏まえた議論や国際比較は管見の限り見当たらない。3 つめには、男女間賃金格差の国際比較の方法が、加工度の少ない記述統計の指標とブリンダーワハカの要因分解手法の 2 種類に大きく分かれており、後者の利用が近年 EU においても再び広がっていることも一因と考えられる。要因分解手法では、労働者や企業の属性の違いを比較可能な形に調整できると考えることもあって、多くの先行研究で、その手法の限界を含めた統計の品質の検討は十分とは言えない。
- EU では同一価値労働同一賃金原則が 1957 年のローマ条約そして「欧州の機能に関する条約」において求められているように、男女間賃金格差の縮小・是正は、EU において重要なジェンダー平等政策の 1 つであり続けている。最近では、「ジェンダー平等に向けた戦略的取組み 2016-2019 (Strategic engagement for gender equality 2017-2019)」の 6 つの目標の 1 つに「賃金、所得、年金のジェンダー格差を減らし、これによって女性の貧困と闘う」を掲げている。また、欧州委員会コミュニケーション「EU 行動計画 2017-2019 : 男女間賃金格差と闘う (EU Action Plan 2017-2019: Tackling the gender pay gap)」が 2017 年に策定され、8 つの行動—①平等賃金原則を適用し、改善していく、②職業・産業の性別隔離をなくす、③ガラスの天井を打ち破る：垂直的隔離の除去、④ケア・ペナルティーとの闘い、⑤女性のスキル、努力と責任をより良く評価する、⑥混迷と闘う：不公平とステレオタイプを暴く、⑦男女間賃金格差について、注意を促し情報を提供する、⑧男女間賃金格差との闘いに向けて、パートナーシップを強化する—に、取り組んでいる。こうした取組みの中で、統計が活用されるとともに、統計資料の正確性や統計指標の適合性も検討され、男女間賃金格差の要因と結果の分析も深まるなど、ジェンダー統計活動も同時に進展している。

1. EU における男女間賃金格差の測定方法—2 つの潮流—

- 欧米、少なくとも EU や OECD では、男女賃金格差の測定方法には、加減乗除による

単純な記述統計的手法による指標と、多重回帰分析による Blinder-Oaxaca 要因分解手法の、大きく分けて 2 種類が使われている。前者は、主に賃金の平均値が使われて、「調整しない (unadjusted)」男女間賃金格差と表現される。国内外でも、また ILO、OECD、Eurostat などの国際機関でも、最も頻繁に使われる。さらに国際的には、中央値や分位数などを使って男女間の賃金格差を分析することが多い。後者は、賃金関数を用いて、男女間賃金格差を要因分解できると考えられ、欧米では「調整済み (adjusted)」の賃金格差と言われる。この手法が開発された 1973 年以来、国内外の学術研究では最も利用される手法である。Eurostat は、2010 年の段階では、「Blinder-Oaxca 要因分解手法が使われるべきといったコンセンサスも科学的な証拠もない」として、「調整しない」男女間賃金格差の使用を推奨していた (Eurostat and Dupré 2010) もの、2017 年頃から要因分解手法による国際比較も積極的に取り組むようになってきた (European Commission, Eurostat 2017, Leythienne, D. and Ronkowski, P. 2018)。本研究では、前者の指標のみを利用する。

2. 男女間賃金格差の日本と EU 諸国との比較の試み

報告当日には、複数の指標を用いて、男女間賃金格差の日本と EU 諸国との比較を行う予定である。とりわけ、欧州委員会の「ジェンダーと雇用専門家グループ (Expert Group on Gender and Employment)」が、複雑な男女間賃金格差を捉えるために提案した 5 つの指標を参考にすること (Rubery et al 2002)、また正規であっても女性の多くが低賃金層を成している日本の特徴を浮き彫りにするためにも、Maitre et al (2012)を参考に、男女間賃金格差の国際比較を試みたい。

主要文献

- Boll, Christina and Lagemann, Andreas (2018) *Gender Pay Gap in EU Countries based on SES (2014)*, European Commission.
- Boll, Christina and Lagemann, Andreas (2019) “The Gender Pay Gap in EU Countries- New Evidence based on SES 2014 data”, *Intereconomics*, 54(2), pp. 101-105.
- Economic Commission for Europe (2008). *Economic indicators for gender analysis: Report on gender pay gap: Data availability and measurement issues*, Economic commission for Europe.
- Eurofound (2010), *Addressing the gender pay gap: Government and social partner actions*.
- European Commission, Eurostat (2017). “Item 3 Adjusted gender pay gap” Doc/ DSSB/2017/Dec/3.
- Eurostat and Didier Dupré (2010). “The Unadjusted Gender Pay Gap in the European Union”, UNECE Conference of European Statisticians.
- Leythienne, D. and Ronkowski, P. (2018). *A Decomposition of the Unadjusted Gender Pay Gap using Structure of Earnings Survey Data*, 2018 edition, Statistical Working Papers, Eurostat.
- Maitre, B., Nolan, B. and Whelan, C. T. (2012) “Low Pay, In-Work Poverty and Economic Vulnerability: A Comparative Analysis Using EU-SILC”, *The Manchester School*,
- Rubery, J., C. Fagan, D. Grimshaw, H. Figueiredo and M. Smith (2002) *Indicators on Gender Equality in the European Employment Strategy*, European Work and Employment Research Centre, Manchester School of Management UMIST. Prepared for the Equal Opportunities Unit, European Commission by the Expert Group of Gender and Employment

統計専門家の倫理について

伊藤陽一(東北・関東支部)

対象者、に対してと、彼らからの強制・圧力に義務と

1. はじめに

報告者は、統計機関と統計専門家を律する国際的基準として、①国連「公的統計の基本原則」、②「統計の品質論」(「国連品質保証枠組」他)、③「統計家の倫理」を、3本柱とみなし、日本では、この3本柱をめぐる論議は非常に不活発であると観察している。これまで、③には深くは立ち入らないできた。

2018年末以降の厚労省の『毎月勤労統計調査』の処理に発するいわゆる「統計不正問題」の基礎には公的統計システムの弱さとガバナンスの欠如、が大きいと思えるが、活動する政府統計家個人、更に広く統計利用者個人をも律する基準の1つである統計倫理の論議と規定の欠如も無視できない。

本報告は ISI と ASA の倫理規程、をとりあげる。

2. ISI の専門家倫理

2.1 位置と経過 統計倫理で世界を代表するのは ISI の「専門家倫理」である。ISI の宣言は、1979 年の第 42 回会期に提起され、7 年間にわたる検討を経て年の ISI 設立 100 周年にあたる 1985 年 8 月 21 日の総会で採択された。その後、2006 年から宣言更新の動きがはじまり、2010 年 10 月 20 日(世界統計の日)に公表された。原文は、2010 年 7 月 22・23 日(於:レイキャビック)の ISI 理事会が採択した。

2.2 構成と内容 2010 年宣言は、■前文、■共有された専門的価値、■倫理原則、■背景注からなる。

(1)前文 ①統計家とは、学位の有無にかかわらず、統計作成と統計利用に携わる多様な分野の者である。②宣言の狙いは、原則間の違いに直面する統計家個人の倫理的判断や意思決定を、その専門の厳格な規則からではなく、共有する価値や経験を知って行うものにするためである。③宣言の意図は、(i)権威主義的・指令的でなく、教育的・叙事的である、(ii)広く適用される、(iii)しかし網羅的ではなく、(iv)以下の価値、原則は法律を守る等のルール・規範を承認した上で、できるだけ統計的研究の具体的問題に限っている。④明示的ではないが、(i)社会、(ii)使用主・顧客・資金提供者、(iii)同僚、(iv)倫理原則は、

責任や対立を反映している。⑤統計家は、その責任を遂行するとき、各グループの最大関心事と整合的であり、他のグループを犠牲の下に優遇せず、どの原則とも矛盾せぬ保証に敏感であるべき。

(2)共有される価値 1. 尊敬、2. 専門性、3. 真実性とインテグリティ。

(3)倫理原則 1. 客観性の追求、2. 義務と役割の明確化、3. 代替策の公平な評価、4. 利害の対立、5. 先取りされた結果の回避、6. 特定者だけが知る情報の保護、7. 専門的能力の提示、8. 統計への信頼の維持、9. 方法と知見の公表と検討、10. 倫理原則の通知、11. 分野のインテグリティへの責任、12. 調査対象者の利益の保護、の 12 原則である。

宣言の付録として公表された「背景文書と文献」には、各原則についてより拡大した説明と、198 の参考文献が掲げられている。

2.3 1985 年宣言から 2010 年宣言へ 1985 年宣言は前文の後に、1: 社会、2: 出資者と使用主、3: 同僚、4: 調査対象者、それぞれのへ義務の中に原則が並べられていた。それが 2010 年版では、(i) 前文の最後に義務の対象として上述の 4 者が語られ、(ii) 共有する価値という節が新設され、(iii) 原則は 12 に集約され、各項が短くなった。(iv) 原則の順序が変わった。(v) 2010 年版の付録「背景文書の説明」を加えても、全体として、1985 年版より短くなっている。

2.4 役割と戦略—ギリシャ政府等の介入に対する抗議声明や手紙 そのサイトの「役割と戦略」には、①宣言に関する政策と戦略は倫理諮問委員会 (ABE) の助言に沿い ISI 執行委員会と理事会で論議・決定されるとある。戦略として、▽統計家を支援する手紙、▽その国の当局に懸念の手紙、▽関係する国際的機関に関与を促すアプローチをとる、▽メディアが状況を知ることを保証する、を掲げる。②実際に、(i) 財政破綻に直面したギリシャで、2010 年代に債務負担額の統計作成をめぐる政府から攻撃を受け、最高裁でも有罪判決を受けたギリシャ統計局長を擁護する手紙や声明を発し、関連統計団体からの擁護を得ていること、(ii) アルゼンチンでの 2007 年の CPI 作成への政府の介入

による改訂で物価上昇率が低められたことに関する懸念の声明等。(iii)チュニジア統計局長が、政府に都合の悪い統計を作成したとして解任され、有罪にされようとする事態に関する問い合わせ、等を掲載している。

2.5 ISI-2010 倫理宣言の特徴

①NGO である ISI が、専門的統計家個人の倫理を与えている。②全体としての説明不足。③義務を尽くすべき相手別の原則が、相手抜きに配列されたことと、社会や公衆重視の見地の不足なのか、配列順序は説得力がない。④政府間の対立を生まないで、原則違反に対応することは一定の有効性をもつ。⑤戦略での④の対応は、統計の政治からの独立性への対処であるが、原則が、政府内の一般統計家の対応に十分な力を与えているかは検討の余地。

3. 合衆国統計学会の倫理規程

3.1 位置と経過 分散型連邦統計制度を代表する合衆国で 1839 年に創設された学会 (ASA) の倫理規程である。第 2 次大戦後の 1940 年代後半から、統計基準作成の動きや関連論文、また「暫定版」や「試験版」(1980 年代前半)も現われたが、公式な版 (Ethical Guidelines for Statistical Practice) の採択は 1999 年であった。2013 年から改訂の努力が始まり 2018 年 4 月 14 日に理事会で決定された。

3.2 構成と内容 ガイドラインは「目的」と A~E 項目別の合計 52 の原則を与えている。

(1)目的 ①ガイドラインは統計実践者の倫理的判断を助けること、説明責任の促進を意図。②統計実践家は専門的・有能・尊敬され倫理的に仕事する義務。③統計実践者はガイドラインの対立の中で優先度を必要とするかもしれないが、誠意をもってガイドラインに沿うべき。④専門性は害悪を避けて知識を前進させる。⑤諸ハラスメンや科学的不正行為を許さない。⑥諸原則は広い統計方法使用者等をガイドする。

(2)分野と諸原則

- A: 専門家のインテグリティと説明責任(7 原則)
- B: データと方法のインテグリティ(11)
- C: 科学/公衆/資金提供者/クライアントの責任(5)
- D: 研究対象への責任(7)
- E: 研究チームの同僚への責任(4)

F: 他の統計家あるいは統計実践者への責任(4)

G: 誤用の申し立てに関する責任(6)

H: 機関、個人、代理人や統計実践者を雇用する他のクライアントをふくむ雇用主の責任(8)

3.3 旧(1999年)版から新(2018年9版)へ

旧(1999年)版は、要約、前文、倫理原則の3部構成。前文は A:ガイドラインの目的、B:統計と社会、C:共有する価値(12項目)、を区分して2ページだったが、新版では小見出しなしに 2/3 ページに大幅に縮約された。この是非が問われる。

倫理原則の8つの論題分野数は変わらないが、新版では各原則分野の冒頭の短い説明文がついた。分野分類では旧版の「A:専門性 (professionalism)」が「A:専門的インテグリティと説明責任」とされ、新版では「B:データと方法のインテグリティ」を新設 (前版の分野「C:出版と証言での責任」が削除されたが、幾つかの原則が持ちこまれた)、前版の B:責任に「科学、公衆(に対する)」が追加されて新 C とされた。

原則は合計 57 から 52 へ。但し大きく再編成され、かつ、ほぼ全面的に書き換えられた。

3.4 ASA2018年ガイドラインの特徴

①言うまでもなく非政府機関による宣言である統計実践家個人に倫理原則を与えるものである。②全体として縮約された。前文は旧版に比して説明不足の感がある。③倫理原則の分野配列や内容には多くの前進が見られる。④前文に「害悪」への言及あり。

4. 小括

- 1) ①公的統計の原則や②品質保証枠組は、国家と統計機関が遵守すべきもの。③倫理原則は統計実践家や専門的統計個人が遵守すべきものである。ここでは法律や上司からの指示等の矛盾の下に置かれる統計家への示唆がある。国家機関とは別個の統計学会が、倫理原則を定めるのは妥当である。
- 2) ISI の専門的倫理と ASA の倫理規程を検討すると ASA の 2018 年版がより進んでいる。
- 3) しかしなお、これら規定の充分性は検討すべき。
- 4) 「統計不正問題」の再発防止と今後日本の統計システムの検討には、統計家個人のあるべき姿をえがき自らを律し、もって統計への社会的信頼をうるために統計倫理視角の論議が並行して必要と考えられる。

統計行政法規としての統計法と公的統計

森博美(東北・関東支部)

はじめに

公的統計の作成・提供業務は、いうまでもなく統計行政法規としての「統計法」(2007 年法律第 53 条)を根拠法規として遂行される行政行為に他ならない。今回の労働統計の不正問題をめぐっては、国会審議でもまたマスコミ等の報道でも、法治国家の根幹ともいえる行政法規に基づく行政遂行を逸脱した点には一切触れられてこなかった。本報告では現行統計法の要綱案審議過程で同法的前提とした法の精神などにも触れつつ、今回の逸脱行為が持つ意味やわが国の公的統計に及ぼす懸念を論じるとともに、今後わが国の公的統計が目指すべき方向などについて、主として統計制度論の観点から報告する。

1. 統計法要綱案審議時の法的前提

2006 年に現統計法の要綱案を審議した統計制度改革検討委員会では、国連統計委員会による「公的統計の基本原則」さらには旧統計法(1947 年法律第 18 号)が掲げていた「真实性の確保」等の目的を「その基本的な精神は今日なお継承すべきもの」と認識し、「わが国における公的統計の基本法制となるべき新たな法制度において・・・業務統計や加工統計も含む公的統計全般を念頭に基本となる原則」として以下の 8 点

- ①特定の利益や立場からの独立性
- ②現実の忠実な反映による信頼確保
- ③他の統計との比較可能性の担保
- ④統計に係る秘密保護
- ⑤情報源、作成方法、公表時期等の開示性
- ⑥速やかな公表
- ⑦最も適切な情報源・作成方法による作成
- ⑧利用者の需要に応じた形での提供

を確認している。なお、このうち①に関しては、国連統計委員会の「公的統計の基本原則」はそれが掲げる 10 原則の前文で、公的統計制度の高潔性(integrity)と作成される公的統計に対する公衆による信頼を得るための前提として「統計機関の専門的独立性と説明責任」が決定的に重要であると規

定されている。

2. 統計行政法規としての統計法

「統計法」第 60 条は「基幹統計の作成に従事する者で基幹統計をして真実に反するものたらしめる行為をした者」に対する罰則を規定している。今回の事案が明らかに統計法違反であると論断したのは、管見の限り[竹内 2019、伊藤 2019]だけである。にもかかわらず、国会審議やマスコミの報道はいずれも専ら「厚労省による組織的関与」や「官邸側の関与」といったいずれも問題の本質から外れた末節的論議に終始した。また、この問題に対して学会等から出された声明もその大半が行政法規とその運用としての統計行政という本質的論点には全く触れることなく、専ら学術的関心から公的統計に対する立場表明をするにとどまっている。そこでは、わが国の公的統計の実情、すなわちそれが調査実施環境の面で限界の状況に差し掛かっており、今回の一連の関係者による無責任な言動が公的統計制度に対する国民の信頼を喪失させ、公的統計そのものの存立基盤の崩壊に導きかねないものであるとの基本認識が欠如している。

そもそも法治国家における行政行為は行政法規を根拠に遂行されるべきものであり、仮にそれが実情に照らして不合理なものである場合には法律改正によりその修正を図り対処されるべきもので、その場合にあくまでも法の運用という行政行為の原則は維持される。

今回露見した労働統計をめぐる一連の不正の本質は、組織的関与の有無にではなく、統計法が制度的に規定している正規の手続きを経ることなく法からの逸脱が行われ、それが長きにわたって放置されてきたという「事実」そのものにある。このような逸脱は、法の統治による行政の遂行という社会の公正性担保の大原則を形骸化させたという意味で文字通り行政的犯罪行為に他ならない。この問題をめぐる論議はまさにこの点を中心軸として展開されるべきであったものとする。

現統計法では公的統計の作成、公表、利用面

での逸脱行為を想定して罰則規定を設けている。その一方で政府統計機関の専門的独立性については、委員会で法制度の基本原則の一つとして確認こそ行ったものの、具体的に条文等の形で明記するには至らなかった。国連の「公的統計の基本原則」の前文が謳う「統計機関の専門的独立性」についても、何等かの形で「統計法」に掲げることなども国民による公的統計への信頼確保の一助となりうる。当時の想定範囲を超えたものとはいえ、今回の一連の統計不祥事からの教訓として審議当時の不首尾を反省したい。

3. 世界の統計の動向とわが国統計の位置

現統計法も旧法と同じく分散型統計制度を前提に要綱案の審議が行われた。分散型の弊害を抑えるために、調査実施の共通基盤情報としてフレーム(事業所・企業データベース)を構築することで各府省が実施する調査の共通化を図るとともに、統計基本計画の策定とその実施状況全般を監督する組織として公的統計全体に対する司令塔機能を持つ統計委員会を設置した。統計の提供については府省横断型の公的統計の総合窓口(e-Stat)を機能させることで、調査実施分散型の統合システムとして制度設計が行なわれた。

制度官庁(政策統括官部門)による調整権限の行使が分散型の弊害克服の前提となるが、司令塔機能を持たせるべく設置された統計委員会も行政委員会ではなくあくまでも第三者機関として組織上位置づけられた結果、これまで十全に分散型統計制度の補完機能を果たしてきたとは言い難い。さらに分散型統計制度の場合、小規模な統計組織においては統計専門職としてのキャリアパスが実行できず、統計の専門的知識・基礎的素用を欠く者が統計部門を指揮する立場に立つというケースも少なくない。今回の労働統計をめぐる不正、一連の不正な事態は、ある意味では分散型という制度の特性と無関係ではない。

かつての分散型から集中型へと移行した英国なども含め、海外の公的統計制度では集中型を採用しているケースが多い。分散型として知られるフラン

スでは国家統計機関(INSEE)が統計情報分析学院(ENSAI)という統計技術職員養成機関とともに統計経済行政学院(ENASE)という上級職員養成機関を有し、その修了者を各省庁の統計部門に配置することでスタッフの面で分散型の弊害の除去に努めている〔西村 2007〕。

海外の主要国では統計調査実施について予算・人的資源さらには深刻な調査環境という状況の中で、1990年代以降相次いで統計法規を改正し行政情報の統計への利用に大きく舵を切った。他方、わが国では行政情報の統計利用の制度化に関しては未だ手つかずの状況にある。統計情報と行政情報が捉える現実は本来一体としての存在(entity)に他ならず、それぞれが依拠する法制度の違いによって区別されているに過ぎない。このような情報の制度的分断は、それぞれが潜在的に有する情報の不完全利用という意味で情動的社会的損失に他ならない。統計・行政上の秘密保護と両立した形での情報統合は、情報セキュリティの点でも現行のような分散型統計制度では困難であり、データ論の観点からも統計制度の在り方を抜本的に見直す時期にきているように思われる。

多様なデータが巷にあふれる現代、今回の事件を契機に本会でも公的統計の社会的意義や将来の在り方などに関する積極的論議の展開に期待したい。

〔文献〕

統計制度改革検討委員会(2006)『「統計制度改革検討委員会 報告」

西村善博(2007)「フランスの統計制度から学ぶもの」『統計オオイト』3月号

統計編集部(2019)「毎月勤労統計の不適切処理をめぐる問題の概要」『統計』5月号

竹内啓(2019)「毎月勤労統計不正問題とその背景」『統計』5月号

伊藤陽一(2019)「公的統計と統計機関はどうあるべきか(下)」『経済』6月号

川崎茂(2019)「品質管理と専門性の向上による信頼性の確立」『統計』6月号

地方自治体における中小企業振興と事業所調査

菊地 進（立教学院）

はじめに

地方自治体とりわけ小規模自治体においては、産業振興策を効果的に実施することが不可欠になっている。そのためには、地域の事業所の実態把握が不可欠であり、その際公的統計による応援が必要となる。本報告では、東温市、田川市を例に、そのあり方について整理を試みたい。

1. 中小企業振興基本条例の構成と支援主体の役割

人口減少が現実化する中、多くの自治体で、中小企業振興条例を制定ないし改訂し、地域産業振興に改めて取り掛かろうとしてきている。その成否の鍵を握るのが、条例をもとに設置される産業振興会議（円卓会議）であり、行政と事業者の役割である。

行政の役割として、必要な調査研究を踏まえ、効果的な振興施策を講じること、事業主の役割として、自主的な努力および創意工夫により、経営基盤を強化するとともに地域からの雇用を促すこと、そして、円卓会議の役割として、必要な調査研究を行い、効果的かつ実効性のある施策を市長に提案することが求められる。この三者の関係がしっかりかみ合うことが、中小企業振興の基本となる。

2. 全事業所調査としての東温市中小零細企業現状把握調査

愛媛県東温市は、2011年に市内全事業所を対象とする調査を実施し、その結果を踏まえ、2013年3月に『東温市中小零細企業振興基本条例』を制定した。そして、事業者、商工会、経営者団体、金融機関、教育機関、NPO等の委員より構成される「円卓会議」を立ち上げ、継続的な審議を行いながら、毎年の中小零細企業振興支援事業を実施してきた。

そして、調査から既に5年が経過したことや、その間に振興基本条例の制定や経済情勢など市内中小零細企業を取り巻く環境も変化したと思われることから、2016年度において再度全事業所調査を行った。

3. 浮き彫りになった経営力、人材育成力、連携力の大事さ

東温市条例6条では、事業者の自主的な努力・創意工夫による取り組みによって経営力を高め、もって経営基盤の強化を図ることが目指されている。これを事業者の役割として定め、そうした力をつけることを期待しているのである。

そうなると、経営上の課題や問題点のみでなく、経営力を高める取り組みがどのようになされているかについても捉えていくことが必要となる。宮城県白石市、南三陸町での調査を参考に、2016年東温市調査では、経営力、人材育成力、連携力を高める取り組みの有無について問い、それと業績との関係を見たのである。そうしたところ、それらが大事なことが見事に示されることとなった。

4. 肝要な総合計画と行動指針への結実

経営力、人材育成力、連携力を高める取り組みを進めることは、向こう5年間の成長見通しを高めることにも大きくつながっているように見ることもできた。こうして、中小零細企業支援を考えると、基礎に据えねばならない点があるが、よりはっきりしてきた。産業振興のための事業所調査で、必ずしも意識されてこなかった点である。

そうすると、中小企業振興を行政活動の中にしっかりと位置付けることが必要となる。そのためには、当該自治体の政策体系、とりわけ「総合計画」の中心課題の一つとして位置付けられていかなければならない。その第一歩として、円卓会議ならびに産業創出課で検討を重ね、2018年3月に『東温市中小零細企業振興「行動指針」』を制定した。①中小零細企業の経営基盤の強化、②中小零細企業の人材確保・育成、③中小零細企業による地域経済環境づくり、④地域経済の活性化に向けた連携の4つであるが、それぞれが多岐の枝項目に分かれ、調査結果を踏まえ、5年後の数値目標も設定された。今後、「総合計画」への反映も予定されているという。

5. 田川市における中小企業振興基本調査

東温市では、調査結果に基づき中小企業振興の数値目標設定が行われた。これは、事業所全数調査を実施したがゆえに、調査結果に基づく数値目標の設定が行いえたが、多くの自治体とくに小規模自治体においてはそうしたことはなかなか困難である。しかし、それでも自治体の担当課が市内中小企業者と認識を一にし、連携して取り組みを始めれば目標をもって中小企業振興を開始することができる。その際、やはり大事になってくるのが、自治体独自に事業所調査を実施することである。

田川市では、全事業所を対象としたが、郵送のため、回収率は35.7%に止まった。それでも、設問内容が地域に密着していたため、多くの熱い記述回答なども寄せられ、結果報告会では、地元高校生のプレゼンも行われ、地域振興に向け大きな一歩を踏み出した。

6. 経済センサスによる独自調査サポートの必要性—むすびにかえて

東温市と田川市の調査では、「経済センサス」の調査票情報が縁の下の力持ちとして大きな役割を果たした。まず、統計法33号第1号に基づき、名簿情報としての申請を行い、利用することが出来た。小規模市では、「事業所母集団データ」が利用できないためこの方法をとる以外ない。「経済センサス」であると、独自調査実施時点との差が生じてしまうが、そのことが逆に、短期間でも事業所に異動、改廃のあることがリアルに捉えられた。

しかし、これは入口で、名簿情報としてより重要であったのは、事業所・企業の産業格付けである。これは別途申請しなければならなかったが、独自調査では業種情報を正確に、詳しく取ることは難しく、「経済センサス」の調査票情報による補完、訂正がどうしても必要である。産業大分類であると、製造業が一つにまとめられるなど実態把握に支障を生じるため、中分類コードがどうしても必要である。

このほか、単独事業所・本所・支所の別、年間売上金額、経営組織、親会社の有無、親会社の所在地、土地及び建物の所有の有無などは、独自調査の個票データとマッチングさせることにより、新たな統計の導出が可能になる。まさに、「地方公共団体の作成する統計」となる。

経済センサス活動調査にみる東北「復興」 — 宮城県を中心に —

御園 謙吉（阪南大学）

1. はじめに

経済センサスが実施されてから今年で10年になる。しかし、これを用いた分析は、事業所・企業数、従業者数を扱ったものがほとんどで、活動調査では経理事項の調査項目もあるのに、それが十分に利用されているとは言い難い。活動調査は今までに2012年、16年調査の2回実施されているが、経理事項は調査前年1年間の数値である。つまり現在は、2011年と15年のデータを利用できる。

本報告は、宮城県下35市町村について、東日本大震災が起こった年と4年後の経営データを比較することで震災からの復興状況を見る。

2. 市町村別所得の把握

復興状況を捉えるためにまず、宮城県統計課「市町村民経済計算」で市町村GRPを検討すると、2011年度から15年度にかけての県内増減率は、全県で6.7%、最大値は98.8%(涌谷町)、最小値は-58.5%(色麻町)、全35市町村の単純平均は8.8%、マイナス成長である市町村数は10である。なお、内閣府の県民経済計算の県内総生産で4年間の増減率を見ると、全国が3.0%であるのに対して宮城県は19.5%である。このことからすれば、一部の市町村以外は経済復興しつつあると言える。

ただ、市町村GRPは全国一律(同基準)では把握できない(宮城県のものも、仙台市とそれ以外は推計方法が異なる)ので、経済面での成長を正確に相対的にとらえることはできない。そこで、総務省「市町村税課税状況等の調」で1人当課税対象所得を見ると、全国平均が3.55%増であるのに対して、宮城県は3.70%増である(各市町村値単純平均では、全国=2.78%増、宮城=3.31%増)。

なお、RESASの「地域経済循環マップ」では、震災前年の2010年と2013年の状況がわかる。

3. 経済センサス活動調査について

基礎調査、活動調査ともに5年に1度の調査である。調査予定年は当初、前者は、2009(H21)年、2014(H26)年、2019(H31)年、後者は、2011(H23)年、2016(H28)年、2021年であった。ただし、2011(H23)年に予定されていた活動調査は、2012(H24)年に変更された。

活動調査の「企業等に関する集計」では、売上額の他、諸費用の調査項目がある。ただし、一部の項目は、必要な数値が得られた事業所・企業を対象として集計しており、また、数値が得られた場合でも秘匿されている市町村もある(宮城県下では、例えば2016年調査の仙台市の運輸業、郵便業)。

4. 財務指標による対全国比較

これから、様々な財務指標を算出できる。そのうち、(この予稿では)付加価値率、利益率、労働分配率をとりあげて、それらが震災後にどう変化したかを産業別に見る。この3指標と関連指標を産業大分類別に、全国比較しながら検討することで生産全般、企業経営、労働報酬の側面から復興状況を見る。

ここで、2012年調査では「A~B 農林漁業」の集計があるが、2016年調査ではこの集計がないので、「A~R 全産業」(1737市町村)と「C~R 非農林漁業」から「A~B 農林漁業」(1478市町村)を算出した。逆に、2012年調査では「A~R 全産業」集計値が記載されていない。この点は後述する。

以下の表では、紙幅の都合で関連指標と増減率他の数値は略し、全国との比較(宮城>全国の場合、「高」)および2011年から15年にかけての増減の増加(△)のみ示してある。

表1 宮城県の諸指標（対全国）

業 業	集計市町村数		付加価値率				利益率				労働分配率			
	全 国	宮 城	2011 比較	2015 比較	全国 増減	宮城 増減	2011 比較	2015 比較	全国 増減	宮城 増減	2011 比較	2015 比較	全国 増減	宮城 増減
A～B農林漁業	1280	25	高	高	/	/	高	/	/	/	高	高		
C鉱業、採石業、砂利採取業	115	1	高	高	/	/	高	/	/	高	高			
D建設業	1683	34	高	高	/		高	高	/	/	高	高		
E製造業	1644	35	高	高	/		高	高	/	/	高	高		
F電気・ガス・熱供給・水道業	36	1	高	高	/	/	高	/	/	高	高			
G情報通信業	607	8	高	高	/	/	高	/	/	高	高			
H運輸業、郵便業	1403	31	高	高	/	/	高	高	/	/	高	高		
I卸売業、小売業	1684	35	高	高			高	高					/	
J金融業、保険業	791	16	高	高	/	/	高	高			高	高	/	
K不動産業、物品賃貸業	1258	27	高	高	/	/	高	/	/	高	高			
L学術研究、専門・技術サービス業	1281	28	高	高	/	/	高	/	/	高	高			
M宿泊業、飲食サービス業	1554	35	高	高			高	高	/	/				
N生活関連サービス業、娯楽業	1519	29	高	高	/	/	高				高	高		
O教育、学習支援業	1113	27	高	高			高				高	高	/	
P医療、福祉	1602	31	高	高			高	高			高	/	/	
Q複合サービス事業	380	7	高		/		高					/	/	
Rサービス業（他に分類されないもの）	1630	34	高	高					/	/	高	高		
以上17分類(S公務を除く18産業)	高・/の数		16	15	6	9	9	10	7	11	11	11	3	5

左表を簡単にまとめると、付加価値率は全国水準より高く、2011年からの増加業種も全国より多い。利益率も相対的に好調である。労働分配率は、減少した業種が多い(空欄は、「/」)。

次表は、沿岸部16市町村についてまとめたものである。

表2 宮城県沿岸市町村の諸指標（対全国・全県）

沿岸 16市町村	集 計 数	付加価値率						利益率						労働分配率									
		2011 対全国	2015 対全国	2011 対全県	2015 対全県	全国 増減	宮城 増減	沿岸 増減	2011 対全国	2015 対全国	2011 対全県	2015 対全県	全国 増減	宮城 増減	沿岸 増減	2011 対全国	2015 対全国	2011 対全県	2015 対全県	全国 増減	宮城 増減	沿岸 増減	
AB農林漁	10	高	高	高		/	/						/	/	/	高	高	高	高				
C鉱	1	高	高	—	—	/	/	/		高	—	—		/	/	高	高	—	—				
D建設	16	高	高			/			高	高			/	/	/	高	高	高	高				
E製造	16	高	高	高	高	/	/	/	高	高	高	高		/	/								
F電ガ水	1		高	—	—	/	/	/		高	—	—	/	/	/	高		—	—				
G情報	6	高	高			/	/			高	高	/	/	/	高	高	高	高					
H運輸	13		高			/	/			高			/	/	/	高	高	高	高				
I卸小売	16	高	高					高	高	高													/
J金融	7	高	高	高		/	/	高	高	高					高	高			/	/			
K不動産	13	高	高		高	/	/	高	高	高		高	/	/	高	高							
L学術	14	高	高			/	/						/	/	高	高	高						
M宿飲食	16	高	高		高				高			高		/				高	高				
N生活娯楽	12		高			/	/		高		高				高	高		高					
O教育	12							高		高						高	高						/
P医療福祉	13	高	高		高			高	高						高		高	高	/	/			
Q複合サ	5	高		高	高	/			高		高							高	高	/	/		
R他サ	16	高	高										/	/	高	高	高	高					
高・/の数		13	15	4	5	6	9	9	6	12	4	6	7	11	7	12	10	9	7	3	5	0	

付加価値率については全県と同様に、ほとんど全国より高いが減少した産業が半数あり、対全県では低い産業が多い(空欄は、「低」)。利益率も対全県では低い産業が多く、減少した産業も多い。労働分配率は、全ての産業が減少していることが目立つ。

5. まとめと展望 — 経済構造実態調査の利活用も見据えて —

このように、経済センサス活動調査の「企業等に関する集計」を利用すれば、サービス産業を含めた市町村レベルでの経済情報を産業別に豊富に得られる。ただ、大分類でも(農林漁業を1つとして)17業種あるので、2012年調査のように産業別掲載だけであると、総括的把握に不向きである。また、産業別掲載であることにより秘匿されるというデメリットもある。2016年調査のように「全産業値」を示し、そこでは、市町村値でも全ての調査項目値が掲載されるべきである。

また、ここでは調査時期の関係で経理項目値が2011年と2015年であったが、復興とは災害前以上の水準に達することである(時期の点ではRESASが都合よい)。経理項目を把握できるのが5年おきという限界が惜しまれる。

しかし、今年から活動調査を実施する年を除く毎年実施される、経済構造実態調査が始まった。GDPの7割を占めるサービス業の付加価値構造がより精度よく把握出来るようになることを期待したい。

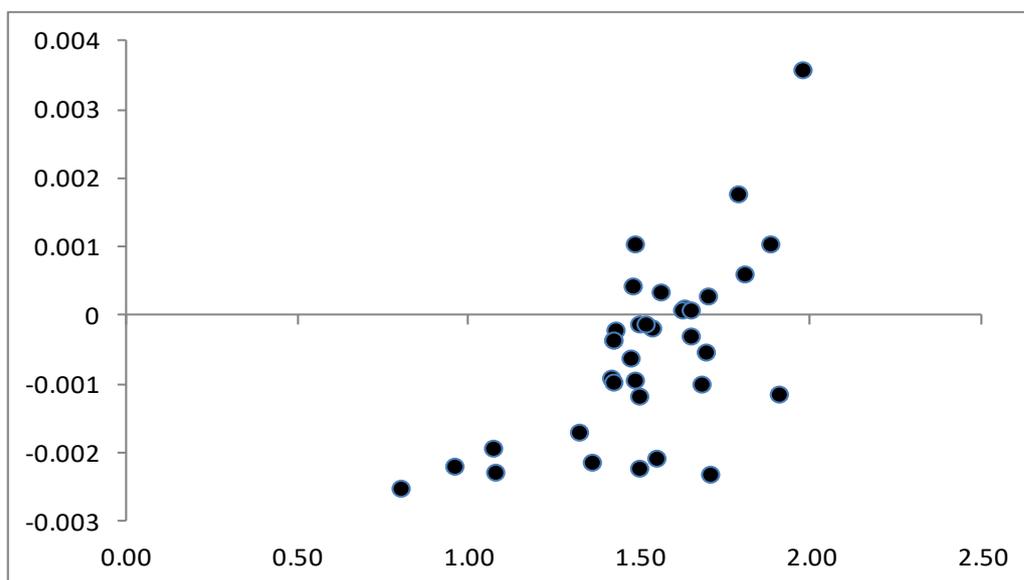
人口移動と合計特殊出生率

— 静岡県市町別データによる分析の試み —

上藤一郎（静岡大学）

本報告では、静岡県の人口移動に関する地域分析の試みとして、2015年における静岡県内 35 市町の人口移動と合計特殊出生率との相関関係を示し、その要因を検討することが目的である。

結論の一部については、既に上藤（2019）で論じておいたが、簡単に分析結果を纏めておくと次のようになる。一般に、都道府県別の地域区分においては、各都道府県の移動率、特に純移動率と合計特殊出生率との間に相関関係は認められなかった。しかしながら、都道府県別ではなく、市町村別にみても同様な結果が得られるかどうかを検証するため、2015年の静岡県内の 35 市町における合計特殊出生率と年齢階級別（5歳階級別）純移動率の相関行列を試算してみたところ、「25～29歳」の純移動率が、総数・男女ともに 0.5 を超える強い相関が示された。これは、合計特殊出生率の低い市町は純移動率も低く、合計特殊出生率の高い市町は純移動率も高いことを意味している。注意を要するのは純移動率の「低さ」にはマイナスの数値、つまり流出過多を示す数値が含まれていることである。



この点を確認するために用いたのが上図の散布図である。横軸に市町別合計特殊出生率、縦軸に市町別純移動率を示しているが、純移動率がマイナス値の市町が多数存在しており、また両変数の関係がほぼ線形であることはこの図から明らかである。なお、純移動率にベイズ推定値を用いて相関係数を試算したところ 0.64 となり、実際の数値を用いた場合と同様の結果が得られた。

このような統計的事実から、当該世代の流出入は各市町における合計特殊出生率の格差に影響する一因であると推察される。従って、この点について検討すべき論点は次の二つである。

第一の論点は合計特殊出生率の定義式から派生する問題である。移動した当該年齢階級における女性人口の出生率が移動前の出生率と同じであれば、合計特殊出生率の変動に作用することはない。それにも拘わらず、当該年齢階級の人口移動と合計特殊出生率にプラスの相関が認められたのであるから、理論的に考えられ得るのは、移動した当該年齢の女性人口における出生率が移動前の出生率と異なるということである。恐らく移動した女性人口の有配偶率が合計特殊出生率の高低に関係していると考えられるが、それは男性の25～29歳と30～34歳における純移動率と合計特殊出生率にも高い相関が認めることからも傍証できる。

第二の論点は県外移動率の影響である。基本的に合計特殊出生率と相関のある当該年齢階級の女性人口の移動が県内移動だけであれば、静岡県全体の合計特殊出生率に影響を与えることはない。しかしながら、この女性人口の多くが県外へ流出していくことになると、それは市町のみならず県全体の合計特殊出生率にも影響を与えることになる。そこでこの点を明らかにするため、静岡県とその近隣諸県並びに東京都との人口移動について、流出数の構成比、純移動交流率、移動効果指数などの人口指標を試算して検討した。その結果、当該年齢の移動については、特に女性の東京集中傾向が強く、女性の東京指向がはっきりと示された。

本報告では、以上の分析結果の詳細についてまず報告する。続いて、その結果に基づき、現在進めている要因の検証結果の一部について報告する。具体的には近隣諸県の市町村別純移動率と合計特殊出生率の相関関係である。つまり上述で得られた結論が、静岡県に特殊な現象なのか、あるいは近隣諸県でも同様に認められる現象なのか、この点を明らかにする。更には、静岡県で観測された特定の年齢層の純移動率と合計特殊出生率の相関関係の要因について、上藤（2019）では検討できなかった論点と問題点について報告する。

参考文献

- 上藤一郎（2016）、「労働の域内移動」、山下隆之編『地域経済分析ハンドブック－静岡から学ぶ地域創生－』晃洋書房、61～85頁。
- 上藤一郎（2019）、「人口移動の統計」、山下隆之編『人口移動の経済学』晃洋書房、103～119頁。
- 大友篤（2002）、『地域人口分析の方法－国勢調査データの利用の仕方－』日本統計協会。
- 岡崎陽一（1993）、『人口分析ハンドブック』古今書院。
- 石川義孝編（2007）、『人口減少と地域－地理学的アプローチ－』京都大学学術出版会。
- 丹後俊郎（2000）、『統計モデル入門』朝倉書店。
- 松原望（2010）、『ベイズ統計学概説』培風館。

国勢調査パネルデータから見た居住形態別人口動態

長谷川普一（新潟市都市政策部 GIS センター）

1. 自治体の政策と将来人口推計

自治体にとって人口は政策を決する重要な要因のひとつである。例えば学童人口は小学校の適正配置に用いられ、下水道処理区域内人口はインフラ投資の妥当性と関連する。行政サービスは年代や社会的属性に応じた需要への対応が求められるのである。人口は自体内部で地理的に偏りを持って存在し、時間の経過とともに規模や構造が変容する。各政策で前提とする人口が変容することは都市経営における課題の提起である。行政サービスを途切れること無く維持するためには政策に対応した人口推計が求められる。

多くの自治体では国立社会保障・人口問題研究所（社人研）が作成した将来人口推計を用いている。推計値は政策効果の指標として引用されることが見られる一方で、市区町村全体の集計値は、各政策が前提とする空間領域の推計値とはなっていない。社人研の推計値が市区町村単位としていることは、仮定値の根拠となる公的統計などのデータに起因した制約や学術的な確からしさを担保しなければならない理由からである。このような推計環境は、自治体にとっても同様であることから、現状では各政策に必要とされる空間領域での将来人口推計値が得られていない。

2. 新潟市における公的統計と行政情報をリンケージする必要性と課題

新潟市では行政分野を横断して活用し得る極小領域の将来人口推計値の算出を目指している。その作業の一環として個人属性別人口動態の把握を必要としていた。人口動態については住民基本台帳から移動時点とともに男女あるいは年齢別に把握できる。しかし、住民基本台帳は居住期間、住居の種類といった属性情報を登録していないことから、例えば『常住地における継続居住期間別人口動態』などは明らかにすることができない。一方、国勢調査は、個人・世帯属性の他にも 5 年前の常住地と現住地の移動、居住期間、住居の種類など、豊富な情報を有している。ただし、調査対象は期日現在の客体に限定されることや調査結果が年次間で連結した縦断情報ではないことから、各種属性の変化を子細に捉えることはできない。

3. 公的統計および行政情報の特性と統合マイクロデータ

図1は 2010 年、2015 年の国勢調査および 2010 年から 2015 年までの住民基本台帳パネルデータの観測イメージである。観測対象である A から D、4 名の居住期間は、各々の情報取得の特性から完全ではないことを表している。

図1①の国勢調査では居住開始時を調査項目として観測している。ただし、期日時点で切り取られた静態情報のため、2010 年から 2015 年に至るまで死亡や転出した A、B の情報を 2015 年で捉えることはできていない。市内移動や継続居住している C、D については調査年次間をリンクする個体識別番号がないので縦断情報となっていない。

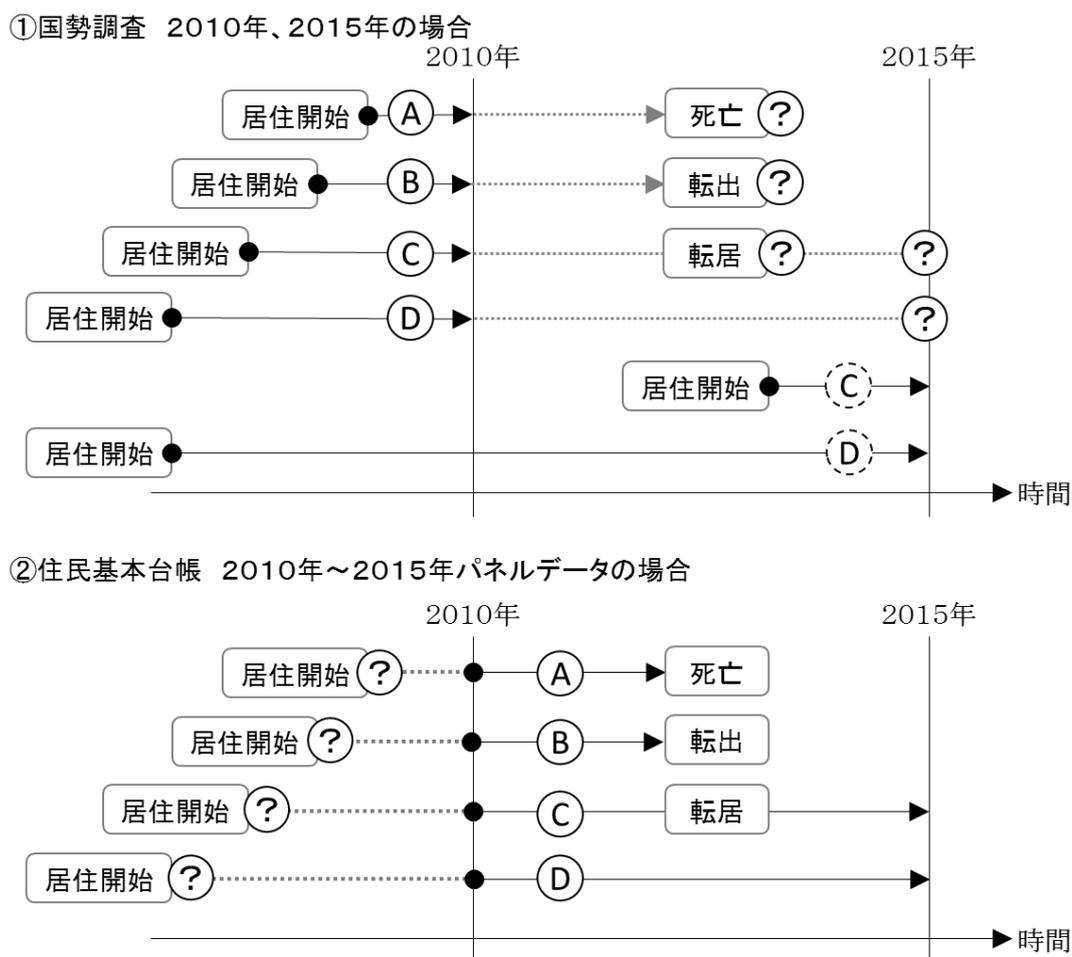
同様にして図1②の住民基本台帳パネルデータを見れば、2010 年から 2015 年に至るまでの A から D、4 名の移動にかかわる事象は観測し得る。他方、いずれの時期から居住を開始したのかは知り得ず居住期間は特定できない。

これら公的統計と行政情報の有する課題は、国勢調査と住民基本台帳をマイクロレベルで統合することで解決し得る。

そこで、新潟市を対象地域として、統計法 33 条利用申請により許可された 2010 年と 2015 年国勢調査の調査票情報と時期を同じくする住民基本台帳の登録情報とを個体レベルで照合しデータリンケージを実施した。

本報告では国勢調査と住民基本台帳の照合作業手法や作業結果により得られた国勢調査年次間の統合マイクロデータから得られる政策的含意について述べるものである。

図1 公的統計と行政情報の観測イメージ



[参考文献]

1) 森博美 (2018)『データの統合利用から見た公的統計の現状と展開可能性』経済統計学会, 第 62 回 (2018 年度) 全国大会報告要旨集 p41-42

人口移動が親との同居率の地域較差に与える影響の検討

丸山 洋平（札幌市立大学）

はじめに

日本社会は人口減少・少子高齢化が地域差を伴って進行する社会であり、地方創生の潮流の中、人口指標の地域間比較が盛んに行われ、それぞれの地域特性を把握する試みがなされている。しかし、その際に用いられる人口指標は、国勢調査を始めとした静態統計から算出される任意の時点における何らかの率・割合であり、その時点に至るまでの地域別の人口動態、とりわけ人口移動の影響がほとんど考察の対象になっていない。例えば、30歳女性の有配偶率の地域間比較をする場合、有配偶率は結婚する女性が多ければ高くなるが、未婚者の流出が大きくても高くなってしまふ。そのため有配偶率の地域較差は、結婚選択率の地域較差を必ずしも意味しないことになる。こうした状況は完全失業率や出生率、本報告で分析対象とする親との同居率といった他の人口指標でも同じように生じているはずである。任意の時点の静態統計から得られる人口指標の地域較差は、(1)過去に生じた人口移動の地域較差が反映されているに過ぎないのではないか、(2)当該指標の状態になる確率・選択率等の地域較差を意味していないのではないか、(3)一見すると地方圏にとってポジティブな情報に見えやすいため、かえって本質的な地域課題から目を背けることになっているのではないか、というのが本研究の基底的な問題意識である。

1. 研究の目的と内容

本報告では親との同居率の地域較差に対する人口移動の影響を分析する。親との同居率の高さは、親子の繋がりや強さを示すものとしてしばしば好意的に解釈されるが、これにも上述する人口移動の影響がある。親の人口移動が十分に小さいと考えれば、地域から流出する者は親と同居しない者であり、その規模が大きいほど当該地域の親との同居率は高くなる。したがって、親との同居率、すなわち親子同居という家族形態をとる人々の割合の地域較差が、親子同居を選択する家族形成行動の地域較差を示してはおらず、その値の高さは単に人口流出の激しさを表しているにすぎない可能性がある。

こうした点を踏まえ、本報告では都道府県スケールで出身地別親との同居率と現住地別親との同居率を比較し、過去の人口移動が任意の時点における親との同居率の地域較差にどのような影響を与えているのかを明らかにすることを試みる。分析対象は昨今の晩婚化、途中同居傾向を踏まえて30～49歳の有配偶者とし、同居する親は自分の親と配偶者の親のどちらでも構わないとする。分析には国立社会保障・人口問題研究所が2016年7月1日に実施した第8回人口移動調査の個票データを利用する(熊本地震の影響があり、熊本県は分析対象から除外している)。当該調査ではライフイベントごとの居住地を調査しており、本報告では中学卒業時居住都道府県を出身地とし、出身地都道府県と現住都道府県と一致する者を「残留者」、一致しない者を「移動者」として移動歴を分類する。

2. 分析結果

図1は、親との同居率について出身地別と現住地別(2016年調査時点)の値を都道府県別に比

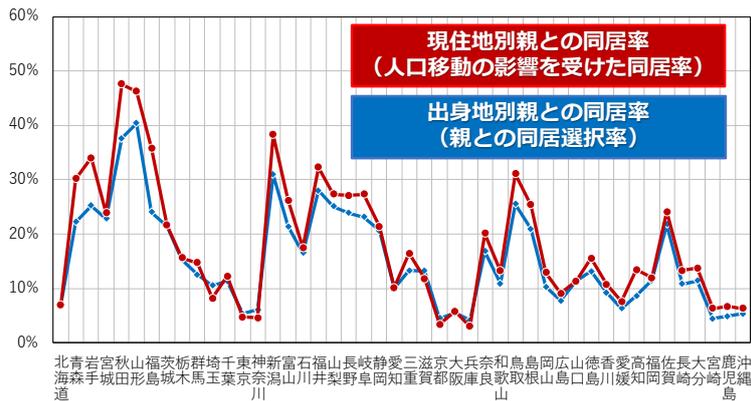


図1：出身地別・現住地別の親との同居率の比較
(30～49歳有配偶、男女計)

資料：国立社会保障・人口問題研究所（2016）『第8回人口移動調査』

に親との同居率が高くなることを意味している。このように人口移動の影響による親との同居率の違いはあるが、両値の相関係数は0.981であり、地域較差の特徴はほとんど同じであった。これは静態統計として得られる親との同居率の地域較差を、出身者の親との同居選択傾向の地域較差として考えても大きな問題がないことを示している（ここでいう地域較差は順序のこと）。

人口移動の影響をさらに調べるために、人口流出の後に人口流入が起きるといった単純化した状況を考えてみたい。このように考えることで地域人口は、現住者⇒（人口流出による減少）⇒残留者⇒（人口流入による増加）⇒現住者というように変化することになる。なお、流出者は上述した移動者を出身地別に集計した値、流入者は現住地別に集計した値である。この時、46都道府県の親との同居率の範囲（最大値－最小値）は、出身者の同居率が36.3ポイント、残留者の同居率が48.5ポイント、現住者の同居率が44.6ポイントであり、地域較差は流出によって34%拡大し、流入によって8%縮小し、結果として人口移動によって23%拡大している。流出者と流入者の同居率の範囲はそれぞれ14.7ポイント、24.6ポイントであり、流入者の地域較差の方が大きい。これは流出が概ね離家行動を示すのに対し、流入が結婚移動およびその結果としての配偶者の親との同居を含んでいることに起因すると考えられる。こうした差異があるために、現住者の同居率の地域較差は出身者よりは大きいものの、残留者よりは小さくなる。

3. 結語

分析からは大都市圏を中心とする一部の都府県を除き、出身地別親との同居率よりも現住地別親との同居率の方が高く、人口移動によって親との同居率が上昇していることが明らかとなった。すなわち、静態統計として得られる親との同居率の地域較差ほど、同居選択率の地域較差は大きくないということである。ただし、両値の地域較差の特徴はほぼ同じであり、順序という視点であれば同居率の地域較差から同居選択率の地域較差を把握しても大きな問題がないことも同時に明らかとなっている。こうした結果が得られたのは、残留者の同居率が同居選択率の地域較差を反映しており、出身者に占める残留者の規模が十分に大きいことが要因であると考えられる。このことは市町村等のより小さい地域スケールで親との同居率の地域較差を考える場合、社会減少の規模が十分に大きければ同居選択率と同居率の地域較差の傾向が一致しなくなる可能性を示唆しているともいえる。いずれにせよ、静態統計から得られる人口指標の地域較差は、人口移動の影響を考慮したうえで慎重に扱う必要があることは指摘できよう。

品目特性格別指数を考慮した実質賃金指数の動向と地域差の検証

鈴木 雄大（北海学園大学）

はじめに

2018 年末から 2019 年初にかけて、厚生労働省「毎月勤労統計調査」（以下、毎勤）に関するいわゆる「統計不正問題」が注目を集めた。日本の名目賃金指数、実質賃金指数は、他の先進主要国と比較しても低い水準にあり、両指数ともに 1990 年代後半をピークとして低下してきた。これらの指数は毎勤の結果から算出されるものであり、今回の問題を受けて公表された平成 24 年から平成 29 年までの「きまって支給する給与の再集計値」と当初の結果とでは、平均 0.6%の乖離が生じた。毎勤の結果は失業給付の算定や労災保険の保険給付の改定基準として利用されるなど、国民の生活に大きな影響を与える。物価変動分を除去した実質賃金指数は、労働者の生活実態を把握するためにしばしば用いられる指標であるが、毎勤の実質賃金指数は、名目賃金指数を消費者物価指数（以下、CPI）の「持家の帰属家賃を除く総合」（以下、除持家）で除すことで算出される。

1. 実質化に用いられる物価指数と報告の目的

毎勤で実質賃金指数を算出する際に利用される物価指数は、CPI（除持家）であるが、ここから論点として次の 2 点を挙げるができる。第 1 に、労働者の生活実態を把握するという目的を考慮すると、勤労者世帯を対象とした物価指数を用いる方が適切であるとの考え方である。第 2 に、近年の「基礎的支出 CPI」（支出弾力性が 1 未満）が「選択的支出 CPI」（支出弾力性が 1 を超える）を上回る状況では、収入階級によって実質賃金指数に差が出る可能性が高い。厚生労働省によれば、消費の全体の動向を把握するものが適していると考え、より多くの世帯を対象として含めている総合指数を利用している。また、持家の帰属家賃を除いた指数を利用するのは、1970 年以前の CPI がこれを除外していたことから、統計の連続性を重視したためである。

本報告では、品目特性格別指数を考慮して勤労者世帯の収入階級別に試算した実質賃金指数を示す。また、賃金指数は同一地域内での変化を捉えるものであるため、地域間の水準の差を反映した指数の試算結果を示す（本報告では、全国平均と比較した北海道と東京のみに限定する）。

2. デフレーターの種類別実質賃金指数の推移

実質化のためのデフレーターとして、基礎的支出 CPI、選択的支出 CPI、勤労者世帯 CPI（除持家）を用いた際の「現金給与総額」の実質賃金指数の推移を見ると（いずれも 2015 年=100、以下同様）、相対的に指数値が高い基礎的支出 CPI による実質賃金指数が、選択的支出 CPI による実質賃金指数よりも大きく下落している。また、「二人以上世帯のうち勤労者世帯」に限定した CPI による実質賃金指数は、公表値と大きくは乖離していないが、指数値として最大で 0.8 ポイントの差が生じた（図 1）。この傾向は「きまって支給する給与」に関しても同様である。

3. 年間収入階級別の実質賃金指数と実質可処分所得指数

基礎的支出と選択的支出については、その定義から明らかなように、収入が少ない世帯では消費支出に占める基礎的支出の割合が高く、選択的支出の割合は低い。収入の上昇に伴って選択的支出の割合が高くなっていく。二人以上世帯のうち勤労者世帯に関して、収入階級五分位別に基礎的支出と選択的支出の割合をウェイトとして、それぞれ基礎的支出 CPI、選択的支出 CPI に乗じたものを合計し、これをデフレーターとして実質賃金指数を算出した。結果をみると、下位の年間収入階級ほど実質賃金指数の下落が大きく、2015 年基準でみた 2000 年時点で、

第1五分位と第5五分位では指数値で2.1ポイントもの差がある（図2）。また、直接税および社会保険料で構成される非消費支出の増大に鑑み、家計調査のデータを利用して可処分所得について実質指数を算出したが、想定していたような、可処分所得指数が賃金指数を上回るように大きく下落している等の結果は得られなかった。

4. 実質賃金の地域差の検証（一部）

物価水準、物価の変動に関しては地域差が存在するため、地域別の実質賃金の変動も異なることが予想される。北海道および東京都について、消費者物価地域差指数を利用して地域間の物価水準の相違を除外し、各地域のCPIで実質賃金指数を算出すると、北海道、東京都ともに全国水準と比較して低い水準にある（図3）。他方で、実質賃金指数はある地域における相対的な変動を表しているが、他地域との水準の比較はできない。そこで、消費者物価地域差指数と地域別のCPIを利用して実質賃金の水準を比較すると、全国平均を100としたときの北海道の実質賃金水準は90を下回り、東京都は直近で120を上回る水準となっている（図4）。

5. 今後の展開

今後さらに検討すべき事項として、以下の3点を挙げておく。第1に、賃金指数はあくまでも平均値として算出されているため、労働市場の動向と合わせてより詳細に検証する必要がある。第2に、可処分所得指数が想定されていたように大きな下落率となっていない点である。家計調査および毎勤のデータについて詳細に検討する必要がある。第3に、地域差の検証について、今回の結果を他の府県にも拡大し、全国的な傾向を明らかにすることである。

図1

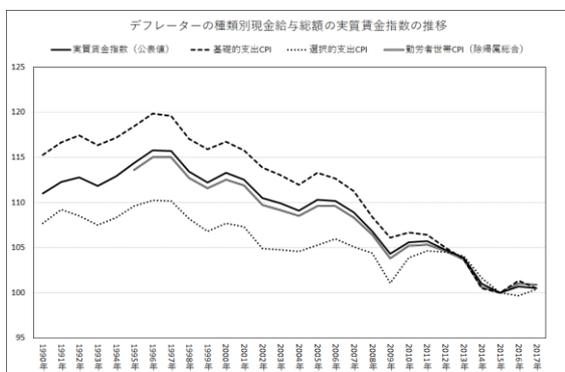


図2

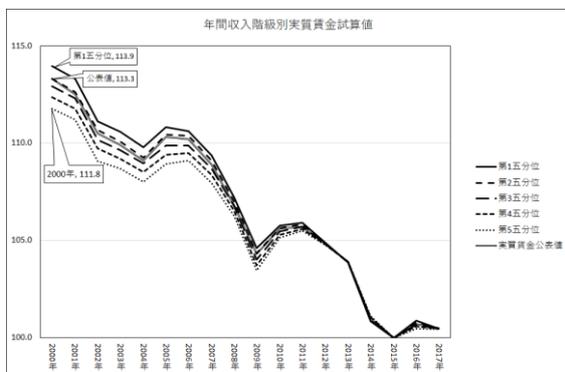


図3

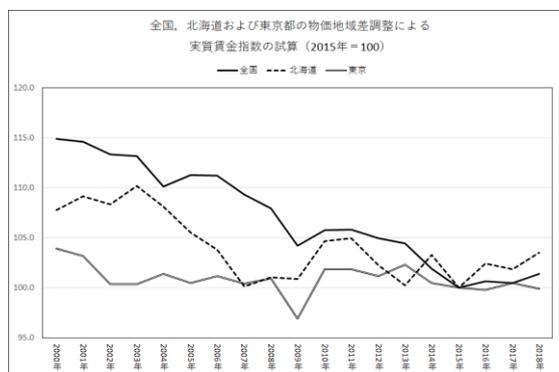
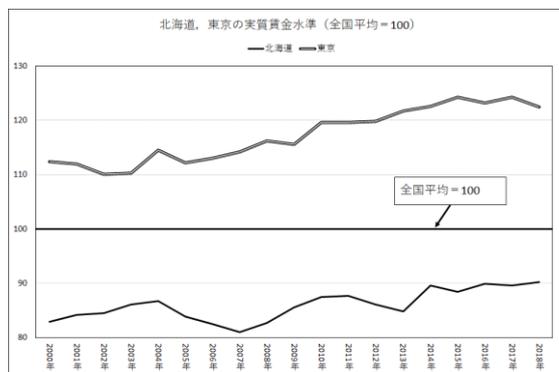


図4



2020年基準消費者物価指数(CPI)における「葬儀料」の採用について

松下 真紀（総務省統計局統計調査部消費統計課物価統計室）

武井 大（総務省統計局統計調査部消費統計課物価統計室）

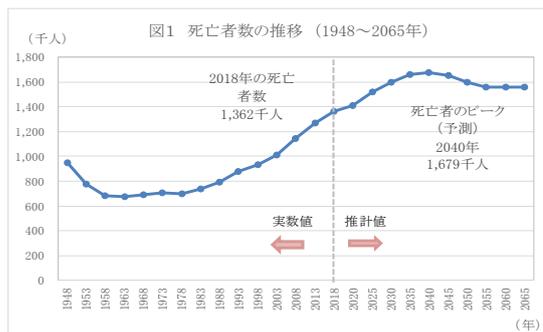
はじめに

日本における死亡者数及び葬儀業の市場規模は年々増加傾向にある。家計消費支出に占める葬儀料への支出の割合もすでに一定程度を占めており、今後も増加することが想定される。このため、当室では、関係団体に協力を得て、市場の動向、慣習による地域性などの実態を把握し、実査可能性等を検討した結果、2020年基準の消費者物価指数で採用可能と判断した。本報告では、最近の葬儀市場の動向や葬儀料の把握方法等について紹介する。

1. 葬儀市場の概況

高齢化の進む日本において、死亡者数の増加は一貫して続いており、今後も2040年のピークまで増加が見込まれる。また、葬儀業の市場規模は、拡大傾向にある。

2017年家計調査の結果では、葬儀関係費の消費支出(1万分比)は53である。消費者物価指数の調査品目の選定基準である1万分の1以上をすでに満たしており、今後もさらなる増加が見込まれる。



出典：厚生労働省「人口動態統計」
国立社会保証・人口問題研究所「日本の将来推計人口」



出典：矢野経済研究所「日本マーケットシェア事典2018」

2. 葬儀料の調査実施可否の検討

(1) 消費者物価指数における葬儀料

いわゆる「葬儀費用」の範囲は一般的に様々あるが、消費者物価指数で捉える葬儀料の範囲は、死亡から告別式(初七日法要を告別式当日に行う場合も含む)の間に係る費用とし、葬儀事業業者に支払う葬儀本体費用及び葬儀飲食費用、並びに火葬料と定めた。なお、宗教者に支払うお布施等は「信仰・祭祀費」にあたり、指数の対象範囲から除外される。

(2) 葬儀料の調査実施の可否

葬儀料の現状の把握、現在の調査実施の可否の検討を行うため、葬儀事業者の多くが加盟する協会及び事業規模の異なる複数の事業者からヒアリングを行った。その結果、葬儀の小規模化及び簡易化に伴い、葬儀に含まれるサービス(棺、祭壇など)が、一部の例外を除き全国的にほぼ共通化され、円滑な価格収集が可能であることが確認できた。また、葬儀料は、カレンダー要因による価格変動がなく、調査日の指定が可能であることを確認した。

次に、葬儀料の価格調査の実施の可否を判断するために、全国167市町村において葬儀サービスの提供状況について調査を行った。調査項目は、関係団体や葬儀事業者へのヒアリング

を元に、実際の価格調査を想定して設定した。結果は表1の通りであり、一部の項目を除き、ほとんどの項目で価格調査が可能であることを確認した。

価格記入可の割合が低かった項目のうち、火葬料は、喪主が葬儀事業者を通さず、自治体や火葬場などに直接支払いを行うため、葬儀事業者が価格を把握していないことが多かった。香典返し、火葬場控え室は、地域によっては慣習がないなどで利用が少なかった。

表1 葬儀サービス内訳ごとの「価格記入の可否」の状況（2018年11月実施出回り状況調査結果）

費用 種類	項目	調査項目	価格記入可の割合 (%)	
			都道府県庁市 (回答数50事業所)	全調査市町村 (回答数160事業所)
葬 儀 本 体 費 用	遺体の搬送	①寝台車 (10km, 深夜は除く)	100.0	98.1
	ドライアイス	②ドライアイス (20~40kg)	100.0	99.4
	納棺	③枕飾り	98.0	96.9
		④棺 (布棺, 白, 普通品)	100.0	100.0
		⑤棺用布団	100.0	98.8
		⑥防水・防臭シート	90.0	90.6
		⑦仏衣 (白, 普通品)	100.0	99.4
		⑧納棺支援 (清拭, 化粧 (髪剃り含む), 着替え, 納棺等)	98.0	97.5
		⑨位牌	100.0	98.1
	運営・設営・司会進行, 案内	⑩通夜・葬式 (告別式) の設営・運営・司会進行, 式場案内の料金×2日分	94.0	96.3
	受付用品	⑪芳名カード (芳名帳), 受付用筆記用具, テーブル, 看板など受付に必要な用品一式の料金	96.0	93.1
	斎場	⑫斎場の利用料 (民営, 火葬場併設斎場を除く) ×2日分	94.0	92.5
	祭壇	⑬祭壇一式 (生花祭壇, 幅200~270cm, 一般的な花材)	98.0	99.4
	遺影	⑭遺影写真 (四つ切り, カラー, 黒縁額付き)	100.0	99.4
		⑮祭壇用遺影 (ライトパネル)	100.0	94.4
	焼香用品	⑯焼香用品一式 (線香, ろうそく)	96.0	96.9
	供花	⑰供花 (2対)	98.0	98.8
	返礼品	⑱会葬礼状×50人分 (35名分+予備15名分)	100.0	98.1
		⑲会葬御礼 (タオル等) ×35人分	92.0	93.1
		⑳香典返し (緑茶又はコーヒーとお菓子のセット) ×35人分	78.0	76.9
	出棺	㉑霊柩車 (洋型, 10km)	100.0	96.3
㉒マイクロバス (1台)		98.0	87.5	
骨壺	㉓骨壺 (瀬戸物, 白) セット	98.0	98.1	
後飾壇	㉔後飾壇一式 (紙製又は木製)	96.0	98.1	
運営・管理料	㉕企画運営費又は施行管理費一式	90.0	82.5	
葬 儀 飲 食 費 用	飲食代	㉖通夜振る舞い料理 (オードブル, 並) ×25人分	94.0	86.3
		㉗精進落とし料理 (御前料理, 並) ×25人分	96.0	89.4
		㉘飲料代 (ビール, ウーロン茶) ×各20人分	96.0	90.0
		㉙サービス料 (人件費)	86.0	73.8
火 葬 料	火葬料	㉚火葬料 (運営自治体に居住, 大人)	66.0	66.9
		㉛火葬場控え室 (25~30名程度, 1室)	44.0	48.1

(3) 葬儀料調査の内容

価格記入可の割合が低かった項目 (香典返し、火葬場控え室) は葬儀料全体に占める割合が小さいことから、それらを除いて調査項目を設定する。葬儀事業者が価格を把握していないことが多い火葬料は、別途自治体や火葬場を調査対象として調査を行うことで対応する。

調査対象とする地域は、価格記入可の割合がより高くなった都道府県庁所在地とする。なお、葬儀料の価格は、葬儀の規模 (参列者数) により大きく変動することから、より同質のサービスの価格を捉えるため、参列者数を規定する必要がある。

3. 今後の葬儀料の把握の重要性

葬儀料は、これまで慣習による地域性などにより実査が困難であったが、葬儀の小規模化等により今回円滑な価格収集及び価格変化を的確に把握できることが確認できた。今後も家計消費に占める割合の増加が見込まれる中、消費者物価指数 2020 年基準改定において、葬儀料を新たに採用することで、より消費構造に即した物価の動向を的確に捉えることができる。

なお、葬儀料の価格調査は、2020 年 1 月より全国において開始する予定である。また、2020 年基準消費者物価指数の公表は、2021 年を予定している。

消費動向指数(CTI)の作成への民間企業データ活用に関する検討

櫻井 智章、高井 健作 (総務省統計局)
 深尾 豊史、武藤 杏里((独)統計センター)

1. はじめに

消費関連の需要側統計の代表でもある家計調査は、その速報性ゆえ多くの利用がある一方で、エコノミスト等の統計利用者からは、景気判断を行う上で、より精度の高い、速報性のある消費統計が求められていた。

総務省では、平成 28 年(2017 年)9月、消費全般の動向を、マクロ、ミクロの両面から捉える、速報性を備えた包括的な消費関連指標の在り方について検討することを目的として、総務大臣主催の研究会※1を開催した。その中で、消費動向の全体構造を捉える、ビッグデータを用いた新たな消費指標体系である「消費動向指数(CTI)※2」の開発について提言がなされ(総務省(a))、平成 29 年(2017 年)7月 28 日、消費動向指数の更なる開発に向けて、総務省の統計局及び統計研究研修所、(独)統計センター、学識経験者及び協賛企業で構成する「消費動向指数研究協議会」を設立した(総務省(b))。総務省は、本協議会の枠組みの下、消費動向指数(CTI)の開発を行い、平成 30 年(2018 年)1月分から公表を開始したところである※3。

また、同時に、総務省は、消費動向指数研究協議会の枠組みの下で、民間企業が保有する消費関連データ(POS データ、クレジットカードの売上情報等のこと。以下、「民間企業データ」という。)の即時性、多量性等を活かした統計作成に向けた検討も進めている。

※1 「速報性のある包括的な消費関連指標の在り方に関する研究会」

<http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/sss/index.html>

※2 消費動向指数は、家計調査の結果を補完し、消費全般の動向を捉えるためのデータとして総務省統計局が開発中の参考指標である。この指数は、単身や総世帯の月次動向や、家計最終消費支出の総額の月次動向を推定した指標からなり、マクロ及びミクロの両面から、消費全般の動向を把握可能な指標体系である。

※3 ビッグデータの活用については、個々のデータが抱える課題解決に一定の時間を要することが避けられないため、短期的には、家計調査等の既存の公的統計を使用した指標の開発を進めることとされ、令和元年(2019 年)9月6日時点での公表結果は、既存の公的統計のみを使用して作成している。

図1 消費動向指数(CTI)の概要

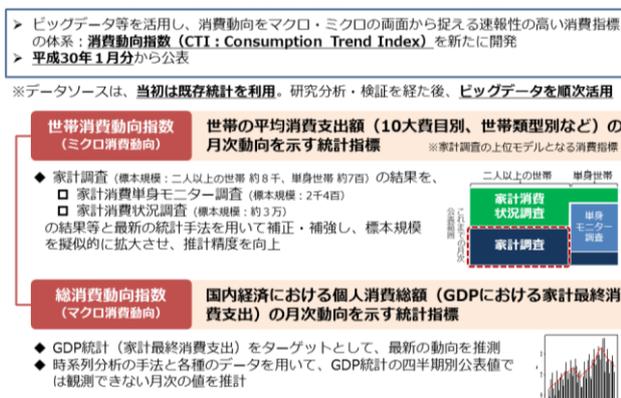


図2 消費動向指数研究協議会の概要

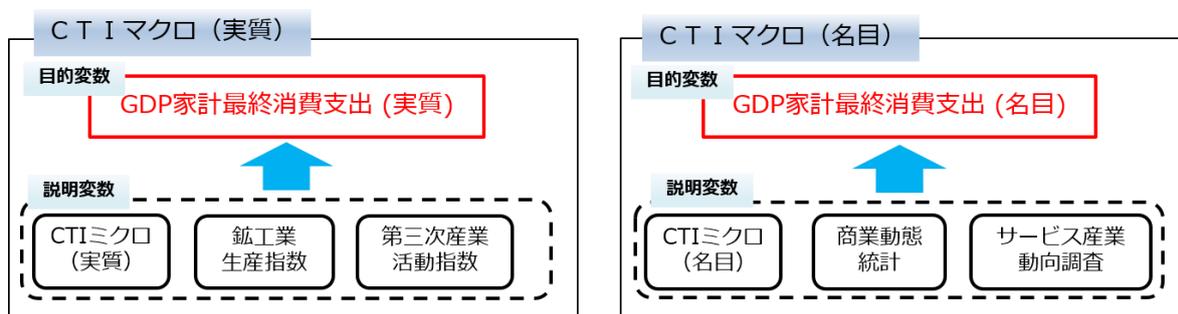


2. 民間企業データを活用した消費動向指数 (CTI) の作成の検討について

総務省統計局及び(独)統計センターではこれまでに、我が国における世帯全体の消費支出総額(GDP統計の家計最終消費支出に相当)の推移を推測する「総消費動向指数(CTIマクロ)」について、民間企業データを用いた推計方法を検討するなど、より有用な統計となるよう、精度や速報性の向上につなげるための研究・検討を行ってきた。

現在のCTIマクロでは、既存の公的統計を説明変数として、消費支出総額の実質値及び名目値の推移を、時系列回帰モデルにより予測推計している。CTIマクロ(実質)では、CTIマイクロ(実質)に加えて、鉱工業生産指数及び第三次産業活動指数(いずれも経済産業省)を説明変数としている。一方、CTIマクロ(名目)では、CTIマイクロ(名目)に加えて、商業動態統計(経済産業省)及びサービス産業動向調査(総務省)を説明変数としている(総務省(c)、図3参照)。

図3 現在のCTIマクロの時系列回帰モデルによる推計イメージ



総務省統計局及び(独)統計センターがこれまでに実施した、CTIマクロ作成への消費関連ビッグデータの活用に係る具体的な検討は、時系列回帰モデルの説明変数として民間企業データを用いてCTIマクロを試算し、GDP統計の一次速報における家計最終消費支出と比較することにより、速報性及び精度において最適な説明変数(民間企業データ)を探求するものである(図4参照)。

図4 民間企業データを使用したCTIマクロの時系列回帰モデルによる推計イメージ



当日は、民間企業マクロの作成に関する試算・検討結果を報告する。

データを使用したCTI

参考文献

総務省(a)、「速報性のある包括的な消費関連指標の在り方に関する研究会報告書」の公表、総務省報道資料(平成29年3月22日)

総務省(b)、「消費動向指数研究協議会」の設立、総務省報道資料(平成29年7月28日)

総務省(c)、「総消費動向指数(CTIマクロ)の推定方法」、

http://www.stat.go.jp/data/cti/pdf/macro_ref.pdf

企業向けサービス価格指数の 2015 年基準改定について

塩谷 匡介（日本銀行調査統計局）

はじめに

日本銀行は、企業間で取引されるサービスの価格変動を測定する「企業向けサービス価格指数」(Services Producer Price Index、以下 SPPI)を作成・公表している。同統計は、1991 年 1 月に 1985 年基準指数の公表を開始して以来、概ね5年ごとに基準改定を実施おり、本年 6 月には 2015 年基準指数への改定を実施した。本稿では、SPPI の 2015 年基準改定のポイントを整理するとともに、調査のカバレッジや指数の動向などを、旧基準と比較しつつ説明する。

1. 経済・産業構造の変化への対応

基準改定に際しては、経済・産業構造の変化を踏まえて、新たなサービスの取り込みを実施している。近年、サービス分野における最も著しい変化は、「デジタル化(digitalization)」などの言葉で表される、情報通信技術の高度化である。2015 年基準改定では、情報通信関連分野の価格動向をより詳細に把握するため、品目を分割し、「組み込みソフトウェア」など新規の品目を設定したほか、既存品目についても、調査内容を重点的に点検し、調査価格の構成を適正化した。

インターネットポータルサイト(専門ポータルサイト)に情報を掲載する企業が、そのサイトの運営者に支払う掲載料や成約手数料を調査対象とする「ポータルサイト・サーバー運営」については、調査先企業の協力を得て、従来のショッピングやグルメ関連に加えて、不動産、求人、宿泊など、多様なポータルサイトの価格を調査している。

また、「インターネット広告」については、広告配信技術(アドテクノロジー)の発展に伴って取引額の増加している「運用型広告」などについて、調査価格を拡充した。具体的には、ユーザーが検索したキーワードに連動した広告を検索結果画面に表示するリスティング広告のほか、ウェブサイトの内容やユーザーの閲覧履歴などをもとに、効果が高いと推測される広告を表示するディスプレイ広告や動画広告の価格を採用した。

このほか、放射線や超音波などを用いて、トンネル、橋梁などの構造物を破壊せずに探傷する「非破壊検査」、健康診断のほかメンタルヘルス対策などのサービスを対象とする「保健衛生」、生産物賠償責任保険や情報漏洩関連の保険(サイバー保険)といった「賠償責任保険」などの新規品目を設定したほか、既存品目においても、無人航空機(ドローン)による測量サービスなど新たなサービスを調査に取り込んでいる。

2. 指数精度改善に向けた取り組み

SPPI は、企業間で取引されるサービスの価格を、品質を固定したうえで継続的に調査し、基準時点を 100 として指数化したものである。もっとも、取引単位が明確で品質を特定しやすい財の価格とは異なり、サービスの価格を品質一定の原則のもとで調査するためには、価格の測定単位や品質評価軸を適切に設定するなどの工夫が必要である。今回の基準改定でも、指数精度の改善を企図し、一部のサービスについて価格の測定単位や品質評価軸を見直した。

「自動車保険(自賠責)」および「自動車保険(任意)」では、これまで補償内容を特定したうえで実際の取引価格に相当する保険料を継続的に調査してきたが、新基準では、自動車の安全性能向上による事故率の低下などリスク量の変動を調整し、保険料の純粋な価格変動分のみを捕捉した

指数を作成する。具体的には、「自動車保険(自賠責)」については、損害保険料率算出機構の算出した純保険料率(=純保険料/保険料)を使用して品質調整を実施するほか、「自動車保険(任意)」については、各保険会社の前年度決算における自動車保険の実績損害率を用いて、品質調整を実施する。

また、「新聞広告」については、これまで、新聞広告の品質は販売部数と正比例関係にあるとの前提のもと、「部数当たり段単価」を価格として採用してきたが、近年、広告主による広告媒体間の使い分けが広がる中で、新聞広告についてはイメージ効果がより重視されることなどを背景に、新聞広告と販売部数の関係が弱まってきた可能性がある。このため、新聞広告の品質のうち、販売部数の変動に影響される部分を推計して調整する手法を導入した。このほか、テレビ広告(タイム)についても同様に、視聴率が高まればCMの品質も一定程度向上すると考えられることから、タイムCMの品質のうち視聴率に影響される部分を調整する手法を導入した。

3. デフレーター・ニーズへの対応

今回の基準改定では、国民経済計算におけるデフレーター機能強化を通じて、政府の統計改革に対応する観点から、新たな参考指数として、「卸売サービス」の価格調査を開始する。卸売サービス価格調査では、財または他のサービスの価格調査と同様に、「商品の内容、数量、取引先、取引条件、付随するサービス内容」等の諸条件により規定される品質を固定したうえで、販売額から仕入額を差し引いた「商品取扱量 1 単位あたりの卸売サービス価格(単位当たりマージン額)」を継続的に調査する。

卸売サービス価格指数の動きをみると、卸売業の取り扱う商品の価格が、資源価格の変動などを受けて大きく変動しているのに対して、比較的安定的に推移している。これまで、わが国のGDP統計における卸売デフレーターは、卸売業が取り扱う商品の物価指数から算出されており、このことは、卸売業の仕入価格の変動率と、単位当たりマージン額の変動率が等しいと仮定することを意味しているが、今回の結果は、卸売企業の実際の価格設定行動が、こうした仮定では必ずしも表現できないことを示唆していると考えられる。

このほか、GDP統計に計上されるようになったことを受けて、不動産仲介・管理のほか、特許等の知的財産ライセンス取引について価格調査を開始した。

4. 新基準のカバレッジと指数の推移

こうした取り組みの結果、SPPIの採用カバレッジ(=採用商品の取引額/企業向けサービスの総取引額)は、大きく上昇した。まず、「総平均」を構成する基本分類指数についてみると、採用カバレッジは旧基準の50.5%から56.4%に上昇したほか、「卸売を含む総平均」のベースでは、71.3%まで上昇した。

2015年基準における「総平均」の前年比をみると、2017年後半以降、+1%近傍の伸びとなっており、旧基準と比較して+0.1~0.3%ポイント上振れている。これは、主に「情報通信」や「広告」において、デジタル化に対応して調査価格構成を見直したことが、押し上げに寄与した。「情報通信」については、ポータルサイトに新たに取込んだ求人、宿泊などの分野で、人手不足やインバウンド観光客のホテル需要拡大等を受けて、サイトの運営者が出店企業から得る商品の掲載料を上昇させたこと、「広告」については、企業が運用型広告を中心に、インターネット広告への出稿需要を増加させていることが背景と考えられる。

カンボジアマイクロ統計データベースの提供と

そのデータを利用した分析

白川 清美 一橋大学、独立行政法人統計センター

石田 和也(株)タクミインフォメーションテクノロジー

1. はじめに

一橋大学経済研究所では、「人文学・社会科学データインフラストラクチャー構築プログラム」プロジェクトにおいて、政府統計マイクロデータの利用環境の整備を中心に、データ・アーカイブの整備・拡充を推進している。その一環として、カンボジア統計局 (NIS) から 9 調査 15 ファイルのマイクロデータの提供を受け、研究所内の共同ラボラトリにおいて、データベース化を行った。今回はマイクロデータの内、Cambodia Socio-Economic Survey (以下、CSES)を利用した分析を紹介する。

2. CSES とは

CSES は、カンボジア政府統計局が 1993 から 2004、2007、2009、2010、2012 から 2017 年に調査を実施しており、人口、産業、教育、家計収支などのテーマに沿った約 40 の項目を調査する社会経済統計調査である。調査客体は、1 調査年次あたり約 3600 世帯を対象としているが、2004、2009、2014 年は、12000 世帯を対象とした大規模調査となっている。

2019 年 4 月以降、一橋大学内の施設（一橋大学経済研究所資料室 共同ラボラトリ）において、必要な手続きを経ることによって、CSES の 2004、2007、2009、2010、2012 から 2016 年マイクロデータを利用することができる。なお、この共同ラボラトリは、外部ネットワークから遮断されたセキュアな環境であるため、データ漏洩の心配がなく、安心して作業を進めることが可能となっている。

3. CSES データベースの構成

CSES のデータベースは、「世帯別データベース」と「世帯人員別データベース」の 2 種類に分けられる。世帯データベースは、1 レコードで 1 世帯を表したもので、生活環境や、農業用地、家計収支などに関する情報が含まれる。一方、世帯人員データベースは、1 レコードで 1 個人を表したもので、年齢、就労状況、教育・学歴、医療などに関する情報が含まれる（図 1 参照）。その他、行政区分に関するデータベースや、集計用乗率に関するデータベースがある。集計用乗率は、世帯ベースの集計に関する乗率と世帯人員ベースの集計に関する乗率の両方が定義されている。各データベースは世帯 ID や個人 ID を用いて結合することができる。したがって、世帯人員ベースや世帯ベースの集計を年齢、性別、行政区分など、様々な切り口にて行うことが可能となっている。一橋大学では、2004、2007、2009、2010、2012～2016 年の 9 年分の CSES を提供しているため、カンボジアにおける 2000 年代からの今日に至るまでの継続的な経済成長といった、経時的な研究を行うことができる。

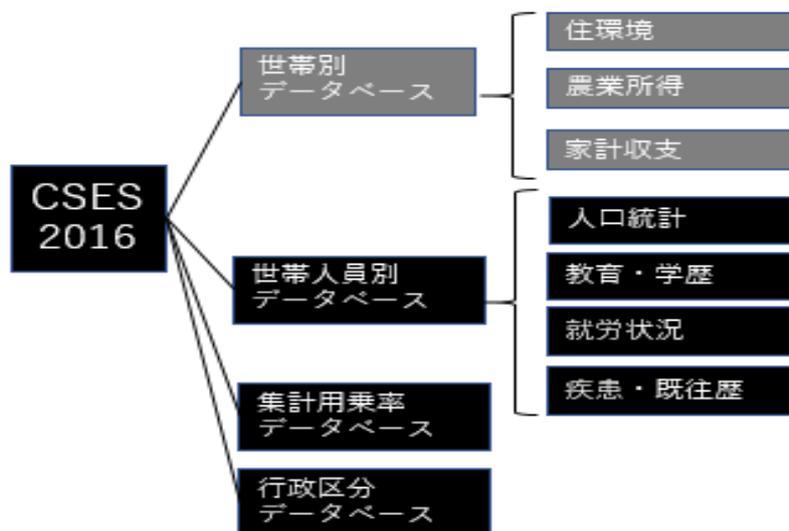


図 1 CSES2016 において利用することのできる主な項目

4. 集計結果の例

集計結果の例として、カンボジアの生活水準の向上の指標となる、家電製品の普及率の推移を示す（図 2）。集計に使用したデータベースは、CSES2004, 2010, 2016 の 3 年分である。2017 年は、カンボジア政府統計局が CSES2017 の中で公表している集計結果を使用した。2004 年から 2010 年にかけてテレビや携帯電話、オートバイが急速に普及している。その一方で、近年ではステレオやビデオテープレコーダー（VHS、DVD を含む）の普及率が下がっていることが分かる。その他の集計結果の例については、当日報告する。

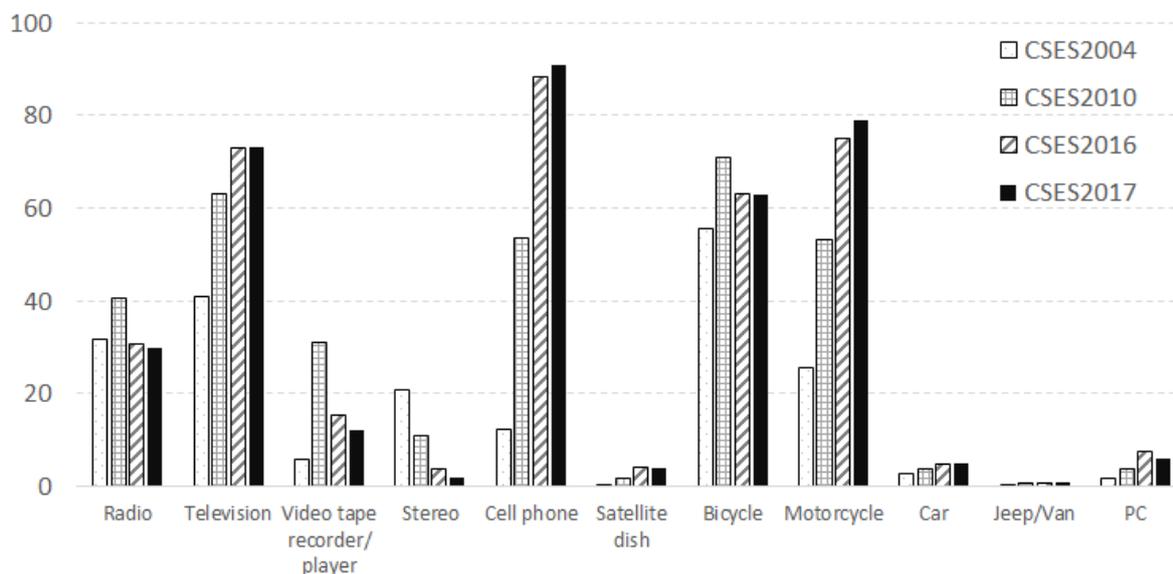


図 2 家電普及率推移 (Cambodia 全体)

参考資料

・ Cambodia Socio-Economic Survey 2017 : National Institute of Statistics
<https://www.nis.gov.kh/index.php/en/about/general-information/14-cses/12-cambodia-socio-economic-survey-reports>

マイクロデータの利活用推進に向けた統計データ利活用センターの取組み

野崎 政志((独)統計センター統計データ利活用センター)

堤 亮二((独)統計センター統計データ利活用センター)

森川 仁美((独)統計センター統計データ利活用センター)

はじめに

総務省統計局及び独立行政法人統計センターは、平成30年4月に先進的なデータ利活用の推進拠点として、和歌山県において統計データ利活用センターを開設した。統計データ利活用センターでは、これまでの約1年半、「統計マイクロデータの提供」、「データサイエンス・EBPMに資する統計データ利活用推進・支援」、「統計データ利活用に関する人材育成」を業務の三本柱として取り組んできた。本発表では、その活動実績を報告する。

※EBPM…Evidence-Based Policy Making (証拠に基づく政策立案)

統計データ利活用センターのこれまでの取組み

(1) 統計マイクロデータの提供

オンライン利用の普及啓発に向けて、その拠点数を統計データ利活用センター開設前の3機関から12機関(行政機関の3施設を含む。)に拡大させ、全国展開に向けて、引き続き推進することとしている。また、これまで各府省のホームページに散在して掲載されていた統計マイクロデータに関する情報を一元的に集約したサイト「マイクロデータ利用ポータルサイト(miripo)」(<https://www.e-stat.go.jp/microdata/>)を開設し、利用者の利便性向上を図っている。

また、今後の更なる提供拡充のため、ユーザーニーズを把握するためのアンケートの実施やオンライン利用を補完・発展させるデータサービスの検討を行っている。

(2) データサイエンス・EBPMに資する統計データ利活用推進・支援

データ利活用の先進事例を創出するための研究、地方公共団体への統計データ利活用支援等、データサイエンス・EBPMに資する統計データ利活用を推進してきた。

和歌山県をはじめとする近畿圏の地方公共団体を中心に、共同研究の実施やデータ利活用に係る相談対応を行い、行政課題を解決する取組を進め、データ利活用のリーディングケースの創出、データ利活用の取組モデルの構築を進めてきた。

また、これらの取組モデルを各自治体に広く展開し、全国におけるデータ利活用を推進するため「地方公共団体のためのデータ利活用支援サイト(Data StaRt データ・スタート)」(<https://www.stat.go.jp/dstart/>)を開設し、これからデータ利活用をはじめするための第一歩を様々な情報から支援する体制を整えた。

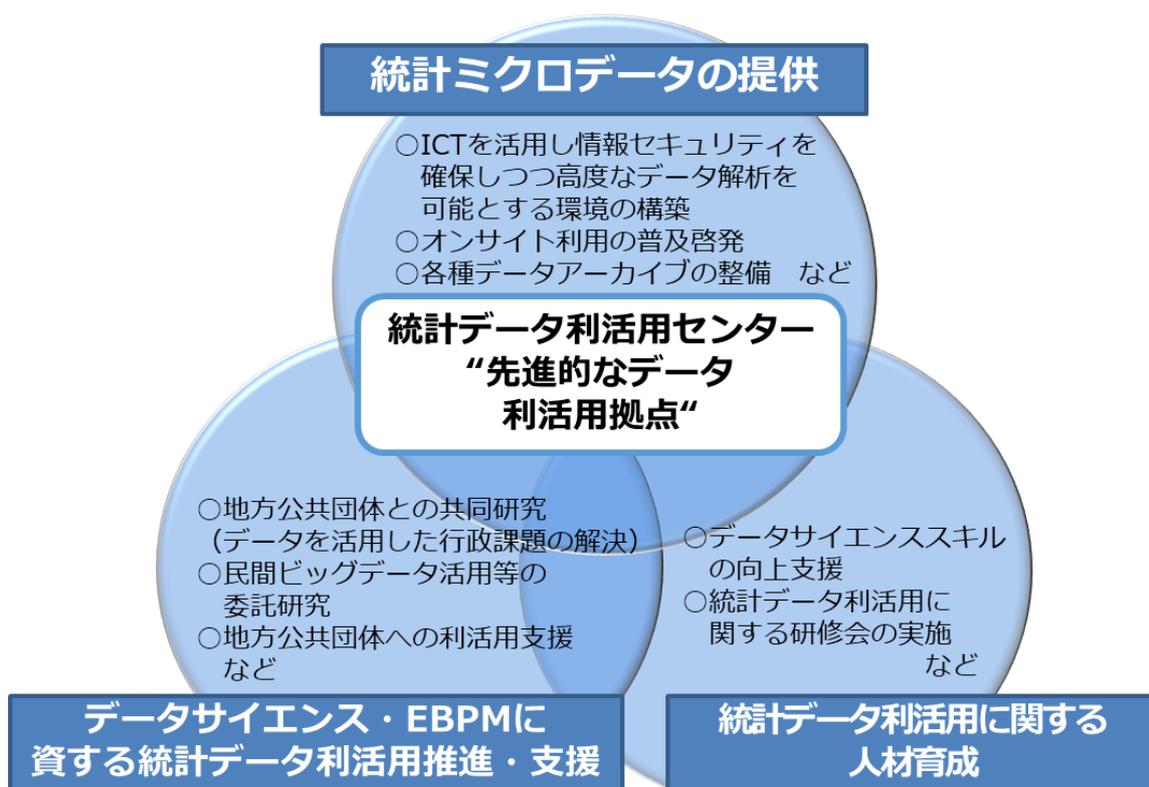
(3) 統計データ利活用に関する人材育成

統計データ利活用センターでは、行政におけるデータサイエンスの実践を担う人材を育成すべく EBPM に資する公務員向け研修会、ビジネスパーソンを対象とした統計オープンデータ活用の講習会などを開催し、官学産とのネットワークの構築、データサイエンススキルの裾野の拡大、データリテラシーの向上に向けた取組を展開してきた。

Society5.0 など新たな時代を見据え、データから価値を創造するデータサイエンス分野の人材育成やその実践が急務となっており、総務省統計局、統計センター、和歌山県及び国立大学法人和歌山大学の四者が連携し、我が国のデータサイエンス分野の発展に資する和歌山モデルの構築に取り組んでいる。

統計データ利活用センターは、これまでの1年半、これらの三本柱の取組を通じて、データ利活用の推進、地方の課題解決・発展などに寄与し、一定の成果が得られたと考えている。今後もこれまでの実績を踏まえ、三本柱の取組を強化し、「先進的なデータ利活用の推進拠点」として、日本全体においてデータ利活用が進むことを目指していく。

【統計データ利活用センターが取り組む三本柱】



統計センターが提供するマイクロデータ利用サービスについて

独立行政法人統計センター 白川 清美

1. はじめに

令和元年5月1日の改正統計法施行により、新たに「オンサイト施設による調査票情報の利用」の仕組みが構築されるとともに、「オーダーメイド集計」及び「匿名データの提供」の制度においても、より利用しやすくなるよう利用者の対象範囲の拡大や手数料の改定がなされた（表1、表2参照）。

本報告では、府省等の委託を受けてこれらの事務を行う独立行政法人統計センター（以下、「統計センター」という。）が提供するマイクロデータ利用サービスの概要を紹介する。

表1 改正統計法における二次的利用制度の種類と利用要件

利用形態	法的根拠	利用できる者	利用目的
調査票情報の提供	法第33条 第1項第1号	公的機関等(行政機関等(行政機関、地方公共団体又は独法等)+会計検査院、地方独法等)が利用する場合	・統計の作成 ・統計的研究 ・調査名簿の作成
	法第33条 第1項第2号	1号と同等の公益性を有する統計の作成等を行う場合 ・公的機関等が委託又は共同して調査研究を行う者 ・公的機関等が公募の方法により補助する調査研究を行う者 ・行政機関の長又は地方公共団体の長その他の執行機関(本資料では「行政機関の長等」という。)が政策の企画・立案、実施又は評価に有用であると認める統計の作成等を行う者	・統計の作成 ・統計的研究
	法第33条 の2 第1項 ※	①学術研究の発展に資する目的で、調査票情報を利用した統計の作成等を行うことに相当の公益性を有する場合 ・大学等、公益社団法人、公益財団法人が行う調査研究など ・大学等に所属する教員等が行う調査研究など ・費用の全部又は一部を上記の法人が補助する調査研究 ・行政機関の長等が特別な事由があると認める統計の作成等 ②高等教育の発展に資する統計の作成等	・学術研究 ・高等教育 ※ 受益者負担の原則の下、手数料納付が必要
委託による統計の作成等(オーダーメイド集計)	法第34条 第1項 ※	一般からの委託に応じ、学術研究の発展に資する目的で、調査実施者が調査票情報を利用した統計の作成等を行うことに相当の公益性を有する場合	・学術研究 ・教育(高校以上) ・官民データ活用推進 基本法の重点分野 ・国際比較統計の作成(匿名データの提供のみ)
匿名データの提供	法第36条 第1項 ※	学術研究の発展に資する目的で匿名データの提供を受けて統計の作成等を行うことに相当の公益性を有する場合	※ 受益者負担の原則の下、手数料納付が必要

表2 改正統計法による二次利用の拡充・整備

(1) 調査票情報の提供対象の拡大(法第 33 条の2)
<ul style="list-style-type: none"> ・ 学術研究の発展に資する統計の作成等その他の相当の公益性を有する統計の作成等を行う者にも提供 ・ 学術研究に加え、高等教育を目的とした利用も可能 (ただし、オンサイト利用を前提とし、手数料の納付が必要)
(2) 利用の透明性の確保(法第 33 条、第 33 条の2、第 34 条、第 36 条)
<ul style="list-style-type: none"> ・ 利用開始時に、利用者の氏名、所属、利用目的等を公表 ・ 受領後、研究の成果等を公表
(3) 適正管理措置の規定(法第 42 条)
<ul style="list-style-type: none"> ・ 調査票情報及び匿名データについて、提供を受けた情報を適正に管理するために必要な措置を講じよう規定(具体的な措置については統計法施行規則にて規定)

2. 公的統計マイクロデータの利用サービス

(1) 調査票情報の提供

改正統計法施行により、調査票情報の利用者の対象範囲が拡大され、学術研究及び高等教育を目的に調査票情報を用いて統計の作成等を行うことに相当の公益性を有する場合においても利用可能となった。統計センターでは、調査実施者からの委託を受けて、調査票情報のオンサイト利用について令和元年 5 月 1 日から本運用を開始した。調査票情報のオンサイト利用では、利用者はオンサイト施設内の端末から、中央データ管理施設上の仮想 PC を遠隔操作することにより、同じ施設内に保管された調査票情報にアクセスすることが可能であり、データ管理や利用場所の観点からも情報セキュリティが確保されている。なお、分析結果の外部への持出しについては、秘匿性等のチェックを行った後、持出し可能となる。

(2) オーダーメイド集計及び匿名データの提供

オーダーメイド集計及び匿名データの提供とは、平成 19 年の統計法の大規模改正によって創設された統計データの二次利用の制度であって、改正統計法施行により、従来の制度から利用者の対象範囲の拡大や手数料の引下げ等、一部の内容が変更となった。統計センターでは、調査実施者からの委託を受けて、オーダーメイド集計並びに匿名データの作成及び提供を実施している。オーダーメイド集計とは、法令に基づく利用要件を満たした利用者に対し、調査票情報を用いて集計を行い提供する制度である。オーダーメイド集計を利用することで、調査実施者が作成していない統計表に基づいた分析が可能となる。

匿名データとは、調査客体が特定されないように調査票情報に匿名化措置を施したマイクロデータのことであり、匿名データを利用することで、多変量解析等の実証分析を行うことが可能となる。

参考：マイクロデータ利用ポータルサイト

<https://www.e-stat.go.jp/microdata/>

流通形態の変化と商業活動の統計的把握

—商業統計マイクロデータを用いた分析—*

宮川 幸三（立正大学）

はじめに

日本の卸売・小売業は GDP の約 14% を占める大規模な経済活動であり、精度の高い GDP 推計を行うためには、一次統計において卸売・小売業の実態を正確に把握することが必要不可欠である。一方で、卸売・小売業に関する最も詳細な調査であった「商業統計調査」は平成 26 年調査を最後に実施されておらず、現在は 5 年に 1 度実施される「経済センサス - 活動調査」（以下では「活動調査」と呼ぶ）および毎年実施される「経済構造実態調査」によって商業活動が把握されている。しかし従来の商業統計調査と現在の調査を比較すれば、経済構造実態調査はもとより活動調査においても、売上額を調査する品目数や仕入先、販売先、販売形態等の流通経路に関して、調査項目が簡素化されている。野村・宮川 (2018)¹ では、このような調査項目簡素化の影響について分析を行い、活動調査で調査品目数が上位 10 品目に限定されたことによる商業全体への影響は微小であるものの、品目によっては大きな影響があることを明らかにした²。また流通経路に関連して、仕入先が国内であるか海外であるかによって、同じ品目でもマージン率が異なることを示した。

流通経路に関しては、国内と海外の区別だけでなく、仕入先、販売先の違いによってマージン率が異なる可能性があり、正確なマージン額を把握するためには経路別のマージン率の違いを考慮した推計を行う必要がある³。しかしながら現在の産業連関表では、流通経路の違いによるマージン率差を考慮した推計は行われていない。また、今後実施される「令和 3 年経済センサス - 活動調査」においても、販売先として「本支店間移動割合」および「直接輸出割合」は調査されるものの、「直接輸入割合」を含む他の流通経路別割合については調査しないこととされている⁴。

本研究では、平成 9 年・14 年・19 年・26 年の商業統計個票データを用いて、商品別・流通経路別のマージン率を推定し、流通経路とマージン率の構造変化を観察するとともに、その変化の要因を明らかにする。また、前述のような流通経路に関する調査の簡素化による問題点を指摘し、商業部門に関する統計体系のあるべき姿について考察する。

1. 分析手法

分析は以下の手順で行った。

* 本研究は、平成 29 年度文部科学省科学研究費補助金（基盤研究（C）、研究課題：商業活動の統計的把握に向けた一次統計のあり方に関する調査研究、研究代表者：宮川幸三、研究課題番号：17K03664）の助成を受けている。

¹ 野村浩二・宮川幸三（2018）「産業連関体系のリバランスと GDP 評価—商業マージン表の改訂に向けた一試論」『経済統計研究』第 46 巻 I 号、経済産業統計協会。

² 調査対象品目数を 10 品目に限定することにより、化学繊維卸売、茶類小売、ペット小売といった一部品目でマージン率が 7% 以上上昇することが示されている。

³ マージン額は売上額から仕入額を差し引くことにより定義されるが、全ての商業企業の仕入額を調査することは困難であるため、産業連関表等のマージン額推計では一部で売上額にマージン率を乗じる手法が用いられる。そのため、品目別・流通経路別に正確なマージン率を把握することが必要となる。

⁴ 総務省統計局「令和 3 年経済センサス - 活動調査研究会」（第 4 回）資料 2「調査事項の検討について」より。（https://www.stat.go.jp/info/kenkyu/e-census/katsuken/sidai04_2021.html）

- ①. 商業統計個票データを用いて、マージン率を被説明変数、品目別販売額シェアや仕入先・販売先・販売方法・販売形態別販売額シェアを説明変数とした回帰モデルを推定し、推定されたパラメータに基づいて品目別・経路別マージン率を求める。
- ②. 品目別・経路別販売額合計と、①で求めた品目別・経路別マージン率を用いて、マクロレベルの品目別・経路別マージン額を計算する。
- ③. 各時点の品目別・経路別販売額より求められるシェアおよびマージン率を比較することにより、構造変化の実態を観察する。→（構造変化の観察）
- ④. マージン率変化の要因分解を行い、変化の原因を明らかにする。→（要因分解）

2. 分析結果

以下は、現在までに明らかになっている結果の一部をまとめたものである。

（構造変化の観察）

- ・ 卸売業全体では、平成9年から26年の期間においてマージン率変化の方向性は経路ごとに大きく異なっていない（いずれも微増）が、輸入品のシェアが拡大したため、全体のマージン率は大きく上昇している。（輸入品のマージン率が相対的に高いため。）
- ・ 部門別の結果でいえば、例えば電気機械器具卸売業では、輸入品のシェアが拡大しただけでなく、輸出向けのマージン率が上昇する一方で国内向けが下落するなど、経路別マージン率自体も変化している。

（要因分解）

- ・ 電気機械器具小売業に関する分析の結果、特に平成19年から26年にかけて、相対的にマージン率の低いインターネット販売が拡大し、マージン率の下落に寄与した一方、マージン率自体は上昇したため、全体としてマージン率は微増している。
- ・ また仕入先別の結果としては、国内卸売業者からの仕入分についてマージン率上昇が大きく、それが電気機械器具小売業全体のマージン率の上昇に寄与している。

3. 結語

本研究の観測期間においては、輸入品の販売額シェアが大きく拡大した。仮に品目別・経路別のマージン率が変化しなくとも、国産品に比較してマージン率の高い輸入品の販売額シェアが拡大すれば、商業全体のマージン率は上昇することになる。輸入品と国産品を識別することなくマージン額の推計を行えば、商業部門にバイアスが発生するだけでなく、産業連関表のようなマクロ経済のバランス体系のもとでは、商業部門のバイアスが他の部門の推計にも影響を及ぼすことになる。冒頭に述べたように、商業部門は経済全体の中でも規模が大きいため、他部門に与える影響も無視できないものになる。

令和3年の活動調査では、記入者負担の軽減や、従来の商業統計調査における仕入先別割合の回答率の低さを理由として、仕入に占める輸入品の割合は調査しないこととされている。輸入を行っていない事業所が多く存在することを考えれば、全数調査である活動調査において輸入品割合を調査しないという選択は理解できる部分もある。しかしこのままでは、流通経路別の包括的な情報が一次統計によって一切把握されないことになってしまう。今後は、活動調査において大規模企業のみ流通経路別割合の調査を行う、あるいは別途標本調査を実施するなど、何らかの方策が必要であろう。

2 次利用におけるモデル推定と抽出ウェイト

坂田 幸繁 (中央大学)

1. はじめに

本報告では、抽出率が異なる層化標本を事例に、公的統計における調査票情報、あるいは個票データセットからのモデル解析における抽出ウェイトの利用についての具体的な指針を検討したい。改めて指摘するまでもなく、実際のマイクロデータ解析では、関心のある部分母集団の大きさを推定するような場合には抽出ウェイトによる復元が必須の作業と意識されるが、他方で 2 変量の統計的関連を回帰係数などの推定によってとらえようとする場合、ウェイトの取り扱いには少なからぬ混乱がみられる。標本調査法や計量経済の方法理論において統計数理としてはすでに関係する性質[1],[2],[3]は明らかであり、問題はその実践レベルへの適用である。検討にあたって考慮すべき要素はいくつかある。

- ・ センサパラメータの推定 (有限母集団特性値の記述的推定・センサ目的) とモデルパラメータの推定 (構造的, 因果把握)
- ・ 想定されたモデルが正しい or 正しくない
- ・ 外生的層化標本 (層化変数を説明変数) と内生的層化標本 (層化変数が目的変数)
- ・ 線形モデル (線形回帰モデル) と非線形モデル (ロジットモデルなど)

すでに触れたようにセンサ目的には一般にウェイト利用は必須[4], [7]であるので、公的統計情報の 2 次利用[5]としてのモデルパラメータの推定問題[6]にしぼって、シミュレーションベースで議論を整理していこう。

2. 実験方法

単一の説明変数をもつモデル ($y=a+bx$ など) を想定することとし、データは単純化して、目的変数、あるいは説明変数のいずれかが 2 層に区分され、各層の抽出率を変化させる (層内では単純無作為抽出)。まず想定した正しいモデル (仮説的無限母集団) からの i.i.d. データ $N=10000$ を観測データの抽出枠として、そこから適当なサイズの層化標本を複数回抽出し、各抽出データに対してウェイト無し推定とウェイト付き推定を繰り返し (1000 回)、推定結果が設定した真値にどのように一致するか (不偏性, 一致性) を検証する。

3. 分析結果

まずモデルが正しく特定され、それが線形モデルであるとき、

- ① 外生的層化データに対してウェイトは不要であり、
- ② 内生的層化データに対してはウェイトの何らか調整が必要である

ことは、切断データへの直線のあてはめを思い浮かべれば直感的に明らかである。例えば、 $-\infty < x, y < +\infty$ において $x > 0$, あるいは $y > 0$ で切断したデータセット (抽出率 $\neq 0$) からの OLS 直線は、 $x > 0$ で切断したケースでは真の直線のよい近似を与えるが、 $y > 0$ のケースでは真値からの大きな乖離が生じる。実際、繰り返し抽出実験の結果 (ウェイト無し推定値平均) は外生的標本では一致性を有し、内生的標本では一致性が成立しない (表 1)。正しいモデルのもとで x に対する y の条件付き平均関数が線形であれば、 x による抽出率

の濃度に関わりなく平均関数は非線形な変化をしないので（独立標本であれば）ウェイトは不要である（使用しても一致性は有するが、効率が低下）。これに対して、内生的層化標本は、 x が与えられたときの y の条件付き分布に歪みをもたらすため、そのままでは条件付き平均関数にバイアスを与える。その修正には、ウェイトを用いて y の本来の分布を再現する必要があり、抽出ウェイトによる重み付き OLS 推定などの調整が行われねばならない。実際、ウェイト適用のシミュレーション結果は真値を中心に推定値が分布していることがわかる。

報告では非線形モデルのケースとモデルが誤っているケースを中心に検討し、公的統計の調査票情報の 2 次利用に関して、抽出ウェイトによる加重推定は研究戦略の必須項目のひとつにリストアップしておくべきことを結論的に指摘する。

表1 抽出実験

sample (抽出率) : 0.01 in $x < 0$ & 0.2 in $x \geq 0$ (N=10000)

①外生的層化標本

真のモデル : $y = 0.0 + 0.6x$

ウェイトの利用	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ウェイトなし	1,000	.6046741	.0422868	.4561995	.7419386
ウェイトあり	1,000	.604048	.0702912	.3667421	.816286
単純抽出 0.01	1,000	.601638	.101127	.269347	.9343655

sample (抽出率) : 0.01 in $y < 0$ & 0.2 in $y \geq 0$ (N=10000)

②内生的層化標本

真のモデル : $y = 0.0 + 0.6x$

ウェイトの利用	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ウェイトなし	1,000	.341405	.0260137	.24863	.4139515
ウェイトあり	1,000	.6031189	.0712584	.3917023	.8933445
単純抽出 0.01	1,000	.6056532	.1014827	.2268456	.961066

参考文献 :

- [1] Cameron, A. C., and P. K. Trivedi.(2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- [2] Chambers, R.L. and Skinner, C.J. (eds) (2003). *Analysis of Survey Data*. New York: Wiley.
- [3] Chambers, R.L.,Steel,D.G., Wang, S.,and Welsh,A.H.(2012).*Maximum Likelihood Estimation for Sample Surveys*. Taylor and Francis CRC.
- [4] 栗原由紀子・坂田幸繁 (2014)「マイクロデータ分析における調査ウェイトの補正効果—社会生活基本調査・匿名データの利用に向けて—」『弘前大学人文学部人文社会論叢（社会科学編）』（弘前大学人文学部）第 31 号, pp.93-113.
- [5] 坂田幸繁 (2006)「個票データと統計利用」, 『統計学』第 90 号, pp.31-42.
- [6] 坂田幸繁(2019)「パラメータ推定と抽出ウェイトの利用—尤度を中心に—」, 『公的統計情報—その利活用と展望』中央大学経済研究所叢書 75, 近刊
- [7] 土屋隆裕 (2009)『概説標本調査法』朝倉書店

労働分配率は低下しているのか—税務統計との比較による検討

神奈川大学 飯塚信夫

1. 問題意識

生み出された付加価値のうち、労働者にどれだけ還元されているかを示す「労働分配率」について、代表的な2つの指標の動きが近年異なっている（図）。GDP統計ベース（＝雇用者報酬÷国民所得（要素費用表示））は2013年度以降、横ばい圏内で推移している。法人企業統計年報ベース（人件費÷付加価値）は直近の2017年度まで低下を続け、1974年度以来の低水準となった。2013年度から直近の実績値である2017年度までの労働分配率の分子、分母の動きを比較すると、2つの労働分配率の動きの違いはもっぱら分母にある。分子は、GDP統計では雇用者報酬、法人企業統計では人件費である。一方で、GDP統計の分母は国民所得（要素費用表示）であり、雇用者報酬と営業余剰・混合所得の合計である。法人企業統計年報の分母は付加価値であり、人件費、営業利益、租税公課、動産・不動産賃借料の合計である。営業利益等（GDP統計の営業余剰・混合所得、法人企業統計年報の営業利益）は法人企業統計年報の方がGDP統計より大きく伸びている。

本稿では労働分配率の分子、分母のそれぞれについて、税務統計を用いて比較検討し、現下の日本の労働分配率が低下しているのかを検証する。なお、税務統計は暦年ベースであるため、GDP統計は暦年ベースの値を用いて分析する。

2. 税務統計の見取り図

2-1. 給与等関連

藤原・小川（2016）とFujiwara and Ogawa(2018)は、総務省の「市町村税課税状況等の調」を用いている。この統計は、各年7月1日における全市町村の課税の状況等を集計・編さんしたものである。一方、GDP統計の「賃金・俸給」、法人企業統計の「従業員給与・賞与+役員給与・賞与」とも非課税の給与所得者が含まれている。非課税世帯の状況も含めて給与収入が把握できるのが、国税庁の標本調査の一つである「民間給与実態統計調査」である。本稿は、藤原・小川（2016）とFujiwara and Ogawa(2018)を踏襲し、GDPベースの賃金・俸給を2017年まで延長推計する。また、「法人企業統計年報」の「従業員給与・賞与+役員給与・賞与」の精度を、「民間給与実態統計調査」を用いて検討する。

2-2 営業利益等

税務統計では営業利益を直接観察できない。そこで、本稿では、①税務統計で比較可能な税引前当期純利益を、法人企業統計年報と比較、②GDP統計における民間法人企業の一次所得バランスと法人企業の分配所得（支払）を合計したものと、法人企業統計年報の経常利益を比較する。なお、税務統計の法人所得は、企業の決算データから複数の項目を加算・減算されている。このうち、国税庁の標本調査の一つである「会社標本調査」から得られる項目を用いて、法人申告所得に、繰越欠損金（当期控除額）、外国子会社から受ける配当等の益金不算入額を加え、交際費等と寄付金の損金不算入額を差し引く。

なお、国内からの受取配当金不算入額は法人所得に加えなかった。これは、企業が子会社や関連会社からの受け取った配当金を課税所得に不算入とすることができる制度を利用した金額であり、二重課税（子会社、親会社の双方で法人税が課税される）の回避を目的

とした仕組みである。星野（2018）は、このデータを用いて「法人企業統計」における経常利益の二重計上分を調整することを試みているためである。なお、税務統計には「統計年報」（法人税）があるが、上記の概念調整に必要なデータが十分に得られないため、「会社標本調査」を用いる。

3. まとめ

労働分配率の分子の一部である給与等の2013年から17年にかけての変化は、GDP統計、法人企業統計とも税務統計のそれを若干下回っている。分母の一部である税引前利益の2013年から17年にかけての変化は、税務統計ベースと法人企業統計ベースがほぼ同じであり、GDP統計における民間法人企業の一次所得バランスと法人企業の分配所得（支払）を合計の伸びは法人企業統計年報の経常利益を下回るという結果となった。ここで、一定の仮定を置いて、税務統計で修正した給与等や利益等を用いて、GDPベースと法人企業統計ベースの2013年以降の労働分配率の推移を確認した。それを踏まえれば、日本の労働分配率は横ばいではなく、低下を続けているというのが実勢と判断できよう。

参考文献

藤原裕行・小川泰堯（2016）「税務データを用いた分配側 GDP の試算」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.16-J-9、2016年7月

星野卓也（2018）「日本の企業利益に10兆円超の二重計上？～法人企業統計で膨らむ実態との乖離～」、第一生命経済研究所「Economic Trends」、2018年8月

Fujiwara, H. and Ogawa, Y. (2018), “Estimating Compensation of employees based on taxation data,” The Japanese Economic Review vol. 69, No. 4, pp.394-413.

図 近年、動きが異なる2つの労働分配率



EBPM における経済統計の適用と課題

小巻 泰之(大阪経済大学)

はじめに

EBPM(Evidence-Based Policy Making:証拠に基づく政策立案)の重要性は広く認識されている。「評価こそが EBPM の中核に位置する」(総務省(2017)と指摘しているように、政策効果を評価し、その評価の結果を当該政策に適切に反映する必要がある。

ここにきて三たび消費増税の延期論が示された。今後とも消費増税は見込まれており、消費税アレルギーともいふべき状況を改善するためにも、過去の消費増税及び2回の延期判断の適否を検証することが必要である。本論では、過去2回の消費増税の延期判断に関して、以下の2点を考慮して検討を進める。第1に、過去2回の延期判断について、弾力条項の判断基準を用いて検証する。第2に、GDP 統計の指標としての適否を検討する。

1. 過去の消費増税と延期判断

1.1 弾力条項の状況

弾力条項(Flexibility Clause)は、経済的なショックなどによる経済活動の急激な悪化や大災害など特別な状況下で、法の適用を一時停止する旨を定めた条項で、いくつかの国・地域で採用されている。財政政策に関する弾力条項について整理すると表 1 の通りとなる。

1.2 過去の消費増税の評価

2014 年 11 月、2016 年 6 月の延期判断は、ともに財革法の弾力条項の規定を満たし、延期判断は妥当であった(表 2)。特に、GDP の確報で判断すればより明確となる。ただし、2014 年 11 月の判断は、直近の消費増税の影響が残る状況であり判断すべきタイミングが適切であったのかとの課題は残る。また、2016 年 6 月 1 日の延期判断の場合、弾力条項がなかったことから政策判断の客観性が弱められた。特に、リーマンショック級の景気悪化の対応で「未実現のリスク」が重視された。未実現のリスクに関する客観的な判断基準を明確にする必要がある。

2. 弾力条項としての GDP 統計

直近の延期判断を巡っても経済成長率がマイナスならば延期もありうるとの見方が示された。前期比年率では、46 四半期でマイナス成長となっているが、その内 26 四半期のみが景気後退期間でのマイナス成長で、マイナス成長となっても必ずしも景気後退期とはいえない。日本では、EMU の基準のようにマイナス成長を判断基準にすることは、かえって判断を錯綜させる可能性がある。この点では、1%未満の成長率が 2 期連続で続く場合を用いる方が政策判断の検討材料としては適切である(表 3)、特に、確報ベースの GDP はその傾向が強くなる。

今後の課題(まとめ)

マクロの経済活動を判断することはかなり難しい。それぞれの関係者が依拠する情報や統計データは異なり、さらに経済に関する経済観(あるいは直感)が異なっていれば、同じ経済現象でも違って見えてくる。このため、それぞれの関係者にとって客観的であっても、他の関係者からみれば不適切にみえてくる。

このためにも、過去の政策に対する事後評価を積み重ね、その場限りの数値のみを根拠とするのではなく、科学的な検証及び根拠を示した数値で判断できるように地道な作業しかこの状況を改善できないと考える。

表 1:弾力条項の状況

弾力条項	条件	本稿での表記
消費税	名目及び実質の経済成長率、物価動向等、種々の経済指標を確認	CTAX
財革法	①直近の2四半期連続で実質GDP成長率（前期比年率）が1%未満の場合	財革法①
	②直近の1四半期の実質GDP成長率が1%未満であって、かつ当該四半期後の消費・設備投資・雇用の指標が著しく低調な場合	財革法②
	直近の実質GDP成長率は、①及び②のような状態にはないが、予見できない内外の経済ショックによって急速に経済活動が停滞状態に陥る場合	財革法③
EMU	GDP成長率が年率マイナス2%以下	EMU①
	GDP成長率がマイナス0.75%からマイナス2%の場合	EMU②
	成長率がマイナス	EMU③
	潜在成長率を下回る状況が長引く場合	EMU④

表 2:過去 2 回の延期判断時の経済統計(リアルタイムデータベース)

2014年の延期判断															
Real time	実質GDP		名目GDP		消費		設備投資		物価		雇用		短観		
	年率	前年比	年率	前年比	年率	前年比	年率	前年比	CPI	WTI	失業率	求人倍率	製造業	非製造業	
6期前	3.5%	0.2%	1.5%	-1.0%	3.7%	1.2%	-2.6%	-5.7%	-0.3%	94.0	4.20	0.85	-8	6	
5期前	2.6%	0.9%	2.9%	0.5%	3.1%	1.8%	-0.4%	-4.7%	0.1%	105.0	4.03	0.90	4	12	
4期前	1.9%	2.7%	1.6%	2.4%	0.4%	1.9%	0.7%	0.0%	0.9%	95.8	3.93	0.95	12	14	
3期前	1.0%	2.7%	1.6%	2.4%	2.0%	2.4%	5.3%	1.8%	1.4%	100.6	3.87	1.01	16	20	
2期前	5.9%	3.0%	5.1%	3.0%	8.5%	3.5%	21.0%	8.4%	1.7%	102.6	3.67	1.06	17	24	
前期	-6.8%	-0.1%	-0.4%	1.9%	-18.7%	-2.5%	-9.7%	7.1%	4.0%	95.1	3.63	1.09	12	19	
当期	-1.6%	-1.2%	-3.0%	0.8%	1.5%	-2.7%	-0.9%	2.8%	3.8%	66.7	3.57	1.10	13	13	
期間平均	0.9%	1.2%	1.3%	1.4%	0.1%	0.8%	1.9%	1.4%	1.6%	94.3	3.84	0.99	9	15	
6期前起点	1.5%	8.1%	2.3%	10.0%	-0.3%	5.7%	2.9%	9.6%							
1年半前	-5.2%	-1.4%	-4.5%	1.8%	-2.3%	-3.9%	1.7%	8.4%	4.1%	-27.3	-0.63	0.25	21	7	

(注) ①ここでのデータはリアルタイムデータを用いている。
 ②当期は判断時点で利用可能な直近値のことで、ここでは2014年7-9月期を示す。
 ③CPIは「持ち家の帰属家賃を除く総合」、WTIは原油先物価格、短観は大企業を示す。
 ④期間平均とは6期前から当期までの平均変化率、6期前起点とは6期前の水準から伸び率を加算して水準がどの程度変化したのかを示したものの

2016年の延期判断															
Real time	実質GDP		名目GDP		消費		設備投資		物価		雇用		短観		
	年率	前年比	年率	前年比	年率	前年比	年率	前年比	CPI	WTI	失業率	求人倍率	製造業	非製造業	
6期前	-1.6%	-1.2%	-3.0%	0.8%	1.5%	-2.7%	-0.9%	2.8%	3.8%	66.7	3.57	1.10	13	13	
5期前	2.2%	-0.5%	4.5%	1.8%	1.1%	-2.5%	0.4%	0.5%	3.3%	48.5	3.47	1.12	12	16	
4期前	2.4%	-1.4%	7.7%	1.9%	1.4%	-4.1%	1.4%	-4.8%	2.7%	59.8	3.50	1.16	12	19	
3期前	-1.6%	0.7%	0.1%	2.2%	-3.0%	0.2%	-0.3%	2.8%	0.3%	47.1	3.37	1.18	15	23	
2期前	-0.8%	1.0%	0.1%	3.1%	2.1%	0.7%	-5.0%	-0.3%	-0.2%	41.8	3.37	1.22	12	25	
前期	-1.4%	0.5%	-1.2%	2.0%	-3.3%	-1.1%	5.7%	3.7%	0.0%	35.2	3.27	1.26	12	25	
当期	1.7%	0.0%	2.0%	0.8%	1.9%	-0.6%	-5.3%	-0.9%	-0.1%	47.8	3.23	1.30	6	22	
期間平均	0.1%	-0.1%	1.5%	1.8%	0.2%	-1.5%	-0.6%	0.6%	1.4%	49.6	3.40	1.19	12	20	
6期前起点	0.2%	-1.0%	2.5%	12.6%	0.4%	-10.2%	-1.1%	3.9%							
1年半前	3.3%	1.2%	5.0%	0.1%	0.5%	2.0%	-4.4%	-3.7%	-3.9%	-18.9	-0.33	0.20	-7	9	

(注) ①ここでのデータはリアルタイムデータを用いている。
 ②当期は判断時点で利用可能な直近値のことで、ここでは2016年1-3月期を示す。
 ③CPIは「持ち家の帰属家賃を除く総合」、WTIは原油先物価格、短観は大企業を示す。
 ④期間平均とは6期前から当期までの平均変化率、6期前起点とは6期前の水準から伸び率を加算して水準がどの程度変化したのかを示したものの

表 3: GDP 成長率と後退期との対応関係 (90 年代, リアルタイムベース)

前期比年率								前年同期比							
	0%未満	-2%未満	-2%以下	-3%以下	1%未満	2期連続 1%未満	0%未満		-2%未満	-2%以下	-3%以下	1%未満	2期連続 1%未満		
全期間	37	17	6	14	50	13	全期間	27	19	2	6	56	10		
景気後退期	19	7	4	8	21	5	景気後退期	14	8	2	4	22	5		
後退始期	2	1	1	0	2	2	後退始期	0	0	0	0	1	1		
景気拡張期	18	10	2	6	29	8	景気拡張期	13	11	0	2	34	5		
後退4期前	1	1	0	0	3	0	後退4期前	1	1	0	0	2	0		
後退3期前	0	0	0	0	0	0	後退3期前	0	0	0	0	1	0		
後退2期前	1	0	1	0	1	0	後退2期前	1	1	0	0	1	0		
後退1期前	1	0	0	1	1	0	後退1期前	0	0	0	0	1	0		

(注) ①1990年1-3月期～2019年1-3月期までの実質GDP(リアルタイムベース)の伸び率と後退期の対応関係を確認したもの
 ②景気後退期は景気基準日付の四半期ベースを用いている

教育部門の公的統計と各種調査における 行政記録情報の活用方案に関する研究

李善珠（筑波大学）

はじめに

近年、著しい発展を見せる知識社会では、資本主義における「富の不平等」に代わり、「情報の不平等」が台頭してきた。より多くの情報を握った情報主に、権力がシフトするとの研究も多くみられるようになった。こうした背景から「ビッグデータ」、「官民データ連携」等は、データ確保の重要性を認識した政策の一環として考えられるようになった。しかし、高品質の調査データをより多く、より手軽に確保することが重要になった一方で、公的統計リソースの削減による予算不足、統計調査員の人手不足等の問題を浮き彫りにした。こうした背景の中、統計調査データの品質と量の確保、そしてこの二つを確保するための対策案として「行政記録データの活用」が注目されている。

教育部門は、長らく「教員の多忙化問題」を抱えていた。調査の報告者である教員に調査業務を課すことは非常に負担が大きい。しかし、教育界でこうした懸案が続出しているにも関わらず、各種公的統計の調査が統合・廃止されないことに加え、各省庁からの調査が増加したことにより、調査件数が異常に嵩んでいるという現象が起きている。

本研究では、このように分散して行われる各種調査の現状を、受け先の立場で分析し、どの行政記録情報が、調査に活用できるか把握した。この情報を優先的にデータ化し、活用することで、調査量と品質を保ちながら受け先の負担も大きく減らせることが期待できると考えられる。

1. 研究の意義と研究の方法

日本は分散型統計機構を採択しているため、各市町村の教育委員会に依頼される各種調査がどの程度発生し、何について調査されているかが把握しにくいとの問題がある。本研究は、人口規模が異なる五つの地方公共団体における教育委員会の公文書受発簿を用いて、調査・依頼の処理状況に関する分析を行い、調査する業務内容を把握した。各調査の内容、項目、調査対象とその選定、調査方法については調査依頼元のホームページ、文献、報告書を用いて確認した。これに加え行政記録情報の各種書式、書類、台帳から管理している情報を調べた。

2. 現状分析

2. 1 調査・依頼書の発生状況

現在、教育部門で行われている公的統計調査は、統計法等で定められた約20種が存在する。公的統計調査全てが毎年の悉皆調査ではないことを考えると、教育委員会に割り振られる公的統計調査件は、20種より少ないことになる。調査種類には国家統計以外に研究調査、実態調査、状況調査、事例調査、教育研究のために行われる調査、そして上位教育機関への定期報告等がある。

5つの市・町教育委員会（横浜市、船橋市、青森市、合志市、大刀洗町）の中で行われている調査・依頼書の発生件数を調べると、人口規模が小さい地方公共団体の教育委員会においても年間200件以上から最大717件までの調査・依頼書（推薦、研修・大会への参加者の募集、各種連絡事項を除いた調査だけ）が発生していたことが分かった。

2. 2 調査内容と対象者選定

教育委員会に依頼された調査内容と標本調査の対象者の選定方法について整理すると以下のようになる。

- 各省庁別に調査を出したため、教育委員会側は業務別に重複的な調査が生じた。
- 一つの調査が複数の依頼先から数回調査されているケースも多少あった。
- 一つの調査を複数の依頼先が項目別に分け調査を分担するケースもあった。
(例、以下の表、ICT 関連の調査)
- 教育委員会を対象にする調査であるが、規模の大きい自治体の教育委員会は、小さい自治体に比べ、調査が多く発生する。
- また同じ規模の自治体同士が互いに依頼した。

ICT 関連の調査 (横浜市、H28)

他の教育委員会からの調査・依頼書の発生件数

調査名	依頼元	横浜市		青森市		合志市		大刀洗町	
		自治体数	依頼件数	自治体数	依頼件数	自治体数	依頼件数	自治体数	依頼件数
小中学校の校務支援システムの稼働状況	京都市教育委員会								
教育用コンピュータ等の整備状況	熊本市教育委員会								
タブレット端末整備状況等の調査	仙台市教育委員会								
学校のICT環境整備状況の調査	仙台市教育委員会								
ICT 環境の運用における実施体制の調査	北九州市教育委員会								
依頼元の人口規模									
100万以上		10	37	0	0	0	0	0	0
100万～50万		8	18	4	6	0	0	1	1
50万～5万		7	11	22	29	2	2	1	1
5万以下		1	1	0	0	3	3	0	0
地域名提示無し		48	48	0	0	0	0	0	0
合計		74	115	26	35	5	5	2	2

3. 教育部門の行政記録情報

教育部門において、各種調査に活用できる行政記録情報には、教育法で定めた①「学校において備えなければならない表簿」、②学校で作成している表簿と様式、③各種調査に備え教育委員会で独自に管理・作成している文書と台帳等があった。しかし各自治体別に①～③の様式の詳細、管理項目が異なり、標準化されていなかったため、データ化またシステム化にする困難な状態であった。また各種調査は意見聴取、事例提供、アンケートなどが含まれ、行政記録情報を活用するには限界がある調査も多くあった。

教育委員会が作成・管理している文書類 (合志市)

区分	種数	区分	種数	区分	種数
業務一般	33 種	学校教育	37 種	人権教育	8 種
職員	23 種	施設	4 種	生涯スポーツ	4 種

おわりに

統計情報を確報する手段は、記入した帳票の方式から、抽出したデータを活用する方法へ移行している。システム化されていないため、むしろ教育委員会は多くの行政記録情報を台帳の形で管理していたことが分かった。各種統計調査に行政記録情報を活用するには、現状分析の結果から構造化・電算化可能な情報をデータ化する必要があると考えられる。教育部門において行政記録情報を行政記録データとして活用すると、特に統計における品質要素の「効率性」、「適時性」が向上されると期待できる。

商業統計に関する現代的課題：小売業態，商業集積，オンライン化

荒川 貴典（立命館大学大学院）

長澤 克重（立命館大学）

池田 伸（立命館大学）

0. はじめに

「商業統計」は2019年度より「サービス産業動向調査」，「特定サービス産業調査」とともに「経済構造実態調査」に統合されることとなった。

とくに小売業に関して店舗や立地の変化が感得できるが，これまでの「商業統計」はどのようにこれら経済社会の変化を表章し，市民社会や政策当局と共通の理解の基盤を提供できていたのでしょうか。「商業統計」は小売業について業種店の統計から始まったといえる。では，今日までの多様な消費経済の実態や変化について，とくに次のような点についてどのように対応してきたのでしょうか。すなわち，

1. 「小売の輪」の理論が示すスーパー，コンビニ等の小売業態の多様化と変化，
2. 他店舗展開と事業所，また商店街，モールなどの小売を含む商業集積，
3. グローバル化のもとでの無店舗販売，とくにオンラインショッピングの発展

これらについて，本報告では「経済センサス」や「商業動態統計」，民間統計や財務資料とも関連させて小売業の表章について「商業統計」の課題と思われるもの，それによって後継の統計に期待すべきことを試論的に明らかにする。

1. 小売の商業統計論

ある主品目を販売する単一店舗だけではなく，セルフサービスを導入しチェーン店を構成する一定の品目（たとえば食品）の品揃えや売場面積で区別される小売業態は，「小売の輪」として説明されるように区分・推移するため表章が原理的に難しい。

2. 小売業の全般的な動向

「商業統計」は1952年から実施され，商業を営む事業所の産業別，従業者規模別，地域別等に従業者数，商品販売額等を把握することを目的にしている（同 web サイト）。

小売業の動向として，小売商店数は，1970年代は増加していたが，1982年の約172万店をピークに減少している。業種別にみた場合，その増減は業種により違いがみられた。

3. 小売産業の特質：事業所・業態論，集積・立地論，オンライン化

1980年代に急速に成長したコンビニエンスストアは，各業種に影響を与えたが，業種分類として「コンビニエンスストア」となったのは，2002年からであった。しかし，定義・産業分類の変更のために時系列の連続性が失われ，また統計間の整合性も確保されているとは言いがたい面がある。たとえば，コンビニエンスストアの店舗数を例にとると「商業統計」と「商業動態統計」とでは，「商業統計2014年（平成26年）」では約3万4千店，一方「商業動態統計」では，調査方法が異なるとはいえ同時期で約5万1千店と，約1万7千店舗の差異が発生している。

商業集積とは店舗の集まりで小売店だけでなく飲食店，サービス店も含み，商店街，駅ビル，ショッピングセンター等をいう。商業統計では「立地環境特性格別統計」で商業集積

の売上額が表章されているが、商業デベロッパーのショッピングセンターの売上と比較すると大きく数値が異なる。これは小売店だけでなく飲食店、サービス店も含まれるためと推察される。商業集積は小売店だけでなく飲食店やサービス店舗も含めることでその集積の持つ影響を測れるはずであるが、規制政策との関係により調査目的には含まれていない。

オンラインショッピングは無店舗販売の種々の種類の一つとされ、伝統的には通信販売業の新しい形態とされている。近年まで表章されることが少なかったようであるが、「経済センサス 2016 年（平成 28 年）」では「インターネット販売」は全小売額の 3%に満たないとされている。また、地域的には大都市部以外では、通信販売本社の所在地を反映して長崎県や香川県のシェアが高い。しかし、これが近年のプラットフォームのグローバル化、サービス・電子化を表章しているといえるであろうか。

4. 総括と展望

1952 年の商業統計の開始時以来は、戦前からの伝統により業種店を中心とした政策を意識した調査目的と戦後の客体を事業所とする調査方法とに規定されてきた。そのような商業統計の利活用例として中小企業の施策を中心とする流通関連施策の立案、実施の基礎資料（大店立地法等）をあげ、大規模小売店舗法の運用において影響を与えてきた。

しかし政策的には商業統計の推移では保護の対象とした中小企業である業種店の減少傾向は変わらないままであった。業態別の表章において、百貨店、総合スーパーの事業所数も売上も減少傾向にある中で、時系列の傾向や比較可能性が確保されて動的に変化する小売業態の表章と政策、効果との関係が分明にされているかあらためて問われる。

「立地環境特性別統計」において地域における商業集積が表章されるようになったが、小売業のみのため飲食店やサービス業の事業所が対象外となり逆に集積全体をつかみにくく施策の立案においても、小売業のみの規制のためちぐはぐな感じは否めない。

他方、オンラインショッピングは急速に進展し、国境を超えた財の移動が通常のこととなっている。さまざまな点で店舗を凌ぐオンラインショッピングのプラットフォームは、従来の業態の規模や品揃え、立地はもとより、卸と小売、財とサービスの区別や、租税の賦課と税源など従前の「商業統計」の枠組みを大きく超えるものとなっている。しかし、「無店舗小売業」の一つとしてのみ近時表章されているに過ぎない。

このような複合する小売業の変化を、新たに統合される経済統計の商業・小売業に関する部分は他産業の特性とも整合的な形式・コストで担いうることを期待される。

参考文献

駒木伸比古（2016）「経済センサス実施にともなう商業統計の変容とその利用」, E-journal GEO, 11(1), 154-163.

林周二（1966）「わが国商業関係統計体系の吟味：流通統計体系の基本問題-2」『社会科学紀要』, (15), 27-56.

林周二（1990）「事業所統計としての『商業統計』」『経営と情報』静岡県立大学・経営情報学部学報, 2(1), 25-31.

調査統計グループ 構造統計室（2018）『商業統計調査の今後の在り方に関する調査研究（平成 30 年度）』経済産業省.

「特集 経済構造統計の整備と新たな取り組み」ESTRELA, 2018 November, 296.

経済統計学をどう教えるか？－経済学理論からのアプローチ－

佐野 一雄(福井県立大学)

はじめに

経済統計学の講義内容は選択の自由度が高い。統計制度や各種統計の解説に始まり、統計調査の方法と誤差論、産業連関表と SNA、推定と検定、回帰分析や多変量解析の応用など、実に多彩な領域に及ぶ。社会科学方法論として統計学を教えるという立場からすると、これらの領域をできるだけ幅広くカバーしたい。しかし、例えば、経済学部であれば、実質科学としての経済学理論の重要な問題として面白くなければ、学生の興味を惹くことはなかなか難しい。方法としての統計学の重要性を学生に理解してもらうためには、考察の対象となる実質科学的な問題が興味深くなければならないのである。そこで筆者は、経済統計学の学部生向けの講義に、次の三つのテーマを導入して考察することにした。

1. 不平等の問題

経済統計学では不平等の指標としてジニ係数を必ず扱う。ローレンツ曲線の意味とジニ係数の計算方法を解説し、統計データを確認するというのが一般的な講義内容であろう。社会科学方法論としてはそれで十分かもしれないが、「ジニ係数はどの程度であるべきか？」と考えた瞬間に実質科学的な問題に直面する。そのような学生の問いにどう答えるべきであろうか？

2. 財政赤字の問題

日本政府の累積債務残高はグロスで GDP の二倍以上に達している。歴史的に見ても戦時のようなこの異常な赤字は、やはり統計データによってその事実を確認することができる。しかし、財政赤字による政府支出を減少させれば、その分だけ GDP も減少し景気後退を招くので、緊縮財政は困難である。さらに現代貨幣理論(MMT)が、その正しさの実証例として日本を名指し、財務省や日銀を慌てさせている。そもそも有効需要政策とは何なのか？講義はここから始める必要がある。

3. 物価と景気の問題

日銀の異次元緩和によっても物価目標 2%は達成されていない。アベノミクスでもデフレ脱却が至上命題のように掲げられているが、ほんとうに正しい目標なのだろうか？安定的に物価を上昇させることで、実質経済成長率も上昇し、われわれは豊かになれるのだろうか？経済学には古くから貨幣中立説と貨幣実体説がある。貨幣中立説によれば、物価目標などは明らかに無意味であるから、政府と中央銀行は貨幣実体説に依拠しているはずである。物価と景気の問題を考察するためには、伝統的な IS-LM モデル、RBC モデル、New IS-LM モデルについての理解が不可欠である。

まとめ

経済学理論の重要な未解決問題からアプローチすると、経済統計学の講義に少し深みをもたせ

ることができる。

【分析結果の例】

1 / M1V = 0.122 + 0.132 * LONG / GDP				
	Coefficient	Standard Error	t Stat	p-value
Intercept	0.122	0.002	51.097	0
LONG / GDP	0.132	0.007	19.275	0
1 / M2V = 0.549 + 0.037 * LONG / GDP				
	Coefficient	Standard Error	t Stat	p-value
Intercept	0.549	0.005	102.942	0
LONG / GDP	0.037	0.015	2.442	0.015
1 / MZMV = 0.526 - 0.163 * LONG / GDP				
	Coefficient	Standard Error	t Stat	p-value
Intercept	0.526	0.012	45.68	0
LONG / GDP	-0.163	0.033	-4.952	1.41E-06
1 / M1V = 0.13 + 0.113 * SHORT / GDP				
	Coefficient	Standard Error	t Stat	p-value
Intercept	0.13	0.003	47.054	0
SHORT / GDP	0.113	0.009	13.328	0
1 / M2V = 0.551 + 0.03 * SHORT / GDP				
	Coefficient	Standard Error	t Stat	p-value
Intercept	0.551	0.005	107.936	0
SHORT / GDP	0.03	0.016	1.932	0.055
1 / MZMV = 0.528 - 0.193 * SHORT / GDP				
	Coefficient	Standard Error	t Stat	p-value
Intercept	0.528	0.011	48.945	0
SHORT / GDP	-0.193	0.033	-5.819	1.93E-08

【主な参考文献】

アマルティア・セン『不平等の経済学』東洋経済新報社、2000年。

井堀利宏『ミクロ経済学』第2版、新世社、2004年。

加藤涼『現代マクロ経済学講義－動学的一般均衡モデル入門』東洋経済新報社、2006年。

吉川洋『マクロ経済学』第3版、岩波書店、2009年。

経済統計学会第63回（2019年度）全国研究大会プログラム委員会

委員長	伊藤 伸介	（東北・関東支部）
副委員長	伊藤 純	（東北・関東支部）
委員	鈴木 雄大	（北海道支部）
	大井 達雄	（関西支部）
	栗原 由紀子	（関西支部）
	山口 秋義	（九州支部）

経済統計学会 第63回（2019年度）全国研究大会報告要旨集

2019年9月1日発行

編集 経済統計学会全国研究大会プログラム委員会
発行者 経済統計学会会長 金子 治平

連絡先

〒192-0393 東京都八王子市東中野742-1 中央大学経済学部
経済統計学会第63回（2019年度）全国研究大会プログラム委員会
伊藤 伸介
TEL : 042-674-3406
FAX : 042-674-3425
E-mail : ssitoh@tamacc.chuo-u.ac.jp

印刷 音羽リスマチック（株）

〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9

TEL : 03-3945-3227