

統計学

第 107 号

論文

国勢調査マイクロデータを用いたスワッピングの有効性の検証
..... 伊藤 伸介・星野なおみ (1)

標本交代方式を採る統計調査の標本バイアス
..... 山口 幸三 (17)

書評

吉田 忠著『近代オランダの確率論と統計学』（八朔社，2014年）
..... 上藤 一郎 (33)

泉 弘志著『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，2014年）
..... 橋本 貴彦 (38)

海外統計事情

ロシア統計学会について
..... イリーナ エリセーエワ・山口 秋義 (43)

本会記事

経済統計学会第58回（2014年度）全国研究大会 (46)

2014年9月

経済統計学会

創刊のこ と ば

社会科学の研究と社会的実践における統計の役割が大きくなるにしたがって、統計にかんする問題は一段と複雑になってきた。ところが統計学の現状は、その解決にかならずしも十分であるとはいえない。われわれは統計理論を社会科学の基礎のうえにおくことによって、この課題にこたえることができると考える。このためには、われわれの研究に社会諸科学の成果をとりいれ、さらに統計の実際と密接に結びつけることが必要であろう。

このような考えから、われわれは、一昨年来経済統計研究会をつくり、共同研究を進めてきた。そしてこれを一層発展させるために本誌を発刊する。

本誌は、会員の研究成果とともに、研究に必要な内外統計関係の資料を収めるが同時に会員の討論と研究の場である。われわれは、統計関係者および広く社会科学研究者の理解と協力をえて、本誌をさらによりよいものとするを望むものである。

1955年4月

経 済 統 計 研 究 会

経 済 統 計 学 会 会 則

第1条 本会は経済統計学会（JSES : Japan Society of Economic Statistics）という。

第2条 本会の目的は次のとおりである。

1. 社会科学に基礎をおいた統計理論の研究
2. 統計の批判的研究
3. すべての国々の統計学界との交流
4. 共同研究体制の確立

第3条 本会は第2条に掲げる目的を達成するために次の事業を行う。

1. 研究会の開催
2. 機関誌『統計学』の発刊
3. 講習会の開催、講師の派遣、パンフレットの発行等、統計知識の普及に関する事業
4. 学会賞の授与
5. その他本会の目的を達成するために必要な事業

第4条 本会は第2条に掲げる目的に賛成した以下の会員をもって構成する。

- (1) 正会員 (2) 院生会員 (3) 団体会員
- 2 入会に際しては正会員2名の紹介を必要とし、理事会の承認を得なければならない。
- 3 会員は別に定める会費を納入しなければならない。

第5条 本会の会員は機関誌『統計学』等の配布を受け、本会が開催する研究大会等の学術会合に参加することができる。

- 2 前項にかかわらず、別に定める会員資格停止者については、それを適用しない。

第6条 本会に、理事若干名をおく。

- 2 理事から組織される理事会は、本会の運営にかかわる事項を審議・決定する。
- 3 全国会計を担当する全国会計担当理事1名をおく。
- 4 渉外を担当する渉外担当理事1名をおく。

第7条 本会に、本会を代表する会長1名をおく。

- 2 本会に、常任理事若干名をおく。
- 3 本会に、常任理事を代表する常任理事長を1名おく。
- 4 本会に、全国会計監査1名をおく。

第8条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

1. 編集委員会
2. 全国プログラム委員会
3. 学会賞選考委員会
4. ホームページ管理運営委員会
5. 選挙管理委員会

第9条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

第10条 本会の運営にかかわる重要事項の決定は、会員総会の承認を得なければならない。

第11条 本会の会計年度の起算日は、毎年4月1日とする。

- 2 機関誌の発行等に関する全国会計については、理事会が、全国会計監査の監査を受けて会員総会に報告し、その承認を受ける。

第12条 本会会則の改正、変更および財産の処分は、理事会の審議を経て会員総会の承認を受けなければならない。

付 則 1. 本会は、北海道、東北、関東、関西、九州に支部をおく。

2. 本会に研究部会を設置することができる。
3. 本会の事務所を東京都町田市相原4342法政大学日本統計研究所におく。

1953年10月9日（2010年9月16日一部改正[最新]）

国勢調査マイクロデータを用いた スワッピングの有効性の検証

伊藤伸介*・星野なおみ**

要旨

わが国ではこれまで、攪乱的手法を含む匿名化技法に関する実証的な研究が、諸外国と比較して非常に少なかった。そのため、マイクロデータに対する攪乱的手法の適用可能性を追究することによって、匿名データの作成において実用的な匿名化技法の範囲が拡大することが期待される。そこで、本稿では、攪乱的手法の1つであるスワッピングの適用可能性について検討を行うだけでなく、スワッピング済データにおける有用性と秘匿性の定量的な評価を行った。本分析結果によれば、ターゲット・スワッピングにおける秘匿性は、ランダム・スワッピングにおけるそれよりも全般的に高くなっている。このことは、有用性がある水準に設定された場合、ターゲット・スワッピングのほうが少ないスワッピング率でより高い秘匿性を確保することが可能なことを意味している。このように秘匿の観点から見ると、本分析の結果においては、ランダム・スワッピングよりもターゲット・スワッピングのほうがより有効な手法であると言える。

キーワード

国勢調査, マイクロデータ, 匿名化技法, スワッピング

1. はじめに

諸外国では、様々な政府統計マイクロデータが提供されており、それによって主として社会経済の分野におけるマイクロレベルの実証研究に大きく寄与してきた。マイクロデータには個体情報が含まれていることから、マイクロデータの提供において個々人が特定化されるリスクを低減するためには、マイクロデータに対して法制度的あるいは技術的な匿名化措置を施すことが求められる。前者の法制度的な匿名化措置については、例えばアメリカセン

サス局の開示評価委員会（Disclosure Review Board）において匿名化措置に関するチェックリスト等を用いて政府統計マイクロデータの提供可能性を検討していることを指摘することができる。他方、後者の匿名化の技術的な手法は、原数値における区分を変更する等の加工を行う非攪乱的な（non-perturbative）手法と原数値にノイズを追加する等の加工を施す攪乱的な（perturbative）手法に類別される。非攪乱的な手法については、リコーディング（区分統合）、データの削除（レコード削除あるいは変数の削除）、トップ（ボトム）・コーディング（分布の上位あるいは下位における区分統合）が存在する。一方、攪乱的な手法については、ノイズの付加（加法ノイズ、乗法ノイズ）、スワッピング（レコード間の

* 中央大学経済学部
（独）統計センター非常勤研究員
e-mail : ssitoh@tamacc.chuo-u.ac.jp

**（独）統計センター
e-mail : nsaitou2@nstat.go.jp

入れ替え), ラウンディング (丸め), ミクロアグリゲーション (変数値を層内の平均値等の代表値に置き換えること) 等の手法がある (Domingo-Ferrer and Torra, 2001a ; Willenborg and de Waal, 2001)¹⁾。

諸外国では, 個票データに対して秘匿処理を施したマイクロデータ (以下「匿名化マイクロデータ」と呼称) を作成する上では, リコーディング, トップ (ボトム) ・コーディング等の非攪乱的な手法が用いられることが少なくない。その一方で, 匿名化マイクロデータの作成において攪乱的な手法が適用される場合もある。例えば, アメリカセンサス局は, 2000年のアメリカ人口センサスの一般公開用マイクロデータ (Public Use Microdata Sample ; PUMS) において, 加法ノイズやラウンディングを採用している (Zayatz, 2007)。また, イギリスでも, 2001年人口センサスの匿名化標本データ (Samples of Anonymised Records) において, PRAM (Post RAndomisation Method) が用いられている (De Kort and Wathan, 2009)。

ところで, 諸外国では, ミクロデータに含まれる個体情報の露見リスク (disclosure risk) の低減 (露見制御, disclosure control) を図るために, ミクロデータおよび集計表の作成においてスワッピングを適用していることが知られている。アメリカセンサス局は, 1990年人口センサス以降, 集計表における秘匿処理として, 人口センサスの個票データにスワッピングを適用している (Federal Committee on Statistical Methodology, 1994 ; Gbur and Zelenak, 2004)。このスワッピングされた個票データに基づいて, PUMSおよび集計表が作成されている (Zayatz, 2007)。なお, イギリスにおいても, 人口センサスの個票データの作成において, レコードスワッピングが適用されている (Shlomo, 2007)。スワッピングの適用対象となるレコードは, 他のレコードと入れ替えられることから, 特定化の

リスクを回避することができることが主な理由だと考えられる。

一方, わが国における攪乱的手法に関する実証的な研究については, Takemura (2002) による人口動態調査死亡票の個票データを用いたスワッピングの研究, 伊藤他 (2008, 2009, 2010) による全国消費実態調査の個票データを用いたマイクロアグリゲーションの適用可能性に関する実証研究, さらに伊藤・村田 (2013) による家計調査の個票データを用いたマイクロアグリゲーションや加法ノイズの有効性の研究等があるが, 諸外国と比べると実証研究に関する蓄積は非常に少ないと思われる。マイクロデータに対する攪乱的手法の適用可能性を検証することによって, 匿名データの作成において実用的な匿名化技法の範囲が拡大することが期待されることから, わが国でも攪乱的手法についてはさらなる実証的な研究の必要性は高いと思われる。

現在, わが国では平成12年と17年の国勢調査の匿名データが提供されているが, 攪乱的手法としてスワッピングが初めて適用されている。将来的には, 小地域分析用の匿名データ等, 別のタイプの国勢調査の匿名データの要望が出てくる可能性があり, その予備的な研究として, 攪乱的手法の中でもスワッピングについてその方法的な可能性をさらに追究することは有用であると考えられる。

そこで, 本稿では, 匿名化技法としてのスワッピングに焦点を当て, わが国の政府統計マイクロデータに対するスワッピングの有効性について検討を試みる。本稿では, 最初に露見リスクの基本的な考え方とスワッピングの特徴を述べる。つぎに, スワッピングの有効性を評価するために, 匿名化技法を適用した場合の有用性 (data utility) と秘匿性 (data confidentiality) の定量的な評価方法および有用性と秘匿性の相対比較の方法についてのサーベイを行う。これらの議論を踏まえて, 本研究では, 政府統計マイクロデータを用いて

スワッピングの実験を行う。具体的には、スワッピングの対象となるレコードを探索した上で、該当するレコードに対してスワッピングを試行的に適用するだけでなく、スワッピングが施されたデータ（以下、「スワッピング済データ」と呼称）について有用性と秘匿性の定量的な評価を行うことによって、スワッピングの有効性の検証を試みる。

2. 露見リスクとスワッピング

露見リスクを議論する場合、主として、個体識別漏洩 (identification disclosure) に伴うリスクと予測漏洩 (prediction disclosure) によって発生するリスクに大別することができる (Duncan and Lambert, 1989; Skinner, 1992)。個体識別漏洩とは、マイクロデータに含まれるレコードからある個体が特定化されることによって、個体に関するセンシティブな情報が露見されることである。それに対して、予測漏洩とは、マイクロデータに含まれる個体が特定されなくても、その個体のセンシティブな属性に関しては狭い範囲で予測することが可能になることである (Skinner, 1992: p.23)。

以下では、個体識別を例に、露見リスクを議論することにしたい。マイクロデータの入手者 (侵入者, intruder) が、特定の個体に関する識別情報を含むファイル (識別ファイル) を持っていることを想定する。マイクロデータの入手者によって、①識別ファイルに含まれるレコードとマイクロデータ中のレコードとの間で、キー変数 (key variable) による 1 対 1 のマッチングが行われ、②そのマッチングされたレコードが特定の個体のものであることが突き止められた場合、個体識別が成立する (Müller *et al.*, 1995)。

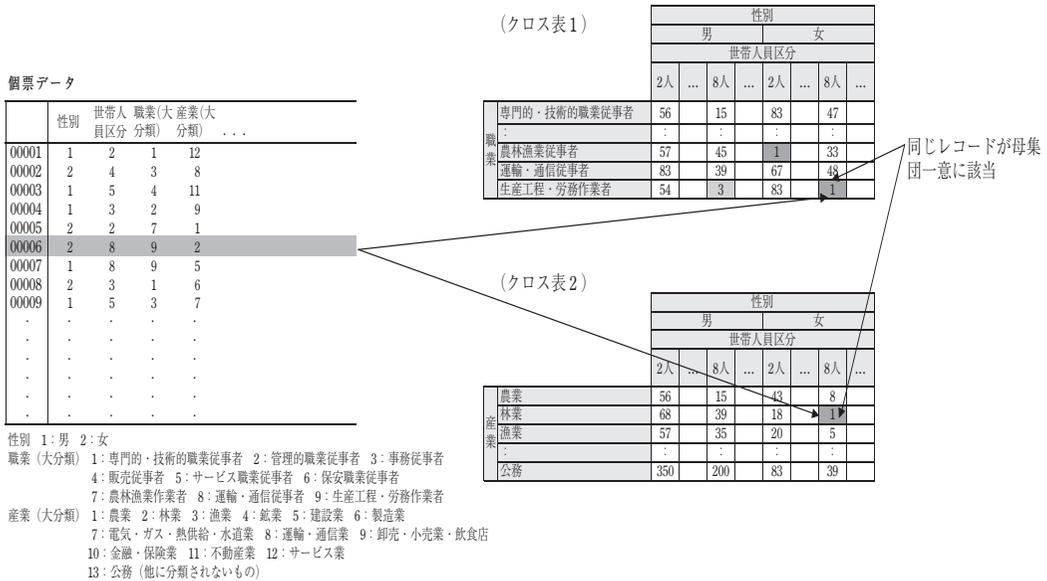
もし、マイクロデータの入手者が、識別ファイルに相当する母集団に関する外部情報を持っていた場合、個体を特定するために外部情報とマイクロデータのマッチングを行うこと

が考えられる。マイクロデータが母集団についてのレコードから構成され、母集団において属性の組み合わせがただ 1 つしか存在しない母集団一意 (population unique) に該当するレコードが含まれるのであれば、外部情報とのマッチングにおいて個体が特定化されるリスクが高まる。

それに対して、マイクロデータが標本に関するレコードから構成される場合、回答者の属性の組み合わせによって、一意となるレコードが存在したとしても、それは、標本一意 (sample unique: SU) であって、母集団一意とは異なる。一方で、標本一意の中で母集団一意に該当するレコードは、匿名化技法の適用対象となることが考えられる。

他方、「疫学的に特異であるために、本質的に (intrinsically) まれな属性群の組み合わせを有する」レコードは、「特殊な一意 (special uniques)」とみなされ (Elliot, 2001)、標本一意の中で母集団一意に該当するレコードの中でも個人が特定化される可能性が特に高くなる。特殊な一意とは、Elliot and Manning (2004) によれば、「K 個のキー変数の集合において標本一意であるだけでなく、K の部分集合である k 個 (のキー変数の集合) においても標本一意となること」であって、「少数のキー変数の組み合わせでも標本一意になるレコード」が特殊な一意に該当するとみなされる (Gross *et al.*, 2004)。図 1 は、特殊な一意の概略図を示したものである。議論を簡単にするために、図 1 に示される個票データは母集団を表すレコードを含んでいると仮定し、例えば一連番号 00006 のレコードは、性別については女、世帯人員区分に関しては 8 人世帯、職業 (大分類) については生産工程・労務作業、さらに産業 (大分類) に関しては林業の属性値を有しているとする。また、クロス表 1 は、性別、世帯人員区分と職業 (大分類) のクロス表であり、クロス表 2 は、性別、世帯人員区分と産業 (大分類) のクロス

図1 本研究における「特殊な一意」のイメージ



注 本図では、性別、世帯人員区分と職業(大分類)と産業(大分類)をキー変数と仮定している。

表を示している。クロス表1において、母集団一意のセルが2つ存在するが、その中で一連番号00006のレコードは、性別が女、世帯人員区分が8人世帯、職業が生産工程・労務作業従事者であるセルに該当するだけでなく、クロス表2においても、性別が女、世帯人員区分が8人世帯で産業が林業であるセルに該当しているとする。図1において、性別、世帯人員区分と職業(大分類)と産業(大分類)をキー変数と仮定すると、一連番号00006のレコードは、性別、世帯人員区分と職業(大分類)というキー変数の組み合わせと性別、世帯人員区分と産業(大分類)という2つの組合せにおいて母集団一意であるということが出来る。さらに、いずれの場合も少数のキー変数の組み合わせであることから、一連番号00006のレコードは、母集団一意に該当するレコードの中でも、リスクが相対的に高いレコードということができ、特殊な一意となるレコードの可能性が高いことがわかる。

このように低次元のクロス表をもとに、特殊な一意に該当すると思われるレコードを探

索することが求められる。こうした特殊な一意に該当するレコードに対して適用される匿名化技法が、スワッピングである。スワッピング(data swapping)とは、「マイクロデータに含まれるレコード同士で属性値を入れ替える」ことである(Willenborg and Waal, 2001 : p.126)。スワッピングの概略図については、図2で示している。図2では、個票データに対して地域が異なるレコード同士でスワッピングが行われている。具体的には、地域が「三大都市圏」、性別が「女」、年齢が「35~44歳」、雇用形態が「正規の職員・従業員」、週間就業時間が「35~48時間」となっているレコードを、地域が「三大都市圏以外」であるレコードに入れ替える。スワッピングのために使用するキー変数は、性別、年齢と雇用形態とする。図2を見ると、地域が「三大都市圏以外」で性別等のキー変数の値が同じレコードに入れ替えることによって、スワッピング済データにおいて作成された性別、年齢、雇用形態別のクロス表は、スワッピング前の個票データにおけるク

図2 スワッピングのイメージ

個票データ							スワッピング済データ						
番号	地域	性別	年齢	雇用形態	週間就業時間		番号	地域	性別	年齢	雇用形態	週間就業時間	
1	1	1	2	2	1		1	1	1	2	2	1	
2	1	2	4	1	2	入れ替え	2	2	2	4	1	3	
3	1	1	3	1	4		3	1	1	3	1	4	
4	1	1	5	3	1		4	1	1	5	3	1	
5	1	1	6	2	3		5	1	1	6	2	3	
6	1	1	4	3	2		6	1	1	4	3	2	
7	2	2	4	1	3		7	1	2	4	1	2	
8	2	1	5	1	4		8	2	1	5	1	4	
9	2	2	2	2	3		9	2	2	2	2	3	

性別 1:男 2:女

地域 1:三大都市圏 2:三大都市圏以外

年齢 1:15歳未満 2:15~24歳 3:25~34歳 4:35~44歳 5:45~54歳 6:55~64歳 7:65歳以上

雇用形態 1:正規の職員・従業員 2:パート・アルバイト 3:派遣・契約社員

週間就業時間 1:35時間未満 2:35~48時間 3:49~59時間 4:60時間以上

ロス表の数値と変わらないことが確認できる。

スワッピングは、特殊な一意のような露見リスクの高いレコードを対象に、特定のスワッピング率において適用されるが、スワッピングの適用によって基本的な属性間関係性が変わらないことが求められる。また、スワッピングは、特定化のリスクが特に高いと思われるレコードにターゲットを絞ってスワッピングを行うターゲット・スワッピング (targeted data swapping) と、無作為にスワッピングの対象となるレコードを選別した上でスワッピングを行うランダム・スワッピング (random data swapping) に大別される (Shlomo *et al.*, 2010)。

スワッピングの実際の適用においては、小地域レベルで特定の人口社会的属性群に基づいて一意性を有する世帯のレコードを対象に、別の地域における他の世帯との入れ替えが行われている。2000年アメリカ人口センサスの場合、スワッピングは、short formとlong formの2種類の調査票情報に適用され、特殊な一意の対象となるレコードを探索した上で、異なる地域に居住する世帯の組に対して、地域間におけるスワッピングが適用されてい

る。また、スワッピングの対象となる世帯の組については、最低限の人口社会的な属性に基づいた対応付けが行われている (Zayatz, 2007)。

3. ミクロデータにおける有用性と秘匿性の評価について

ミクロデータに対する匿名化技法の適用可能性を検証するために、匿名化ミクロデータにおける情報量損失 (information loss) の程度を表す有用性と秘匿処理に伴う個体情報の露見リスクの程度を表す秘匿性の定量的な評価に関する研究が行われてきた (Domigo-Ferrer and Torra, 2001b; Karr *et al.*, 2006; Shlomo, 2010)。したがって、スワッピング済データにおいても、こうした有用性と秘匿性の評価方法が適用されてきた (Shlomo *et al.*, 2010)。

3-1 有用性の評価方法

ミクロデータの有用性の定量的な評価方法については、以下のような方法を指摘することができる (伊藤・村田, 2013)。第1は、平均や分散等の基本統計量、絶対距離の平均

値 (average absolute distance) 等を用いたクロス集計表における度数の比較 (Domigo-Ferrer and Torra, 2001b), クラメールのVといった関連性の指標 (Shlomo, 2010) 等を用いて, 個票データと匿名化マイクロデータの近似性の比較を行うことである。第2は, 個票データに対する匿名化マイクロデータの情報量損失を計測することである。具体的には, 量的属性に関しては, 属性値, 相関係数行列や分散共分散行列等を用いて, 平均平方誤差 (mean square error), 平均絶対誤差 (mean absolute error), および平均変化率 (mean variation) に基づく情報量損失を計測することが提案されている (Domigo-Ferrer and Torra, 2001a)。また, 質的属性については, エントロピーをもとに, 情報量損失を計測する方法が議論されている (De Waal and Wiltenborg, 1999)。なお, 有用性の評価方法については, 回帰分析における決定係数の比較や回帰係数の信頼区間に基づいた評価方法 (Karr *et al.*, 2006), さらに, 傾向スコア, クラスタ分析, 経験分布関数等を用いて有用性を定量的に評価する方法も提唱されている (Woo *et al.*, 2009 : pp.113-115)。

3-2 秘匿性の評価方法

秘匿性の定量的な評価方法は, ファイルレベルのリスク評価法 (file-level risk metrics) とレコードレベルのリスク評価法 (record-level risk metrics) に類別することが可能である (Elliot, 2001 : pp.80-84)。前者のファイルレベルのリスク評価法については, シナリオに基づいてキー変数を設定した上で, 母集団一意を計測することが指摘できる (Gross *et al.*, 2004)。母集団一意の評価指標に関しては, 母集団全体に占める母集団一意数の比率である母集団の一意性 (population uniqueness) や, 母集団一意かつ標本一意としての共通一意 (union uniques : UU) となるレコード数の標本一意 (SU) となるレコー

ド数に対する比率であるUUSU比率 (UUSU ratio) は, 母集団一意に関する主要な指標と考えることができる (Elliot, 2001)。

後者のレコードレベルのリスク評価法に関しては, 低次元のクロス表をもとに, 特殊な一意に該当すると思われるレコードを探索する特殊な一意の分析 (Special Uniques Analysis) (Elliot *et al.*, 2002) がある。このような特殊な一意のレコードが匿名化マイクロデータにおいてどの程度減少したのかを計測することも, 秘匿性の評価指標の1つと考えられる。さらに, 個票データと匿名化マイクロデータとのレコードリンケージ (record linkage) による評価研究 (Duncan *et al.*, 2011) もレコードレベルのリスク評価法の1つと思われる。これについては, わが国においても, 全国消費実態調査や家計調査のマイクロデータを用いて, レコードリンケージに基づく秘匿性の評価を行った研究がある (伊藤他, 2009 ; 伊藤他, 2010 ; 伊藤・村田, 2013)。

3-3 有用性と秘匿性の比較分析の方法

近年では, 各種の匿名化マイクロデータにおける有用性と秘匿性の比較・検証が行われている。有用性と秘匿性の比較分析を行うための主な方法としては, ①総合指標による評価, ②R-Uマップ (R-U confidentiality map ; Rはrisk, Uはutilityの略) の作成がある。

前者の総合指標による評価については, Domingo-Ferrer等が, 情報量損失とリスクに関するスコアをもとに総合指標を作成した上で, 有用性と秘匿性に関する相対評価を行っている (Domigo-Ferrer and Torra, 2001b)。具体的には, 様々な匿名化マイクロデータを対象に, 相関係数行列の平均平方誤差等を用いて情報量損失のスコアを計測するだけでなく, レコードリンケージに基づいてリスクに関するスコアの計算を行っている。スコアに基づいて有用性と秘匿性に関する定量的な総合指標を作成していることから, 匿名化技法の有

効性について定量的に評価することが容易であるが、スコアの計算方法や総合指標の算定式の設定によって、評価結果が変わることも考えられる。

後者のR-Uマップに関しては、Duncan等が、有用性と秘匿性について相対比較を行うために、R-Uマップの作成を提唱している（Duncan *et al.*, 2001）。R-Uマップによって、有用性と秘匿性がトレードオフの関係にあることが視覚的に把握できることから、R-Uマップでの位置を確認した上で、R-Uマップ上で有用性と秘匿性の相対的な変化の程度を明示することによって、各種の匿名化技法を比較・検討することが可能である。その一方で、R-Uマップにおいて有用性と秘匿性に関する許容可能な水準（閾値）を設定しない場合、R-Uマップ上で、有用性と秘匿性の両面から最適な匿名化技法を選ぶのは困難である。わが国では、全国消費実態調査や家計調査の個票データを例に、R-Uマップの試行的な作成が行われている（伊藤他，2010；伊藤・村田，2013）。

4. 国勢調査のマイクロデータに対するスワッピングの方法

本節では、わが国の国勢調査のマイクロデータを用いて行ったスワッピングに関する研究の概要を述べる。本研究で国勢調査を使用する理由は、本研究の成果が、将来国勢調査の小地域分析用マイクロデータの作成を検討する上で基礎資料として寄与しうると考えたからである。なお、本研究では、平成17年国勢調査の個票データにおける特定の地域（以下「地域A」と呼称）の記録をもとに個人単位で抽出した約100,000レコードを使用する。

本研究では、(1)スワッピングの対象となるレコードを探索するために、スワッピングの対象レコードの中で相対的にリスクの高いレコードをスコアに基づいて選び出し、(2)リスクの高いレコードに対してスワッピングを適

用する。

スワッピングの対象となるレコードの探索にあたっては、最初にキー変数を用いて、母集団一意の計測を行った。母集団一意に該当するレコードは、露見リスクの可能性があると考えられるために、スワッピングの適用対象となりうるからである。本研究で使用するキー変数については、外観識別性等を考慮した結果、つぎの11個の変数が選ばれた。

- ・世帯主との続き柄（13区分）
- ・男女の別（2区分）
- ・年齢5歳階級（25区分）
- ・配偶関係（5区分）
- ・国籍（13区分）
- ・労働力状態（9区分）
- ・従業上の地位（8区分）
- ・産業大分類（19区分）
- ・職業大分類（10区分）
- ・住居の種類（9区分）
- ・住居の建て方（4区分）+建物の階数（30区分）(建物の階数については共同住宅のみ)

この11変数をキー変数として母集団一意を計測した結果、母集団一意に該当するレコードは32,064レコードとなった。これらのレコードがスワッピングの対象となるレコードとして設定される。

つぎに、本研究は、スワッピングの対象レコードの中で相対的にリスクの高いレコードを選び出すために、母集団一意の対象レコードについて、キー変数のすべての組み合わせでクロス集計を行い、ある特定のレコードが母集団一意に該当した回数をレコードごとに計測し、その計測結果をもとにスコアを算定した。例えば、10個のクロス表で母集団一意に該当するのであれば、10点のスコアが算出される。このようなスコアの算出を行う理由は、スコアが高いレコードについては、相対的にリスクがより大きなレコードとすることができ、特殊な一意に該当するレコードの可能性が高くなると考えられるからである。

本研究において、キー変数11変数のすべての組み合わせ（全部で2,047通り）についてスコアを計算した結果、スコアの最大値は1,518、最小値は2となった。また、スコアの平均値と中央値はそれぞれ、260と192となっている。

最後に、スワッピングの対象レコードを選んだ上で、スワッピングが実行される。本研究では、地域Aのレコードから住居の建て方が空欄であるレコードを削除した上でスワッピングを適用する。また、本研究においては、(1)ターゲット・スワッピングと(2)ランダム・スワッピングの2種類のスワッピングを行う。ターゲット・スワッピングの場合、スコアの高い上位 $p\%$ ($p=1, 2, 3, 4, 5, 8, 10, 15, 20$)に該当するレコードをスワッピングの対象レコードとした。一方、ランダム・スワッピングについては、母集団一意に該当するレコードの中から、 $p\%$ にしたがってランダムに選んだレコードをスワッピング対象レコードとした。なお、本実験では、対象レコードに対して入れ替えの候補となるレコードについては、地域Aとは異なる地域（以下「地域B」と呼称）から作成したドナーファイル（約50,000レコード）から探索する。

ところで、スワッピングの対象となるレコードは、特殊な一意として出現する可能性が高いことから、スワッピングの対象レコードとキー変数の値が完全に一致するレコードがドナーファイルで見つかる可能性は低いと考えられる。そこで、本実験では、スワッピングの対象レコードに対して、ドナーファイルに含まれるレコードとの距離を計測し、ドナーファイルの中で最も距離が小さいレコードとスワッピングを行った。具体的には、以下の手順に従っている。

最初に、 i ($i=1, \dots, m$) および j ($j=1, \dots, n$) を、それぞれスワッピング対象レコードの番号およびドナーファイルのレコード番号とする (m と n は、それぞれスワッピング対象レ

コードの数およびドナーファイルのレコード数)。また、 k ($j=1, \dots, 11$) をキー変数の番号とする。このとき、 i 番目のレコードにおけるキー変数 k の分類区分の数値を Cs_{ki} 、また、 j 番目のドナーファイルのレコードにおけるキー変数 k の分類区分の数値を Cd_{kj} とすれば、キー変数 k に関する i と j の質的属性値間の距離 (distance for categorical variables) Sd_{kij} は次の(1)式のように定義できる (Domingo-Ferrer and Torra, 2001a : pp.105-106)。

$$Sd_{kij} = |Cs_{ki} - Cd_{kj}| \quad (1)$$

なお、年齢および住居の建て方の「共同住宅」以外の場合、 $|Cs_{ki} - Cd_{kj}| > 0$ であれば、 $Sd_{kij} = 1$ とする。

次に、質的属性値間の距離をスコア化するために、 k 番目のキー変数における分類区分数 C_k で Sd_{kij} を除することによって、 k 番目のキー変数におけるスコアである $Score_{kij}$ が(2)式によって算出される。すなわち、

$$Score_{kij} = \frac{1}{C_k} \cdot Sd_{kij} \quad (2)$$

さらに、各キー変数のスコアを合計することで、 i 番目と j 番目のレコード間の距離について、全てのキー変数を総合した指標 D_{ij} が(3)式によって計算される。

$$D_{ij} = \sum_k Score_{kij} \quad (3)$$

最後に、スワッピングの対象レコードとドナーファイルとの間の距離計測型リンケージを行い (Domingo-Ferrer and Torra, 2001a : Takemura, 1999)、ドナーファイルの中でこの距離が最も小さいレコードを、スワッピング対象レコードと置き換える²⁾。

5. スワッピングにおける有用性と秘匿性の評価

本研究では、スワッピング済データにおいて有用性と秘匿性の評価に関する定量的な評価を行った。第1に、有用性の評価について

は、Shlomo *et al.* (2010) に基づいて、絶対距離の平均値を用いて評価を行う³⁾。具体的には、絶対距離の平均値による有用性の評価指標 DU (data utility) に関しては、個票データとスワッピング済データの両方についてクロス表を作成した上で、個票データを用いて作成したクロス表におけるセルの度数 $T^O(c)$ とスワッピング済データを用いて作成したクロス表におけるセルの度数 $T^S(c)$ の差の絶対値を集計表におけるセルの数 n_T で除することによって求められる。すなわち、

$$DU = \frac{\sum_c |T^S(c) - T^O(c)|}{n_T} \quad (4)$$

他方、本研究では、秘匿性の評価指標 DR (disclosure risk) として、個票データにおけるクロス表の中で度数 1 であるセルの数 $\sum_c I(T^O(c)=1)$ に対するスワッピング済データにおけるクロス表の中で度数 1 であるセルの数 $\sum_c I(T^O(c)=1, T^S(c)=1)$ の比率が用いられた。

$$DR = \frac{\sum_c I(T^O(c)=1, T^S(c)=1)}{\sum_c I(T^O(c)=1)} \quad (5)$$

この秘匿性の評価指標 DR によって、スワッピングを行った場合に、個票データにおいて度数 1 だったセルのどの程度が度数 0 あるいは度数 2 以上に置き換えられたかがわかることから、スワッピングの効果を定量的に評価することが可能になっている⁴⁾。

先述のように、スワッピングは、特殊な一意となる可能性の高いレコードを対象に適用されることから、低次元のクロス表においてその効果を計測することが望ましい。したがって、本研究では、キー変数の中から 3 変数を選んだ場合のすべての組み合わせについてクロス表を作成した上で、有用性の評価を試みた⁵⁾。表 1-1 は、一例として、①年齢 (5 歳階級) × 性別 × 国籍、②年齢 (5 歳階級) × 世帯主との続き柄 × 労働力状態における有用性の評価指標 DU の結果を示したものである。また、③キー変数における 3 変数のすべての

表 1-1 有用性の評価指標に関する試算結果

スワッピング率とスワッピングの種類	年齢×性別×国籍	年齢×世帯主の続き柄×労働力状態	3変数のすべての組み合わせに関する平均値
ターゲット・スワッピング			
1%	0.9785	0.2790	0.7830
2%	1.5569	0.4855	1.3234
3%	2.0492	0.6475	1.7503
4%	2.3754	0.8253	2.1656
5%	2.6769	0.9668	2.5370
8%	3.3692	1.3354	3.6276
10%	3.7108	1.5385	4.2739
15%	4.5108	1.9385	5.8221
20%	5.1938	2.5347	7.9918
ランダム・スワッピング			
1%	0.2554	0.1149	0.2582
2%	0.3815	0.2072	0.4502
3%	0.4738	0.2735	0.6104
4%	0.5908	0.3344	0.7833
5%	0.7569	0.3870	0.9610
8%	1.1662	0.5983	1.5289
10%	1.4738	0.7268	1.9086
15%	2.2185	1.0393	2.9229
20%	3.3200	1.5856	4.8096

組み合わせにおける有用性の平均値についても示している。年齢、性別と国籍のクロス表については、年齢、世帯主との続き柄と労働力状態におけるクロス表と比較して、情報量損失が大きいことがわかる。その要因として、国籍については日本人以外の分類区分に該当するレコードは相対的に少なく、クロス表において度数が0になるセルが数多く存在するため、スワッピング率を上げた場合、情報量損失がより大きくなることが考えられる。その一方で、表1-1のいずれの結果でも、スワッピング率を上げるにつれて、有用性の程度が低くなることが確認される。また、ランダム・スワッピングのほうが、ターゲット・スワッピングと比較して、全般的に有用性が高いことがわかる⁶⁾。

一方、表1-2では、上記の①～③の3つのクロス表における秘匿性の評価指標DRの結果の一部も示されている。表1-2を見ると、年齢、性別と国籍のクロス表については、年齢、世帯主との続き柄と労働力状態における

クロス表と比較して、スワッピングを行った場合の秘匿性の程度がより大きくなっていることが確認できる。有用性の検証結果と同様、国籍における分布特性が秘匿性の評価結果に影響を及ぼしていることが推察される。また、スワッピング率を上げるにつれて、秘匿性の評価指標の数値が相対的に小さくなっていることから、秘匿性の程度が高くなることが確認される。また、ターゲット・スワッピングのほうが、ランダム・スワッピングと比較して、全般的に秘匿性が高くなっていることがわかる。

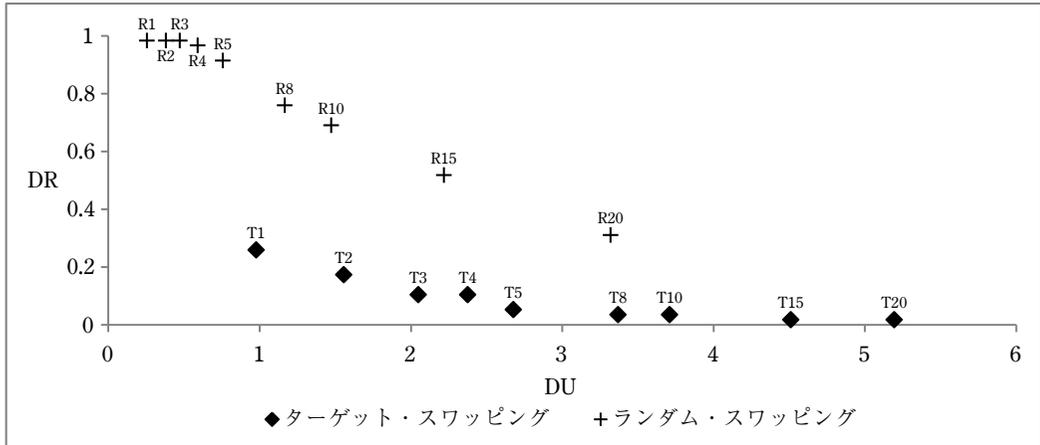
つぎに、本研究では、有用性と秘匿性の評価指標をもとに、R-Uマップを作成し、有用性と秘匿性の相対比較を試みた。R-Uマップで使用する有用性と秘匿性の評価指標に関しては、キー変数の中のあらゆる3変数の組み合わせについて計算された評価指標の平均値がそれぞれ用いられている。図3は、表1-1と表1-2をもとに作成したR-Uマップの結果を示したものである。年齢、性別と国籍のク

表1-2 秘匿性の評価指標に関する試算結果

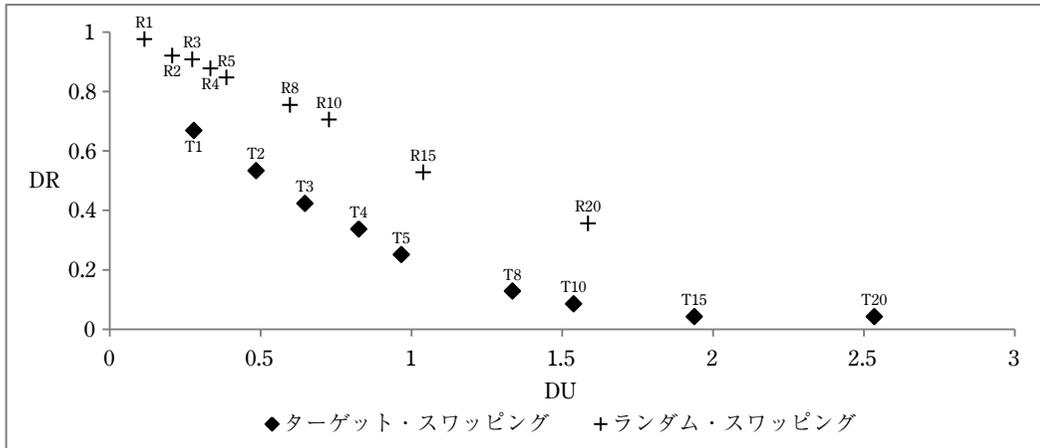
スワッピング率とスワッピングの種類	年齢×性別×国籍	年齢×世帯主の続き柄×労働力状態	3変数のすべての組み合わせに関する平均値
ターゲット・スワッピング			
1%	0.2586	0.6687	0.4493
2%	0.1724	0.5337	0.2859
3%	0.1034	0.4233	0.2010
4%	0.1034	0.3374	0.1561
5%	0.0517	0.2515	0.1138
8%	0.0345	0.1288	0.0704
10%	0.0345	0.0859	0.0577
15%	0.0172	0.0429	0.0448
20%	0.0172	0.0429	0.0422
ランダム・スワッピング			
1%	0.9828	0.9755	0.9644
2%	0.9828	0.9202	0.9341
3%	0.9828	0.9080	0.9070
4%	0.9655	0.8773	0.8767
5%	0.9138	0.8466	0.8418
8%	0.7586	0.7546	0.7314
10%	0.6897	0.7055	0.6706
15%	0.5172	0.5276	0.4830
20%	0.3103	0.3558	0.3191

図3 R-Uマップの結果

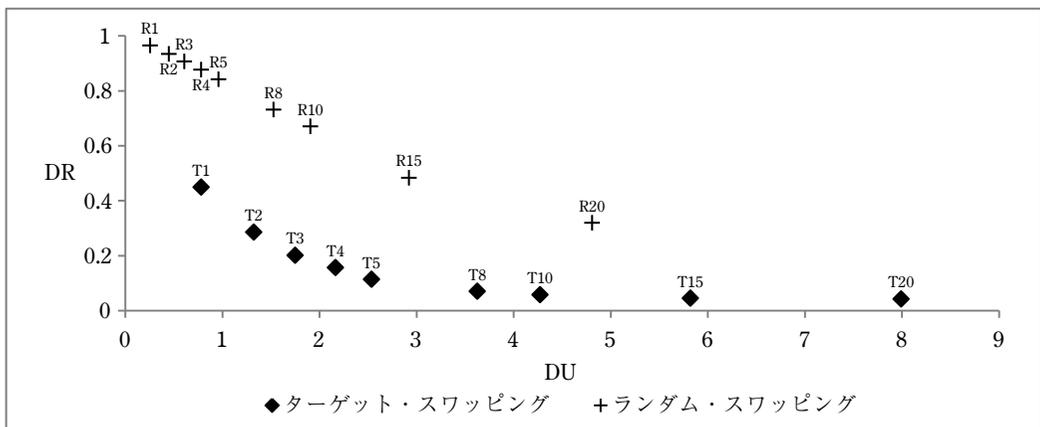
年齢×性別×国籍



年齢×世帯主との続き柄×労働力状態



キー変数における3変数のすべての組み合わせの平均値



注 Rp (pはスワッピング率) についてはランダム・スワッピング, Tp (pはスワッピング率) についてはターゲット・スワッピングを表す。

ロス表に関するR-Uマップを見ると、ターゲット・スワッピングにおいてスワッピング率を1%とした場合、あらゆるランダム・スワッピングよりも秘匿性が高くなることが確認できる。一方、有用性については、ターゲット・スワッピングにおいてスワッピング率が8%に設定された場合、ランダム・スワッピングにおいてスワッピング率を20%にした場合と比較しても、その有用性は低くなっている。こうしたターゲット・スワッピングとランダム・スワッピングにみられる傾向は、年齢、世帯主との続き柄と労働力状態におけるR-Uマップにおいても基本的には変わらない。

さらに、キー変数における3変数のすべての組み合わせの平均値に関するR-Uマップについても見ていくことにしたい。一例として2%のスワッピング率に着目すると、ターゲット・スワッピングを適用した場合、あらゆるランダム・スワッピングよりも秘匿性が高くなることが確認できる。一方、2%のスワッピング率において、ターゲット・スワッピングを適用すると、8%のスワッピング率でランダム・スワッピングを行った場合よりも有用性が高いことがわかる。このことは、有用性の指標がある水準に設定されたとき、ターゲット・スワッピングのほうがより小さなスワッピング率で効率的に秘匿性を高めることが可能なことを意味している。このように秘匿の観点を考慮した場合には、本分析結果から、ランダム・スワッピングよりもターゲット・スワッピングのほうがより有効な手法であると言える。

6. おわりに

わが国において政府統計マイクロデータの利

用を促進させるための1つの方向は、より広範な匿名化マイクロデータの作成・提供であるが、そのためには、マイクロデータに対する匿名化技法についての適用可能性の検討が必要である。そこで、本稿では、匿名化技法としてのスワッピングに焦点を当て、スワッピングの有効性について検証を試みた。本研究では、匿名データ作成のための実用性の観点も踏まえ、「特殊な一意」となるレコードの探索方法、スワッピングを行うための質的属性におけるリンケージ技法、クロス表を用いた秘匿性と有用性の評価方法について議論した。本分析結果に関しては、秘匿の観点からは、ランダム・スワッピングよりもターゲット・スワッピングのほうがより有効な手法であることが実証的に明らかになった。一方、本分析ではランダム・スワッピングにおける有用性は、ターゲット・スワッピングのそれよりも高いことが確認されることから、匿名化マイクロデータの作成においては、有用性と秘匿性のバランスを図ることが求められる。

スワッピングは、政府統計マイクロデータの作成のための有力な攪乱の手法の1つであり、諸外国で実用化もなされてきたにも関わらず、わが国における実証研究はこれまで非常に少なかった。本研究は、わが国の国勢調査のマイクロデータを用いてスワッピングの有効性に関する実証分析を行った初めての研究であって、わが国における政府統計の匿名化マイクロデータの作成において、スワッピングの適用可能性を検討する上で有益な研究成果であると考えている。今後、わが国でスワッピングを含む匿名化技法の実証研究がより一層進展することによって、わが国における政府統計の二次的利用のさらなる促進が図られることを期待したい。

付記

本稿の作成に当たり、総務省統計局および(独)統計センターの関係各位に大変お世話になった。記して謝意を表したい。また、本稿の旧稿の一部については、Privacy in Statistical Databases 2012 (2012年9月26日～9月28日、於イタリア、パレルモ)等で報告を行ったが、Robert McCaa名誉教授(ミネソタ大学)をはじめとして、多くの方々から貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本稿の内容は筆者の個人的見解を示すものであり、(独)統計センターの見解を示すものではないことを申し述べておく。

注

- 1) ミクロデータに対する匿名化技法としての攪乱の手法に関する議論は、少なくとも1970年代に遡ることができ、スワッピングの可能性等が議論されてきた(Dalenius and Reiss, 1978)。
- 2) 距離を計算した際に、ドナーファイルの中で最も距離が小さいレコードが複数存在する場合もある。その場合には、最小の距離を有する複数のレコードの中からランダムに1つのレコードを選んでいる。
- 3) 本実験では、 $m \times n$ のクロス表における関連性の尺度であるクラメールのVを用いた有用性の検証も行っている。クラメールのVを用いた有用性の評価指標は、以下の(F1)式で与えられている(Shlomo *et al.*, 2010)。

$$\text{有用性の評価指標} = \frac{CV(T^S) - CV(T^O)}{CV(T^O)} \times 100 \quad (\text{F1})$$

ここで

$CV(T^O)$: 個票データを用いて作成したクロス表におけるクラメールのV

$CV(T^S)$: スワッピング済データを用いて作成したクロス表におけるクラメールのV

(F1)式は、クラメールのVを用いた個票データに対するスワッピング済データの情報量損失を表したものであり、(F1)式における有用性の評価指標が大きいほど、情報量損失が大きくなることから、有用性は低いとみなすことができる。

- 4) 個票データにおけるクロス表の中で度数1であるセルが、スワッピング済データにおけるクロス表において度数1のセルとして同じ位置に存在していたとしても、その度数1に該当するレコードにスワッピングが適用されている可能性はある。しかしながら、本実験では、そのようなスワッピング済のレコードについては追跡することができなかった。なお、原データにおけるクロス表の中で度数1であるセルが、ある特定のスワッピング率(例えばスワッピング率が1%)でスワッピングを施すことによって度数0に置き換えられたものの、より高いスワッピング率(例えばスワッピング率が2%)が適用された場合においては、そのセルが再び度数1に置換されることもある。こうした場合には、より高いスワッピング率(例えばスワッピング率が2%)においてセルが度数1であったとしても、それに該当するレコードについては、スワッピングの処理がなされたものとみなしている。
- 5) 本研究では、2変数のすべての組み合わせについてもクロス表を作成し、有用性の評価の比較を行っているが、スワッピング率を変えた場合の情報量損失の変化がより明確に捉えられることから、本稿では、3変数のクロス表をもとに有用性の検証を行っている(これについては秘匿性の検証の場合も同様)。
- 6) 2変数のすべての組み合わせにおけるクロス表をもとに有用性を検証する場合、本研究では、クラメールのVによる指標と絶対距離の平均値による有用性の評価の比較をしている。有用性の評価指標として、クラメールのVを用いた指標の場合、スワッピング率を上げるにつれて、結果数値の動きが傾向的に示されない場合がある。具体的には、国籍と年齢のクロス表の場合、スワッピング率が上がっても、有用性の評価指標が、傾向的に大きくならないことが分かる。これに関しても、国籍において日本人以外の分類区分に該当するレコードが少ないために、クロス表において度数0

となるセルが多くなっており、このことが、クラメールのVにおける指標の結果に影響を及ぼしていると思われる。

参考文献

- [1] Dalenius, T and Reiss, S.P. (1978) "Data-Swapping: A Technique for Disclosure Control (Extended Abstract)", in Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association, Washington, D.C., pp.191-194.
- [2] De Kort, S., and Wathan, J. (2009) "Guide to Imputation and Perturbation in the Samples of Anonymised Records".
<http://www.ccsr.ac.uk/sars/resources/imputation.doc>. 【2014年7月19日アクセス】
- [3] De Waal, T. and Willenborg, L. (1999) "Information Loss through Global Recoding and Local Suppression", *Netherlands Official Statistics (special issue on SDC)*, Vol. 14, pp.17-20.
- [4] Domingo-Ferrer, J. and Torra, V. (2001a) "Disclosure Control Methods and Information Loss for Microdata", Doyle *et al.* (eds.) *Confidentiality, Disclosure and Data Access: Theory and Practical Applications for Statistical Agencies*, Elsevier Science, Amsterdam, pp.91-110.
- [5] Domingo-Ferrer, J. and Torra, V. (2001b) "A Quantitative Comparison of Disclosure Control Methods for Microdata", Doyle *et al.* (eds.) *Confidentiality, Disclosure, and Data Access: Theory and Practical Application for Statistical Agencies*, Elsevier Science, Amsterdam, pp.111-133.
- [6] Duncan, G. and Lambert, D. (1989) "The Risk of Disclosure for Microdata" *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, pp.207-217.
- [7] Duncan, G.T., Keller-McNulty, S. and Stokes, S.L. (2001) "Disclosure Risk vs. Data Utility: the R-U Confidentiality Map" *Technical Report 121*, US National Institute of Statistical Sciences, Durham, North Carolina.
- [8] Duncan, G.T., Elliot, M., Salazar-González, J. (2011) *Statistical Confidentiality*, Springer, New York.
- [9] Elliot, M. (2001) "Disclosure Risk Assessment", Doyle *et al.* (eds.) *Confidentiality, Disclosure, and Data Access: Theory and Practical Application for Statistical Agencies*, Elsevier Science, Amsterdam, pp.75-90.
- [10] Elliot, M.J., Manning, A.M., Ford, R.W. (2002) "A Computational Algorithm for Handling The Special Uniques Problem", *International Journal of Uncertainty, Fuzziness and Knowledge-Based Systems*, Vol. 10, No. 5, pp.493-509.
- [11] Elliot, M.J. and Manning, A. (2004) "The Methodology used for the 2001 SARs Special Uniques Analysis", Paper Presented to An Open Meeting on the Samples of Anonymised Records from the 2001 Census, CCSR.
<http://www.ccsr.ac.uk/sars/events/2004-09-30/Elliot.pdf>. 【2014年7月19日アクセス】
- [12] Federal Committee on Statistical Methodology (1994) *Statistical Policy Working Paper 22: Report on Statistical Disclosure Limitation Methodology*, U.S. Office of Management and Budget, Office of Information and Regulatory Affairs, Washington, D.C..
- [13] Gbur, P.M., Zelenak, M.F. (2004) "Statistical Methodology for the Census 2000 Public Use Microdata Samples", in Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association, pp.3555-3562.
- [14] Gross, B., Guiblin, P., Merrett, K. (2004) "Risk Assessment of the Individual Sample of Anonymised Records (SAR) from the 2001 Census".
<http://www.ccsr.ac.uk/sars/guide/2001/Gross2.pdf>. 【2014年7月19日アクセス】
- [15] 伊藤伸介・磯部祥子・秋山裕美 (2008) 「匿名化技法としてのマイクロアグリゲーションの有効性に関する研究—全国消費実態調査を例に—」, 『製表技術参考資料』 No. 10, 33～66頁
- [16] 伊藤伸介・磯部祥子・秋山裕美 (2009) 「秘匿性の評価方法に関する実証研究—全国消費実態調査のマイクロアグリゲートデータを用いて—」, 『製表技術参考資料』 No. 11, 1～35頁

- [17] 伊藤伸介 (2010) 「マイクロデータにおける秘匿性の評価方法に関する一考察」, 明海大学『経済学論集』第22巻第2号, 1~17頁
- [18] 伊藤伸介・高野正博・秋山裕美・後藤武彦 (2010) 「マイクロデータにおける有用性と秘匿性の定量的な評価に関する研究」, 『製表技術参考資料』No. 14, 1~40頁
- [19] 伊藤伸介・村田磨理子 (2013) 「家計調査マイクロデータを用いた攪乱の手法の有効性に関する研究」『製表技術参考資料』No. 22, 1~26頁
- [20] Karr, A.F., Kohnen, C.N., Oganian, A., Reiter, J.P., Sanil, A.P. (2006) “A Framework for Evaluating the Utility of Data Altered to Protect Confidentiality”, *The American Statistician*, Vol. 60, No. 3, pp.1-9.
- [21] Müller, W., Blien, U., Wirth, H. (1995) “Identification Risks of Micro Data: Evidence from Experimental Studies”, *Sociological Methods and Research*, Vol. 24, No. 2, pp.131-157.
- [22] Shlomo, N. (2007) “Statistical Disclosure Control Methods for Census Frequency Tables”, *S3RI Methodology Working Papers M07/04*, pp.1-40.
<http://eprints.soton.ac.uk/44610/1/44610-01.pdf>. 【2014年7月19日アクセス】
- [23] Shlomo, N. (2010) “Releasing Microdata: Disclosure Risk Estimation, Data Masking and Assessing Utility”, *The Journal of Privacy and Confidentiality*, Vol. 2, No. 1, pp.73-91.
- [24] Shlomo, N., Tudor, C., Groom, P. (2010) “Data Swapping for Protecting Census Tables”, Domingo-Ferrer, J. and Magkos, E. (eds) *Privacy in Statistical Databases UNESCO Chair in Data Privacy International Conference, PSD 2010 Corfu, Greece, September, 2010 Proceedings*, Springer, pp.41-51.
- [25] Skinner, C.J. (1992) “On Identification Disclosure and Prediction Disclosure for Microdata”, *Statistica Neerlandica*, Vol. 46, No. 1, pp.21-32.
- [26] Takemura, A. (1999) “Local Recoding by Maximum Weight Matching for Disclosure Control of Microdata sets”, *ITME Discussion Paper*, No. 11, Faculty of Economics, Univ. of Tokyo.
- [27] Takemura, A. (2002) “Local Recoding and Record Swapping by Maximum Weight Matching for Disclosure Control of Microdata Sets”, *Journal of Official Statistics*, Vol. 18, No. 2, pp.275-289.
- [28] Willenborg, L. and de Waal, T. (2001) *Elements of Statistical Disclosure Control*, Springer, New York.
- [29] Woo, M., Reiter, J.P., Oganian, A., Karr, A.F. (2009) “Global Measures of Data Utility for Microdata Masked for Disclosure Limitation”, *The Journal of Privacy and Confidentiality*, Vol. 1, No. 1, pp.111-124.
- [30] Zayatz, L. (2007) “Disclosure Avoidance Practices and Research at the U.S. Census Bureau: An Update”, *Journal of Official Statistics*, Vol. 23, No. 2, pp.253-265.

Effectiveness of Data Swapping Based on the Microdata from Population Census

Shinsuke ITO^{*}, Naomi HOSHINO^{**}

Summary

Only a limited number of empirical studies on disclosure limitation methods including perturbation, disclosure risk and information loss have been conducted in Japan so far. More extensive research on perturbative methods could help expand their use in the creation of anonymized official microdata in Japan. This paper examines the potential of data swapping as a perturbative method for the anonymization of individual data from Japanese official statistics, and empirically determines data utility and data confidentiality for the swapped data. The results show an overall higher data confidentiality for targeted data swapping than for random data swapping, and therefore indicate that for a specific level of data utility, targeted data swapping achieves higher data confidentiality than random data swapping even at lower swapping rates. This suggests targeted data swapping is the more effective method to achieve data confidentiality.

Key Words

Population Census, Microdata, Disclosure Limitation Methods, Data Swapping

^{*} Faculty of Economics, Chuo University
(Visiting Fellow of National Statistics Center)

^{**} National Statistics Center

標本交代方式を採る統計調査の標本バイアス

山口幸三*

要旨

公的統計調査のうち月次または四半期ごとの経常調査では、推定値の精度を高めるために、標本抽出において、標本を順次交代する方式を採っている。そのような標本交代方式を採る統計調査では、交代するそれぞれのグループが同質でないことや複数回調査される場合の世帯・世帯員の回答行動が変化することによって、偏りが生じていると考えられる。

本稿では、労働力調査のデータを用いて、そうした偏りの有無やその特徴を検証することとし、8組の副標本を組み合わせた組別標本を比較し分析する方法で行った。その結果、世帯・世帯員の回答行動によって、偏りが生じているものの、結果の推定値に与える影響は限定的であると確認できた。

キーワード

標本交代方式、標本バイアス、副標本、集計用乗率、労働力調査

1. はじめに

1.1 問題意識

公的統計を作成するための統計調査のうち、月次または四半期ごとに調査する経常調査では、標本の選択について、抽出した標本を一定期間固定して調査する方法、月次または四半期ごとに新たな標本を抽出する方法、月次または四半期ごとに一部の標本を順次交代する方法が考えられる。経常調査では、調査結果の時系列データの精度を高め、記入者負担を考慮し、かつ標本を長期に固定化することにより母集団の代表性が損なわれないようにするために、一般的に標本を順次交代する方法を採っている¹⁾。標本を交代する方法については、それぞれの経常調査で異なっている。

標本交代する方法を採っている調査の例として、内閣府の消費動向調査、総務省の労働

力調査、家計調査、家計消費状況調査、厚生労働省の毎月勤労統計調査などが挙げられる。これらの調査のうち、労働力調査以外では、一度交代すると、再び標本になることはない。

標本交代する方法を採る世帯・個人を対象とする世帯調査の標本では、交代するそれぞれの標本グループが同質でない、または同質性が保たれずに偏りが生じている、複数回調査される場合の世帯・世帯員の回答行動によって偏りが生じている可能性が考えられる。なお、各標本グループの推定値が特定の傾向や特徴がみられる場合に、偏りがあると考えている。したがって、この偏りは、非標本誤差のうちの標本抽出段階および実地調査段階で生じる系統的な誤差とみなせる。

そこで、その偏りの有無、その特徴について調べ、標本交代方式がもたらす標本構造の解明を行う。具体的には、わが国の就業・不就業の状態を毎月調べる労働力調査を用いる。分析データ²⁾の対象期間は、労働力調査が改

* 総務省統計研修所

e-mail : k3.yamaguchi@soumu.go.jp

正された2002年前後の1995年～2008年とし、主たる調査項目である就業状態を分析指標として用いる。

1.2 標本バイアスに関する研究

先行研究としては、佐井・加納（2004）が1989年から2001年までの労働力調査を用いて、調査回数による影響について分析しており、失業率³⁾は、調査回数が多いと低くなることや減少—増加—減少という変動傾向を示すことを指摘している。さらに、2001年以前の調査票の「求職理由」という項目の有無⁴⁾が回答に影響している可能性を示唆している。本稿の後述する4組の標本の分析が、この調査回数の影響の分析に相当している。また、芳賀（1984）は労働力調査のデータを用いて、データ構造のモデルを仮定し、月間、調査区間、調査区内・世帯群内の分散構成の推定を行い、交代標本の分析を行っている。加納（2003）は労働力調査を例に取り、ローテーション・サンプリングによって得られる調査結果を分析するための時系列モデルを提示している。実際のデータではなく、擬似データによってローテーション構造の持つサンプリングの長所・短所について述べている。

わが国では、調査方法や調査結果の利用に関する研究は、個票データ利用の制約⁵⁾等もあり、海外に比べて遅れている。海外では、例えば、Bailar（1975）は様々な調査におけるローテーション・バイアスの存在を紹介し、併せて、米国のCPS（Current Population Survey）におけるバイアスが推定に与える影響について分析している。その他にも、Williams and Malloes（1970）、Ghangurde（1982）、Solon（1986）、McLaren and Steel（1997）などがある。各国のローテーションの方式は、日本や米国が1年後に再び調査されるのに対して、カナダやオーストラリアは継続して調査されるものの、1年後には調査されない、などさまざまである。また、ローテーション

構造によるバイアスや相関がもたらす推定値への影響やそれらを考慮した推定方法なども研究されている。例えば、Lents, Miller and Cantwell（1996）、Bell and Carolan（1998）などである。

なお、2002年の労働力調査の改正において、特定調査票を2年目2か月目の住戸で調査するに当たり、土生・高橋（2003）は調査結果への影響を検討しており、2年目2か月目の標本の結果と全標本の結果との乖離は小さいと結論付けている。

2. 労働力調査の標本設計と推定方法

ここで、本稿の分析の方法と結果を理解するのに必要であると思われる、分析対象期間における労働力調査の標本設計と推定方法について、簡潔に説明しておく。

2.1 標本設計

労働力調査の標本抽出は、第一次抽出単位を国勢調査の調査区⁶⁾、第二次抽出単位を住戸⁷⁾とする二段抽出法を採用し、第一次抽出単位の調査区は、いくつかの特性に分類（層化）され、各層ごとに抽出（層別抽出）されている。第一次抽出単位の標本の大きさは、約2900の調査区⁸⁾、第二次抽出単位の標本の大きさは、調査区内の住戸に居住する世帯約15世帯、全体で調査世帯約4万世帯、15歳以上の世帯員約10万人である。

(1) 層化

調査区の層化は、国勢調査の結果等に基づく特性によるものであり、基準としては、産業・従業上の地位別就業者数の構成、寮・寄宿舎、病院・療養所、社会施設、給与住宅の有無を用いている。産業別や従業上の地位別の就業者は利用上重要であり、寮・寄宿舎等に居住している人は就業状態が均質であるので、そうした施設が含まれるかどうか調査区の特性を左右するためである。世帯数の少ない調査区は層化の効果が小さいとして、こ

これらの地域をまとめて1つの層としている。層化基準の詳細は、総務省（総務庁）統計局（1996, 1999, 2005, 2008）を参照のこと。

このように調査区の層化は、就業者を把握するには適した層化基準となっているが、失業者や非労働力人口を把握するのに、層化の効果は限定的であると考えられる（近藤・山口（1990））。

(2) 新設集団住宅地域

労働力調査の第一次抽出単位である調査区内に国勢調査以後住宅が集団的に新設された地域の一部又は全部が含まれる場合、その地域が調査区の特徴を大きく変化させたと考えられる。層別抽出における層化の効果を維持するため、国勢調査以後住宅が集団的に新設された地域を新設集団住宅地域とし、その地域を調査区から分離している。この結果、労働力調査の標本調査区では新設集団住宅地域に係る部分を除いた範囲を調査することになる。一方、分離した新設集団住宅地域については、上述の層とは別に新設集団住宅地域全体を1つの層として、標本となる地域を抽出

し、さらに地域内を調査区と同規模の単位区に再分割し、その中から標本となる単位区を抽出し、単位区内を調査している。このような新設集団住宅地域は、1962年7月調査から設定され、2002年7月調査まで調査地域に充てられていた。

(3) 標本交代

標本交代は1961年から次のように行われている。標本調査区については、4か月継続して調査され、8か月離れて、翌年の同期に再び調査される。毎月、標本調査区全体の1/4は他の調査区に交代する。

標本調査区は、1/4ずつ交代に対応した標本調査区の調査開始月による4区分、今年新たに調査する標本調査区（1年目）と前年標本調査区となり今年再び調査する標本調査区（2年目）の2区分によって、8組に分けられる。それぞれの組の標本を副標本という。この8組の標本調査区は、同質性を持つように抽出されている。つまり、同一層からそれぞれ8組の調査区が抽出され、8組とも同じ層別構成になっている。ただし、02層、03層、

図1 労働力調査の標本交代

組	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	1月	2月
1	a ₁₃₋₁	a ₁₃₋₂	a ₁₄₋₁	a ₁₄₋₂	a ₁₅₋₁	a ₁₅₋₂	a ₁₆₋₁	a ₁₆₋₂	a ₁₇₋₁	a ₁₇₋₂	a ₁₈₋₁	a ₁₈₋₂	a ₁₉₋₁	a ₁₉₋₂
2	A ₇₋₁	A ₇₋₁	A ₈₋₁	A ₈₋₂	A ₉₋₁	A ₉₋₂	A ₁₀₋₁	A ₁₀₋₂	A ₁₁₋₁	A ₁₁₋₂	A ₁₂₋₁	A ₁₂₋₂	A ₁₃₋₁	A ₁₃₋₂
3	b ₁₂₋₂	b ₁₃₋₁	b ₁₃₋₂	b ₁₄₋₁	b ₁₄₋₂	b ₁₅₋₁	b ₁₅₋₂	b ₁₆₋₁	b ₁₆₋₂	b ₁₇₋₁	b ₁₇₋₂	b ₁₈₋₁	b ₁₈₋₂	b ₁₉₋₁
4	B ₆₋₂	B ₇₋₁	B ₇₋₁	B ₈₋₁	B ₈₋₂	B ₉₋₁	B ₉₋₂	B ₁₀₋₁	B ₁₀₋₂	A ₁₁₋₁	A ₁₁₋₂	A ₁₂₋₁	A ₁₂₋₂	A ₁₃₋₁
5	c ₁₂₋₁	c ₁₂₋₂	c ₁₃₋₁	c ₁₃₋₂	c ₁₄₋₁	c ₁₄₋₂	c ₁₅₋₁	c ₁₅₋₂	c ₁₆₋₁	c ₁₆₋₂	c ₁₇₋₁	c ₁₇₋₂	c ₁₈₋₁	c ₁₈₋₂
6	C ₆₋₁	C ₆₋₂	C ₇₋₁	C ₇₋₁	C ₈₋₁	C ₈₋₂	C ₉₋₁	C ₉₋₂	C ₁₀₋₁	C ₁₀₋₂	C ₁₁₋₁	C ₁₁₋₂	C ₁₂₋₁	C ₁₂₋₂
7	d ₁₁₋₂	d ₁₂₋₁	d ₁₂₋₂	d ₁₃₋₁	d ₁₃₋₂	d ₁₄₋₁	d ₁₄₋₂	d ₁₅₋₁	d ₁₅₋₂	d ₁₆₋₁	d ₁₆₋₂	d ₁₇₋₁	d ₁₇₋₂	d ₁₈₋₁
8	D ₅₋₂	D ₆₋₁	D ₆₋₂	D ₇₋₁	D ₇₋₁	D ₈₋₁	D ₈₋₂	D ₉₋₁	D ₉₋₂	D ₁₀₋₁	D ₁₀₋₂	D ₁₁₋₁	D ₁₁₋₂	D ₁₂₋₁

(注) 英字は調査開始月の区分を表し、英小文字は1年目、英大文字は2年目を表す。組符号の1～8は調査開始月の区分と1年目・2年目の区分によるものである。添え字の最初の数字は、調査区内の住戸（調査世帯）グループを表し、「-」の後の数字「1」、「2」は、住戸（調査世帯）がそれぞれ1か月目、2か月目であることを表す。

例えば、a₁₃₋₁は1月開始の調査区の住戸（調査世帯）で1か月目の調査に当たることを示し、a₁₃₋₁、a₁₃₋₂、A₁₃₋₁、A₁₃₋₂は、継続して4回調査される住戸（調査世帯）の1か月目、2か月目、3か月目、4か月目を表している。

0401層, 0402層, 0403層, 0404層 (以下「02層～0404層」と呼称)⁹⁾については, 層ごとに8組揃わないため, 併せて1つの層とみなして標本抽出している。

標本調査区内の住戸は, 2か月継続して調査され, 2か月後に同一標本調査区内で他の住戸と交代するが, 翌年の同期に再び調査される。つまり, 2か月調査され, 10か月離れ, 2か月調査され, 計4回調査される。

労働力調査では, 標本交代のほかに, 5年に1度, 国勢調査の標本抽出関係資料を用いて, 最新の国勢調査の調査区に段階的に切り替える。まずは1年目の調査区を4か月かけて切り替え, その8か月後に2年目の調査区を4か月かけて切り替えるので, 16か月目ですべての調査区が切り替わることになる。

(4) 調査の改正

労働力調査は, 2002年に見直しが行われ, 改正されている。その改正は, 年1回(1999年～2001年は年2回)実施していた労働力調査特別調査を労働力調査に統合して, 2種類の調査票を導入するものであった。従来の労働力調査の調査票を基礎調査票, 労働力調査特別調査の調査票を特定調査票とし, 基礎調査票については全調査世帯に, 特定調査票については2年目2か月目の世帯(調査世帯全体の1/4の世帯)を対象に調査するようになった。

2.2 推定方法

労働力調査の毎月の基本集計の全国結果は, 大都市部とそれ以外の非大都市部, 男女, 年齢5歳階級(14区分)別に, 国勢調査に基づく推計人口を基準人口とする比推定によって算出している。

算出の基本式は, 就業者数を例にとれば, 次のとおりである。ここで, 線型推定とは, 調査で得られた人口に抽出率の逆数(=線型推定乗率)を掛け, 全体の人口を推定することである。

就業者数 =

$$\text{線型推定による就業者数} \times \frac{\text{基準人口}}{\text{線型推定による人口}}$$

なお, $\frac{\text{基準人口}}{\text{線型推定による人口}}$ は比推定乗率

という。

この調査では, 調査員が住戸に居住する世帯を調査することになっているが, 自衛官の営舎内居住者および刑務所・拘置所等の矯正施設収容者のデータについては, それぞれ関係の省から資料を得て, 直接推定されている。

集計するために, 次のように各調査客体に集計用乗率を算出している。

客体の集計用乗率 =

$$\text{客体の線型推定乗率} \times \text{客体の比推定乗率}$$

3. 組別調査区数による分析

前述した問題意識から, 実際の労働力調査の標本において, ①8組の副標本の同質性が保たれずに偏りが生じている, ②4回調査される住戸に居住する世帯の回答行動によって偏りが生じている可能性が考えられるので, その偏りの有無, 特徴について検証する。また, 労働力調査は2002年に改正されているために, 2002年以前と以後のデータを用いることによって, 改正による影響, つまり改正前後での偏りの有無, 特徴に変化が生じているのかについても併せて検証する。

3.1 組別調査区数による分析方法

労働力調査の8組の副標本は, それぞれ独立して, 同質の標本になるように抽出されている。ここでの同質というのは, 層別の調査区数の構成が同じであることを想定している。

8組の副標本ごとに標本調査区の層符号(調査区の層化基準)別調査区数および就業者数等を集計する。これらの結果を比較することによって, 8組の標本のそれぞれの調査区の構成や特徴が同質であるかどうかを調べる。実際の調査においては, 実地調査上の問

題からすべての標本調査区のデータが得られないこともありうるので、データ欠落の影響も含まれる。

3.2 組別調査区数による比較

8組の副標本は、ほぼ同数の標本調査区が充てられている。しかし、2004年以前の標本調査区数は、正確には毎年同数ではなく、組ごとにも異なっている。その理由は、新設集団住宅地域を追加抽出していたこと、その追加抽出を廃止したこと、2000年国勢調査の調査区に切り替える時に標本調査区数を2880から2912に拡大したことである。その上、これらの標本の追加、廃止、拡大において、時系列結果の安定性のために、ある一時点で一斉に切り替えるのではなく、一定期間かけて副標本ごとに順次切り替えていることも影響している。

その結果として、標本設計上の標本調査区数は、1998年、1999年、2001年、2002年には2年目の標本調査区数が多く、2003年は1年目の標本調査区数が多くなる。しかし、標本調査区数の差がそのまま世帯・世帯員数の差とは言えない。標本拡大については、世帯・世帯員数の増加に直接的に影響するが、

新設集団住宅地域の設定により調査区数は純増するものの、世帯・世帯員数は新設集団住宅地域分が増加したとしても、既存の標本調査区では減少することになるので、ある程度は相殺されていると考えられるからである。実際に調査され、回答された標本調査区数は標本設計上の標本調査区数を若干下回っている。回答されない標本調査区の中には、世帯が居住していない場合も含まれる(図2¹⁰⁾。

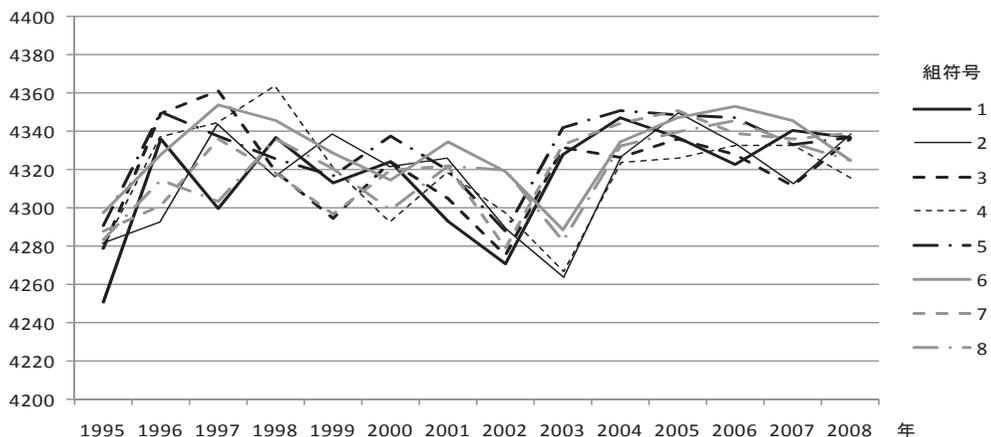
8組の標本調査区数の変動は、直接的には15歳以上人口に影響すると考えられるが、15歳以上人口には、標本調査区数と同じような動きを確認できなかった(図3)。

4. 組別標本による分析

4.1 組別標本による分析方法

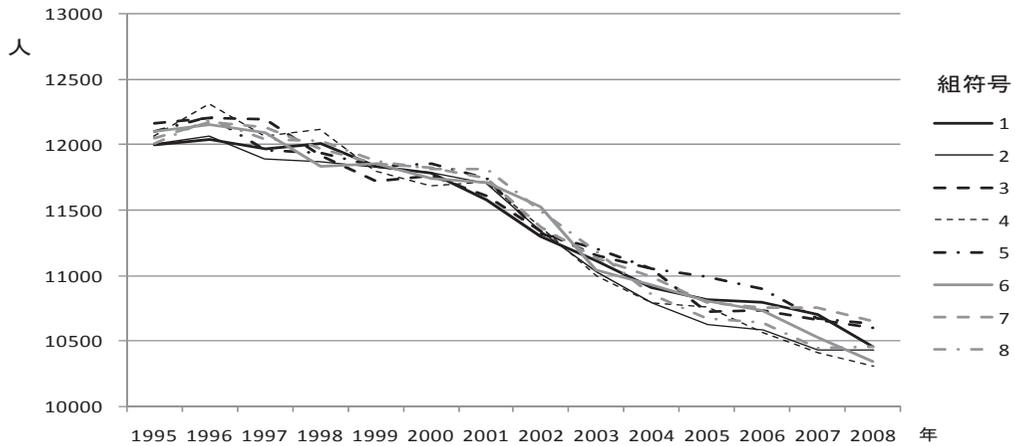
8組の副標本ごとに最も主要な調査事項である就業状態(就業者、失業者、非労働力人口)別15歳以上人口のそれぞれの年平均を集計する。年平均にするのは、月次では標本規模が小さいこと、季節変動の影響を受けることを考慮したためである。この8組の副標本を組み替えて、組別標本に偏りが存在するかどうかを検証する。つまり、8組ごとに集計した値が、複数年にわたり特定の傾向や特

図2 組別調査区数の推移



資料) 総務省統計局「労働力調査」を用いて作成(以下の図も同じ)。

図3 組別15歳以上人口（原集計数）の推移



徴があるかどうかを調べる。

02層～0404層も含めた標本を用いた集計値の比較と、02層～0404層を除いた標本を用いた集計値での比較の2種類について行う。これらの層の標本を除くのは、前述のとおり組によって含まれる層が異なるからである。比較する集計値については、乗率を用いないで集計した値（以下「原集計数」と呼称）、線型推定乗率を用いて集計した値（以下「線型推定値」と呼称）、集計用乗率を用いて集計した値（以下「推定値」と呼称）の3種類で行う。なお、新設集団住宅地域については、推定値でも比較するために含めた方がよいと判断した。集計用乗率については、線型推定乗率と比推定乗率を掛けることで求められるが、8組を合わせた全組での比推定乗率を用いるのではなく、8組ごとに求めた比推定乗率を用いる。したがって、推定値¹¹⁾において、15歳以上人口は、8組すべて同じ数値になる。比較するのは15歳以上人口および就業状態別15歳以上人口とし、実数または15歳以上人口に対する割合（構成比）によって比較する。

組別標本の組替えについては、月次ごとに8組の副標本を、4組（1年目1か月目、1年目2か月目、2年目1か月目、2年目2か月目）別に組み替えて、特定の傾向や特徴が

表れるかどうかを分析する。また、8組の副標本ごとに同一住戸における調査回数（1回目、2回目、3回目、4回目）別に組み替えて、調査回数別に特定の傾向や特徴があるかどうかを調べる。

4.2 8組の標本による比較による比較

8組の副標本は、前述のとおり調査区における調査開始月による4区分と1年目、2年目の調査区の2区分によって分けられている。8組については、1組、3組、5組、7組の1年目と2組、4組、6組、8組の2年目で分けられるが、それぞれの4組は、標本調査区の1か月目、2か月目、3か月目、4か月目、住戸の1か月目、2か月目がすべて同じ構成になっている。したがって、8組については、1年目と2年目の2組での違いはあるが、1年目内の4組、2年目内の4組については、調査開始月の違いはあるものの、年単位で何か月目の調査区によって構成されているかということで見ると、それぞれ標本の構成は同じになっている¹²⁾。8組について、標本バイアスを生む構造的要因には、標本の調査からの脱落や調査への参入のような不規則なものでなく、調査区数の違い、02層～0404層の標本の違い、合併前の層の違いなどが考えら

れる。調査区数の違いは、前述の「3 組別調査区数による比較」では特になかったように、年次ごとに組別の15歳以上人口（原集計数）の違いに注目しても、1か月目と2か月目、1年目と2年目での違いは認められるものの、調査区数の違いによる特徴は確認できなかった（図3）。組別就業者（原集計数）でみると、組符号1組と2組は他の組よりも多数である傾向がみられたが、02層～0404層の標本の違いによると思われる、偏りは生じているが、推定値ではそうした特徴も表れないので、集計用乗率がその偏りを補正していることになる。合併前の層の違いについては、合併前の情報が得られないので、検証することは難しい。

これらのことを踏まえて、はっきりとした特定の傾向や特徴はみられず、標本バイアスがあったとしても、どの程度のものかは捉えられない。そこで、4回調査される住戸に居住する世帯・世帯員の回答行動によって生じられると思われる偏りに焦点を合わせて、詳細にみていくことにする。ここでの回答行動とは、複数回調査される間の回答の揺らぎや非回答などを想定している。

4.3 4組の標本による比較

8組の副標本を調査月ごとに住戸が1年目1か月目、1年目2か月目、2年目1か月目、2年目2か月目の4組になるように再編する。4組に再編するのに、例えば、奇数の調査月は、それぞれ組符号を1と5、3と7、2と6、4と8、図1の記号を使えば、調査月1月は a_{13-1} と c_{12-1} 、 b_{12-2} と d_{11-2} 、 A_{7-1} と C_{6-1} 、 B_{6-2} と D_{5-2} のように組み合わせる。再編した4組別に年平均を求め、就業状態別15歳以上人口について比較する。

原集計数でみると、図4によれば、就業者は、2001年以前、2002年、2003年以後では動きが異なる。2001年以前では、ほとんど増減はなく、横ばい傾向である。2002年は直線的な増加と少し特異な動きをしている。2003年以後では、増加—減少—増加の動きをしながら、2年目に減少している。図5によれば、失業者は、2001年以前と2002年以後では動きが逆になっている。2001年以前は減少—増加—減少、2002年以後では増加—減少—増加の動きをしている。図6によれば、非労働力人口は、増加—減少—増加の動きをしながら、2002年以前は2年目が増加、2003年以後は2年目が減少している。

図4 4組別就業者数（原集計数）

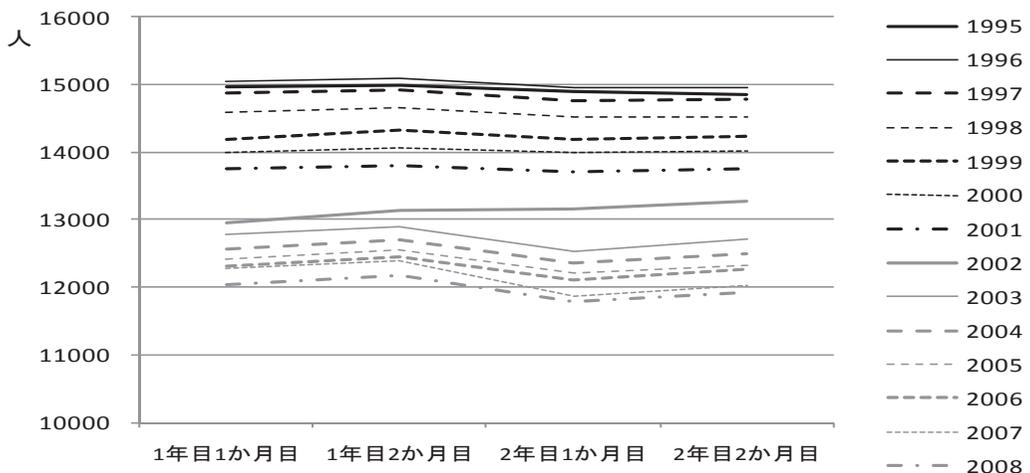


図5 4組別失業者数（原集計数）

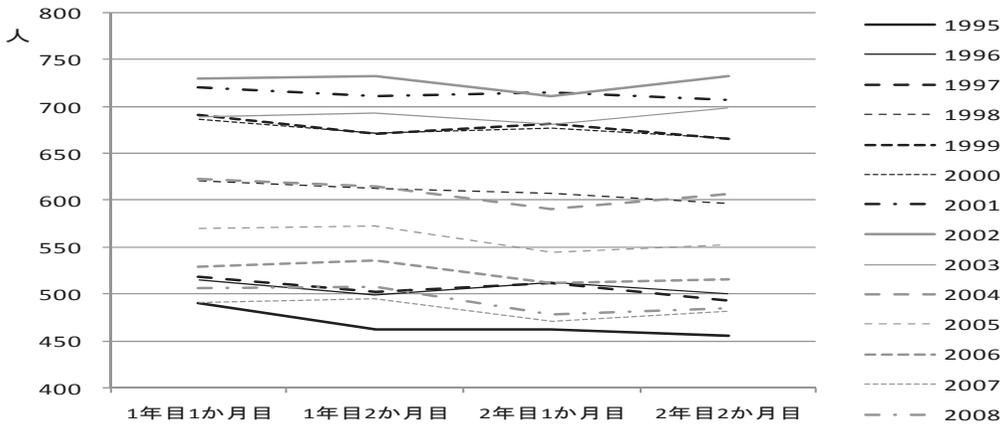


図6 4組別非労働力人口（原集計数）

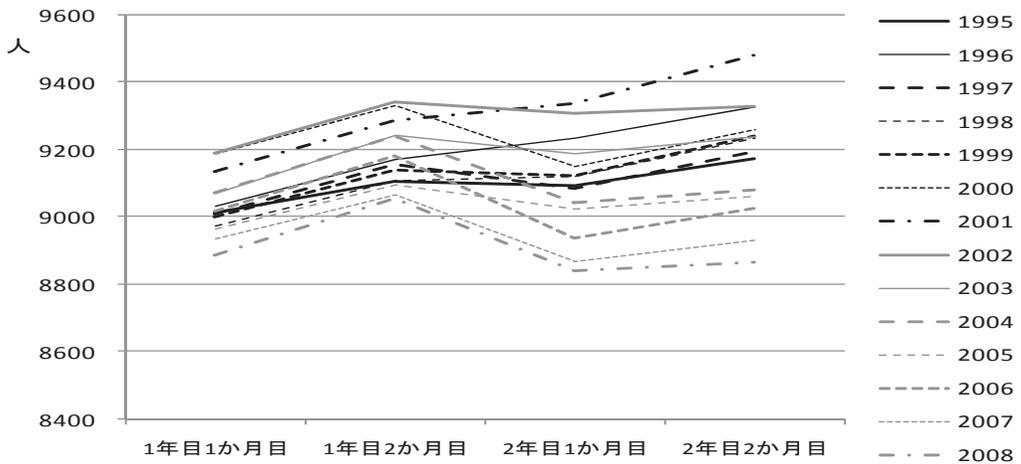


図7 4組別就業者数（推定値）

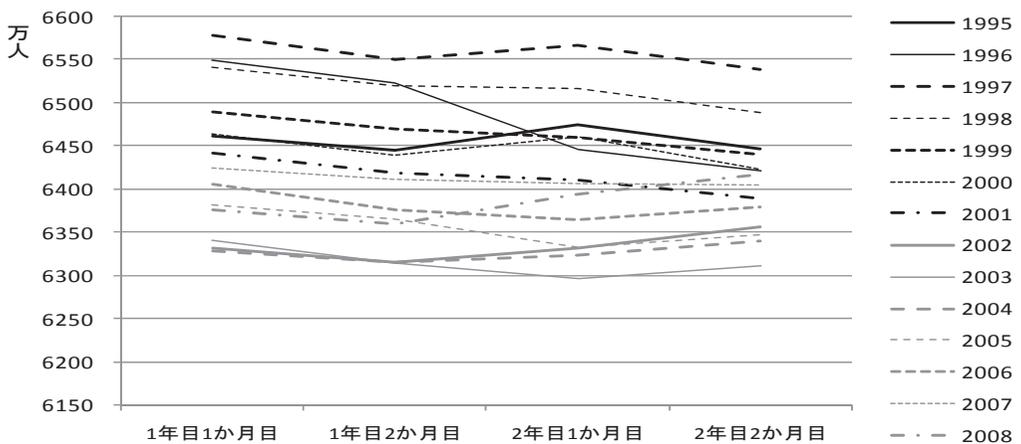


図8 4組別失業者数（推定値）

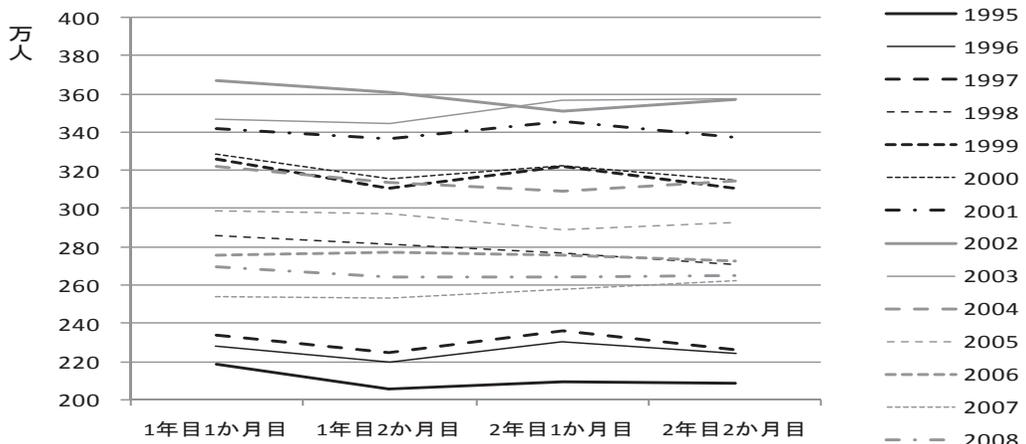
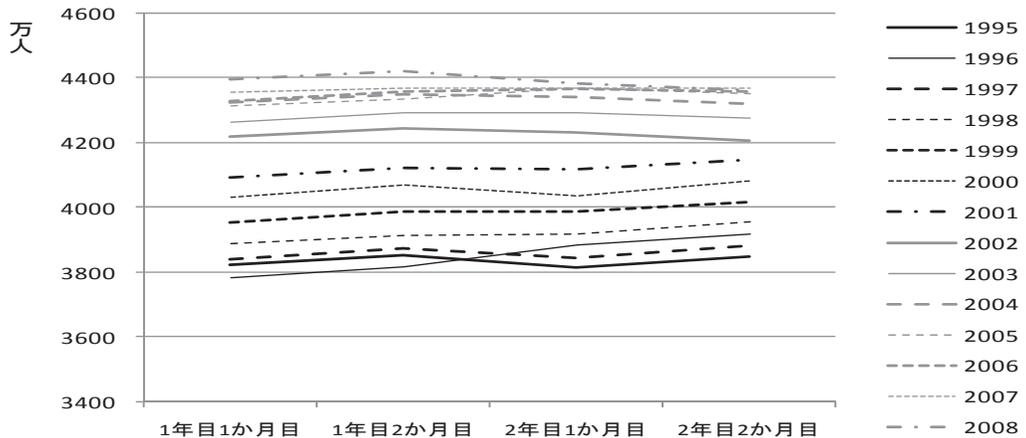


図9 4組別非労働力人口（推定値）



02層～0404層を除いた原集計数でみると、上述の02層～0404層を含めた原集計数と比べて、数値の水準は低くなるものの、動きは変わらない。

推定値でみると、世帯・世帯員の移動や世帯・世帯員の回答行動による人口構成の偏りを補正するとともに、15歳以上人口が4組とも同じ水準になる。そのために、図7によれば、就業者は、2003年以後の原集計数の動きのように、一律に増加と減少を繰り返す動きはない。図8によれば、失業者は、原集計数の場合と同じ動きをしている。図9によれば、非労働力人口は、増加と減少の動きは

原集計数に比べ小さい。

なお、次の「4.4 調査回数別の標本による比較」も併せて、線型推定値、構成比でみた場合については、上述した原集計数、推定値の実数でみた場合と比べて、特に違った特徴はみられなかったので、本稿では取り上げないこととした。

4.4 調査回数別の標本による比較

住戸は1年目の2か月、2年目の2か月の合計4か月、つまり4回調査される。住戸に居住する調査世帯・世帯員も移動がなければ、4回調査されることになる。8組の副標本を

調査回数1回目、調査回数2回目、調査回数3回目、調査回数4回目の4組になるように再編する。調査回数別に再編するのに、例えば、調査月1月の1回目は組符号1と5が該当し、1回目が組符号1の場合は、2回目以降は2月の組符号1、翌年の1月の組符号2、2月の組符号2、図1の記号を使えば、 a_{13-1} 、 a_{13-2} 、 A_{13-1} 、 A_{13-2} のように組み合わせる。再編した調査回数別に年平均を求め、就業状態別15歳以上人口について比較する。

調査回数別は、時間とともに変化する15歳以上人口を把握することになり、1回目か

ら4回目までの期間は14か月ということになる。前述の4組はある一時点の標本であり、1か月目、2か月目、1年目、2年目となっても、求めている推定値は、時間的な違いはなく、同じ調査時点のものである。

原集計数でみると、図10によれば、就業者は、増加—減少—増加の動きを示しながら、2年目には減少している。図11によれば、失業者は、2001年以前と2002年以後とで異なる動きをしている。2001年以前は減少—増加—減少、2002年以後は横ばい—減少—増加になっている。図12によれば、非労働力

図10 調査回数別就業者数（原集計数）

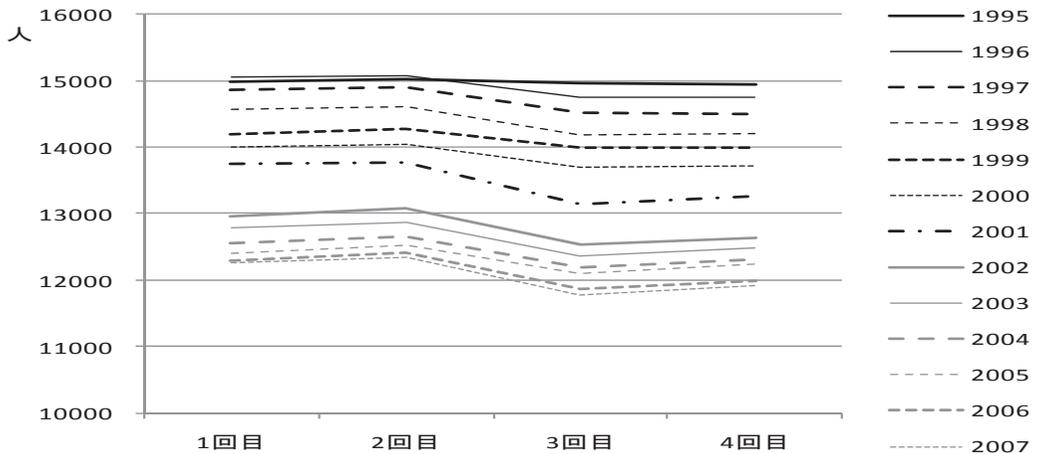


図11 調査回数別失業者数（原集計数）

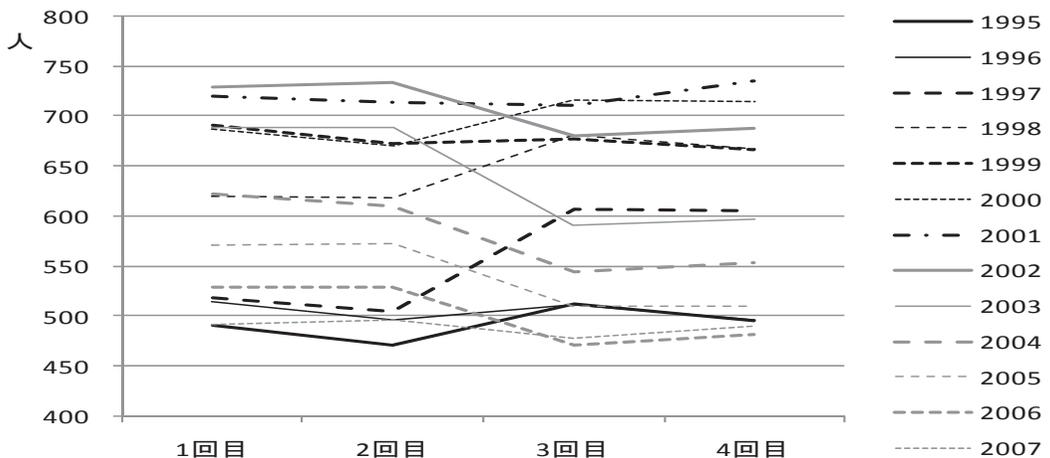


図12 調査回数別非労働力人口（原集計数）

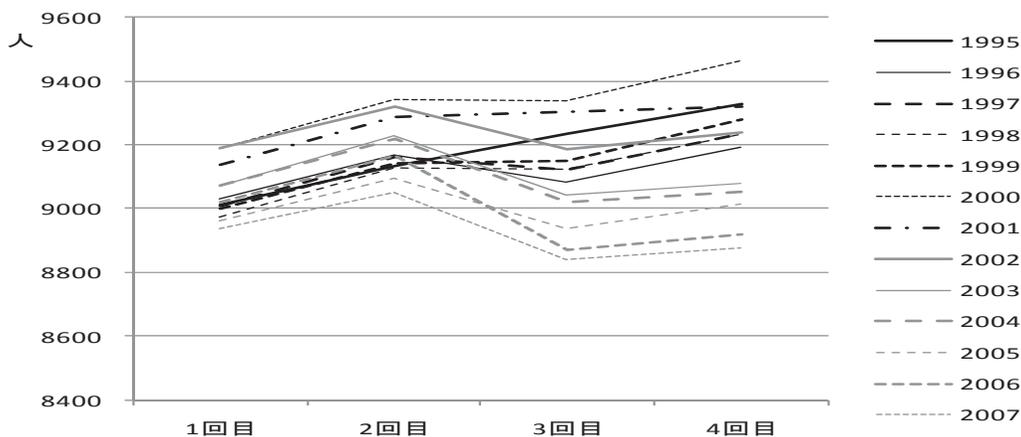
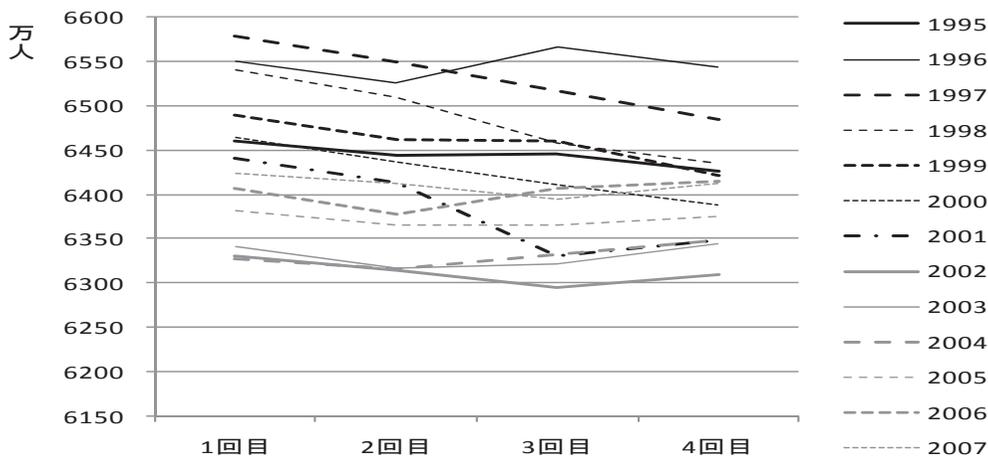


図13 調査回数別就業者数（推定値）



人口は、増加—減少—増加の動きを示しながら、2001年以前は増加傾向、2002年以後では減少傾向になっている。

時系列でみて、2年目が翌年の1年目と同じ水準ならば、増減傾向と合致した実態を表していることになるが、実際には就業者は2年目が2002年以前は高い水準、2003年以後は低い水準となっている。失業者は2年目が低い水準、非労働力人口は2年目が2003年以前は高い水準、2004年以後は低い水準となっている。

推定値でみると、図13によれば、就業者は、

2000年以前では減少—減少—減少の動きを示しながら、1年目から2年目には減少しているが、2001年・2002年では減少—減少—増加、2003年以後では減少—増加—増加と変化している。図14によれば、失業者は、2001年以前と2002年以後とで異なる動きしている。2001年以前は減少—増加—減少、2002年以後は減少—減少—増加になっている。図15によれば、非労働力人口は、2000年以前では増加—増加—増加、2001年以後では増加—増加—横ばいとなっている。

図14 調査回数別失業者数（推定値）

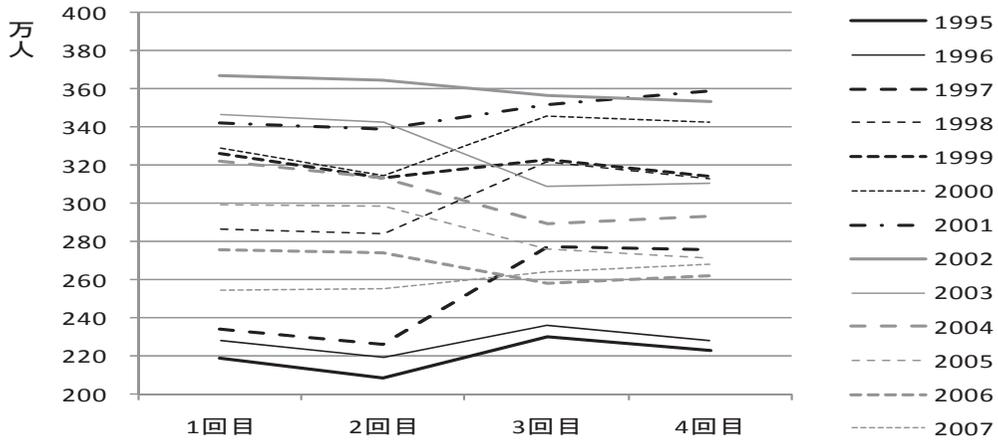
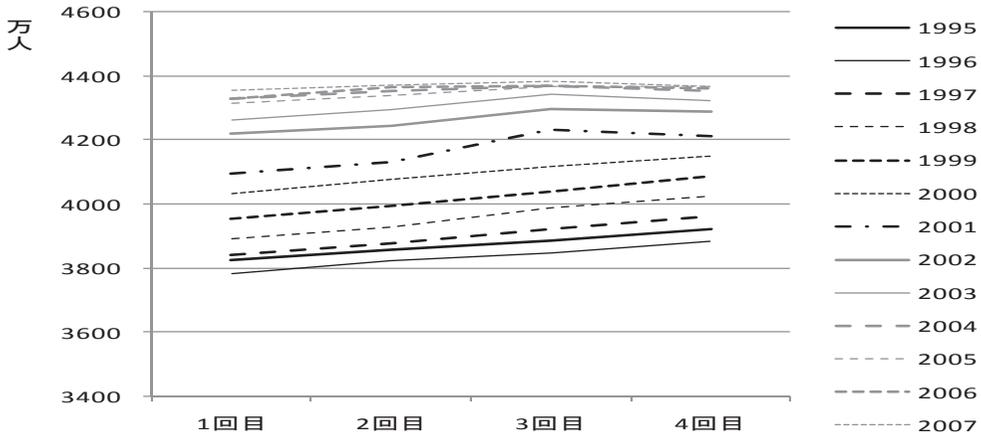


図15 調査回数別非労働力人口（推定値）



5. おわりに一組別標本の比較による考察

組別の標本における原集計数は、それぞれの世帯員数を集計しているのので、比較においては、世帯員数の増減が直接的に表れる。4組の標本の場合は、同じ調査時点の標本であるので、複数の年次で同じ動きをする場合には、世帯・世帯員の回答行動による偏りがあることを示していると考えられる。4組の標本の原集計数でみると、1か月目と2か月目、1年目と2年目の動きに違いがあり、2つの動きが合成されていると考えられる。年次別には、2002年前後で異なる動きをしている。就業者と非労働力人口は2か月目が1か月目

よりも増加し、就業者は2年目が1年目よりも減少し、非労働力人口は年次によって2年目が1年目よりも増加する。1か月目と2か月目、1年目と2年目の動きの要因を推測すると、1か月目と2か月目については、1か月目において調査漏れや調査への非協力などで脱落していた標本が、2か月目には調査に参入したことによって、増加の動きになっていると考えられる。1年目と2年目については、2年目において転入者の把握が十分でないことや、就業状態によって調査への協力度の差が出ているのではないかと考えられる。また、非労働力人口は、組間のばらつきが、

就業者や失業者よりも大きい。これは、標本を選択する際に層別抽出を用いているが、非労働力人口では、その層別効果が低いことを意味していると思われる。

4組の標本の推定値でみると、原集計数ほどに増減の動きはなく、むしろ2002年前後で動きが異なるのは、調査の改正の影響よりも時系列的な就業者、失業者、非労働力人口の動きを反映した結果になっていて、偏りについては、集計用乗率によって補正されていると考えられる。特に、失業者については、原集計数、推定値ともに2002年を境に動きが逆になるのは、世帯・世帯員の回答行動の違いによって生じていると考えられる。これは、①2002年の調査の改正で調査項目は1か月目と2か月目とで同じになっていること、②それにもかかわらず、2002年以後の動きにも特定の傾向があること、③世帯・世帯員の回答行動に違いが生じていることは就業者、非労働力人口で認められるので、失業者でもその違いが出ていると考えられることを踏まえて、④2002年の失業率が5.4%と最も高く(月次で言えば、季節調整値¹³⁾で2002年6月および8月の5.5%が最も高い)、雇用情勢が悪化する局面と改善する局面によって、世帯・世帯員の回答行動に影響しているとみられるからである。推測できる1つの可能性として、「失業状態」であることを回答することへの抵抗感の強弱が、雇用情勢の悪化局面と改善局面とで違ってくることが考えられる。

調査回数別の標本における原集計数では、調査回数ごとに増減の動きが、4組の標本に比べてはっきりしているものの、4組の標本

とあまり変わらないように思われる。調査回数別の標本は、調査回数を追うごとに一方向に変化していくと予測していたが、実際には、4組の標本と同じく、1か月目と2か月目、1年目と2年目の2つの動きを反映していると考えられる。したがって、調査回数を重ねることによって偏りが生じるのは、2回目と3回目の間に10か月空くこともあって、限定的であると思われる。また、調査回数別の標本の推定値でみると、4組の標本の推定値と動きは似ているとみられる。

今回の標本バイアスの検討を要約すると、労働力調査の標本においては、原集計数による比較から、8組の副標本において、世帯・世帯員の回答行動によって偏りが生じていると考えられる。推定値による比較からは、集計用乗率を用いることによりその偏りも軽減されていることも確認できた。失業者については、2002年を境に動きが異なることが、2002年の調査改正というよりも、雇用情勢の悪化局面と改善局面の違いによって生じていると考えられる。また、調査回数別の標本からは、調査回数が多くなるに従って、回答にある傾向を持つとは必ずしも言えず、あるとしても限定的であると考えられる。

このように本稿の分析で偏りが生じる原因を必ずしも特定できたわけではないが、労働力調査の標本交代方式がもたらす標本構造の解明の一端を示せたと考えている。今後は、分析方法を工夫するとともに詳細な分析を行って、偏りの原因の特定を含めた標本構造の実態の解明を進めたいと思っている。

謝辞

本稿の作成に当たって、匿名の査読者から貴重な指摘と有益な助言をいただいた。ここに記して、感謝の意を表したい。

注

- 1) 「交代」のほかに「交替」という言い方をする場合もあるが、本稿では「交代」を用いる。また、統計調査の標本交代については、浅井(1987)、土屋(2009)などに解説がある。
- 2) 分析に用いたデータは、2012年に総務省統計調査部国勢統計課労働力人口統計室の小池邦彦氏と共同で統計法第32条による利用を申し出て、承認された労働力調査の個票データである。
- 3) 労働力調査では、「完全失業者(率)」と表しているが、本稿では「失業者(率)」と「完全」を除いて表している。労働力調査で、1950年から「完全」を付けたのは、1949年以前の「失業者(率)」と区別するためであり、現在では「完全」を外しても混同することもなく、特に問題はない。
- 4) 基礎調査票について、従来の調査票の失業者の求職理由は、2か月目の調査票のみであったが、1か月目の調査票にも追加されて、1か月目と2か月目で調査項目は同じになっている。
- 5) 統計法が2007年に全部改正される以前については、個票データの利用は学術研究であっても厳しく、高い公益性が認められる研究等のみに限られ、研究者が利用できる機会は制約されていた。
- 6) 国勢調査の調査区とは、5年ごとに行われる国勢調査の時に、調査員の担当地域を漏れなく重複なく定めるため、およそ50世帯の集まりで日本全国を区分した地域区分である。
- 7) 住戸とは、住宅やその他の建物の各戸で、一つの世帯が居住できるようになっている建物または建物の一区画である。
- 8) 1983年1月から調査区数は約2000から約2900に拡大している。
- 9) 02層～0404層の層化基準を示すと、02層は人口が0の調査区、03層は換算世帯数が15以下の調査区、0401層は学生の寮・寄宿舎のある標本単位区、0402層は病院、療養所のある標本単位区、0403層は社会施設のある標本単位区、0404層は社会施設、大きな病院のある区域で、0401層～0403層に属さない標本単位区である。04層において、単身世帯に属する人員が50人以上からなる場合は、調査区内に単身世帯ごとに単位区を設定している。なお、換算世帯数とは、世帯人員2人以上の一般世帯以外の世帯人員1人の一般世帯数と施設等の世帯人員を1/3にして1世帯と換算した世帯数である。
- 10) 図2～図15は、動きの傾向や特徴を把握しやすいように、目盛を省略していることに注意されたい。
- 11) この8組の推定値の標準誤差は、労働力調査本体の標準誤差の $\sqrt{8}$ 倍になっている。なお、月次の失業者の標準誤差率は約1.5%である。
- 12) 独立した8組の標本を抽出するが、標本交代においては、そのまま1組、2組などに充てられているわけではない。例えば、前年1組であった標本は今年2年目として2組の標本になり、今年の1組は前年の2組の標本の交代標本が充てられることになる。
- 13) 季節調整値は、季節指数を算出する対象データに、新たなデータが入り、古いデータが抜けることにより、数値が変わる可能性があることに留意する必要がある。

参考文献

- [1] 浅井晃(1987)『調査の技術』日科技連出版社
- [2] 加納悟(2003)「労働力調査とローテーション・サンプリング」『統計数理』第51巻第2号、199-222頁。
- [3] 近藤登雄・山口幸三(1990)「労働力調査における層別効果の測定」『統計局研究彙報』第48号、49-67頁。
- [4] 佐井至道・加納悟(2004)「労働力調査のローテーションサンプリングに関する検討」、『官庁統計におけるサンプリング法の改善と個票データとしての開示に関する諸問題の研究』(科学研究費補助金(基盤研究(B)(1))研究成果報告書)、115-130頁。
- [5] 総務省(総務庁)統計局(1996～2002)『労働力調査年報』(平成7～13年)
- [6] 総務省統計局(2003～2007)『労働力調査年報』(平成14～18年)
- [7] 総務省統計局(2003～2007)『労働力調査年報 詳細結果』(平成14～18年)

- [8] 総務省統計局 (2008, 2009) 『労働力調査年報 I 基本集計』 (平成19, 20年)
- [9] 総務省統計局 (2008, 2009) 『労働力調査年報 II 詳細集計』 (平成19, 20年)
- [10] 総務省 (総務庁) 統計局 (1996, 1999, 2005, 2008) 『労働力調査 標本設計の解説』 (各版)
- [11] 土屋隆裕 (2009) 『概説 標本調査法』 朝倉書店
- [12] 芳賀敏郎 (1984) 「労働力調査のデータを用いた解析—交替標本の分析—」 『昭和58年度統計調査におけるリンケージシステム開発に関する調査研究報告書』, 全国統計協会連合会, 138-153頁.
- [13] 土生勉・高橋裕之 (2003) 「労働力調査の改正について」 『統計研究彙報』 第60号, 85-122頁.
- [14] Bailar, B.A. (1975) “The Effect of Rotation Group Bias on Estimates from Panel Survey”, *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), pp.23-30.
- [15] Bell, P.A. and M. Carolan (1998) “Using state space models and composite estimation to measure the effects of telephone interviewing on labour force estimates”, Australian Bureau of Statistics, Working Paper, No. 98/2.
- [16] Ghangurde, P.D. (1982) “Rotation Group Bias in the LFS Estimates”, *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, pp.421-426.
- [17] Lent, J., S. Miller, and P. Cantwell (1996) “Effect of Composite Weights on Some Estimates from the Current Population Survey”, *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, pp.130-139.
- [18] McLaren, C.H. and D.G. Steel (1997) “The effect of different rotation patterns on the sampling variance of seasonal and trend filters”, *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, pp.790-795.
- [19] Solon, Gary (1986) “Effects of Rotation Group Bias on Estimation of Unemployment”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), p.105-109.
- [20] Williams, W.H. and C.L. Mallows (1970) “Systematic Biases in Panel Surveys Due to Differential Non-Response”, *Journal of the American Statistical Association*, 65(331), pp.1338-1349.

Estimation Bias in Statistical Survey applying the Sample Rotation System

Kozo YAMAGUCHI*

Summary

The sample rotation system is applied for the monthly and quarterly surveys in public statistics, and was adopted to improve the accuracy of estimation. Under the sample rotation system, a sub-sample group that acts as a replaces may not be homogenous, and this leads to bias over multiple rounds of surveys as the answer action changes.

In this paper, we confirm the presence of such a bias with the use of Labour Force Survey data, and identify its characteristics. We do so by conducting a comparative analysis, using the data set created by combining eight sub-samples. While we do find bias due to changes in the answer action, we confirm that the effect on the estimates is limited.

Key Words

Sample Rotation System, Estimation Bias, Sub-Sample, Multiplier for Estimation, Labour Force Survey

* Statistical Research and Training Institute

吉田 忠 著
『近代オランダの確率論と統計学』

（八朔社，2014年）

上藤一郎*

1. はじめに

オランダといえば、多くの人が思い起こすのは江戸時代であろう。鎖国政策を続けたこの時代、唯一西欧文化の窓口になったのがオランダであることは、日本人であれば誰でも知っている。本書は、そのオランダにおける確率論と統計学の歴史を扱った労作である。

本書が対象としている17世紀から19世紀は、奇しくも江戸時代と符合しているが、オランダの確率論と統計学が、所謂「蘭学」として日本に紹介された痕跡はない。しかしながら、例えば本書でも言及しているストリクの著作は、幕府天文方でシーボルト事件にも関与した高橋景保の蔵書が国立国会図書館に今も残されている。また杉亨二が最初に「統計」に接したのは、オランダの新聞記事を通してであったし、日本で最初に公刊された統計書である『万国政表』も、オランダの統計書を福沢諭吉と岡本博卿が翻訳したものである。このように「蘭学」という知的伝統の中で、われわれ日本人は初めて「統計」を知ることになった。その因縁浅からぬオランダで、独自に発展をみた確率論と統計学を取り上げたのが本書であり、これまで日本で公刊された統計学史・確率論史の中でも一際異彩を放つ研究書だと言えよう。

通常、統計学史や確率論史について論及するとき、われわれが直ちに想起するのはドイツ、イギリス、フランスである。言うまでもなくこれらの国々は、統計学や確率論における揺籃の地であり、どうしてもこれらの国々で発展した統計理論や確率論に関心が集まるのは避けられない。しかしながら、例えば日本の統計学を考えてみると、ドイツやイギリスとは異なる歴史的な発展過程を経て今日に至っていることは改めて指摘するまでもない。他の国々についても同様で、本書の第一の意義もここにある。オランダに焦点を当て、独自に発展を遂げた統計学や確率論の特徴を追求した本書は、繰り返しになるが類例のない貴重な研究書であると看做されよう。またオランダの統計学をめぐる国際的な研究という視点でも、本書は稀少性の高い研究書である。それだけに、先行研究の少ない中、原典に当たりながら本書を纏めた著者の苦労は想像するに余りある。

このような事情から、本書の真価を的確に評価することはかなりの困難を伴う。そこで本稿では、本書の概要を章別に示すことを中心とし、それらに評者による若干の意見を加えることでその責務を果たすこととしたい。

2. 本書の概要

本書の目的は、「はじめに」でも記されているように、「近代以降、確率論と統計学が

* 静岡大学人文社会科学部
e-mail : jiuwafu@ipc.shizuoka.ac.jp

科学として形成され、体系化されてきた過程で、オランダとその研究者が果たしてきた特異な、しかし重要な役割を明らかにすること」にある。このような問題意識を著者が持つに至った理由の一つには、統計学の通説に対する批判があるという。ここで言う通説とは、イギリス政治算術、ドイツ国状学、フランス確率論が統計学の源流となり、ケトレーを以てこれらの統計学が統合されたとする学説史的評価である。著者によれば、特に確率論と政治算術の融合については、言われるようなケトレーによる統合という単純なものではなく、さまざまな過程を経て成し遂げられたものであり、そこにはオランダの研究者による独自の貢献もあったとされる。それを明らかにしようとしたのが本書である。

著者がこのようなオランダの統計学に関心を持つ契機となったのは、本書「付論」にも収録されているスピノザの確率論に関する研究で、この論文に関連してホイヘンスの確率論を検討したことが背景にあったようである。しかしより直接的な動機としては、以前に公刊した統計学史の著作『統計学—思想史的接近による序説—』の改訂にあったと、著者自身が述べている。

本書の「あとがき」によれば、前著で著者は、主に認識論的視点から統計学の通説に対する批判を展開した。イギリス政治算術はイギリス経験哲学を、フランス確率論は大陸派合理主義をそれぞれ背景にしていたが、ケトレーによるそれらの統合は大陸派合理主義を基盤に持つものであったという批判である。このような著者の主張に対しては、しかし多くの批判が寄せられたという。そこで著者は、自己の主張をより実証的且つ説得的に展開するため、対象をオランダに絞り、オランダにおける確率論と統計学の歴史的発展を、国家や社会の歴史的背景を視野に入れつつ分析しようとした。著者によれば、このような分析によって、確率論と統計学のオランダ的融

合の独自性を明らかにできると考え、それによって前著の改訂を果たそうとしたようである。そこで以下各章ごとに著者の論点を見ていこう。

まず第1章では、17世紀におけるデ・ウィットとフッデの年金計算が取り上げられている。著者によると、17世紀40年代以降、オランダはデカルトの母国以上にデカルト学の拠点であったとされる。このような環境の下で、C. ホイヘンスにより「チャンスの価格」の計算が理論的に体系化された。更にデ・ウィットによって「チャンスの価格」の方法が終身年金の現在価額評価に適用され、現在価額が具体的に計算された。これは、パスカルが、「チャンスの価格」とほぼ同義である「勝負の値」を神の存在証明に適用したことと対照的である。こうした点から著者は、政治算術学派の経験的確率と大陸派の先験的確率との交錯をこの時代におけるオランダの統計学に見出そうとしている。

第2章では、ホイヘンスの『運まかせゲームの計算』を取り上げている。ホイヘンスのこの論文は、最も初期の確率論に関する著作であり、J. ベルヌーイが『推測の技法』の第1章で再録していることでも知られている。そこで提起された問題とその解法の具体的考察を通じて、著者は、ホイヘンスにおける分析と総合の意味を明らかにし、数学の解法に留まらず、科学の方法としての一般的方法の重要性を読み取っている。

第3章では、ホイヘンスによる「チャンスの価格」の理論がどのようにオランダで展開していったのかを考察している。著者によると、ホイヘンスが「チャンスの価格」で展開した理論は、オランダではフッデからストルイクに至り、年金問題という現実問題への適用に拡張された。それはベルヌーイが行った数学的精緻化とは異なった方向性を示すものであり、それについて著者は、「地中海貿易復活後中世契約法に現われた「リスクを含む

取引での公正な契約」を背景に形成された」と指摘している。

第4章では、第2と3章で考察したホイヘンスからデ・ウィットやフッデの研究を総括し、イギリス政治算術学派との比較考察を行っている。

17世紀を通じてイギリス政治算術学派は、死亡率や死亡数の数量的秩序を帰納する試みを続けていた。その一方オランダでは、ホイヘンスによって試みられた合理主義的に体系された確率理論を、デ・ウィットやフッデらによって具体的な問題に適用され、終身年金現在価値の推計という現実的な社会問題に対する一つの数量的提案がなされるに至った。著者によれば、これは、「統計学の2つの源流の対立」に対するオランダ的統合であり、イギリスで生まれた政治算術のオランダ的發展であったとされる。つまり第1章で著者が示した「政治算術学派の経験的確率と大陸派の先験的確率との交錯」という評価を改めてこの章で実証的に裏付けている。

第5章では、18世紀前半のオランダにおける確率論と統計利用の展開を考察している。

山本義隆氏の「商業革命」論に示唆を受けた著者は、13世紀の商業革命を通じて発展した商業算術の中で、オランダではチャンスの価格や人口統計が取り上げられるようになったと指摘する。こうした背景の中で、著者は、デ・ウィットやフッデが終身年金を発売する国や地方財政に責任を持つ政治家・行政官であり、彼らが展開した推計の方法は、財政等の諸政策の立案・評価のために量的資料を整理分析する方法であったとし、それ故彼らの研究は政治算術の名に相応しいと主張する。

これに対してストルイクが試みた確率計算・年金計算は、一般の市民・商人の利害打算に関わる場で量的資料を整理分析しようとする方法であり、まさしく商業算術と呼ぶものであると著者は説く。そしてこのスト

ルイクの商業算術は、16~17世紀に飛躍的に発達した代数学、確率論に基づいたより高い水準での「商業算術」であり、それはまた英国に生まれた「政治算術」の一つの形態であり、同時に国際政治の表舞台から去った18世紀オランダの生んだ一つの形態であったと著者は評価している。

第6章では、主にケルセボームの人口推計を取り上げている。著者によればケルセボームの人口推計は、グラント、ハレーによる人口推計の継承発展であったとされる。その社会的背景として、ケルセボームの時代(18世紀)に人口問題が一つの政治的問題として認識されだしたことがあるという。このような背景の下で、ケルセボームは、有用な資料・方法を為政者に提供するという政治目的や行政目的のために人口推計の方法を展開したとし、この点でケルセボームはストルイクとは異なり政治算術の枠組みを大きく抜け出ることがなかったというのが著者の主張である。

第7章では、ロバトの年金計算と観測誤差論を取り上げ、それが基本的には、本書で既に考察してきた17世紀以来のオランダにおける人口統計の知的伝統に棹さすものであったとまず評価している。しかしながら、一方でラプラス流の新しい確率論・観測誤差論に基づいた方法論を展開しているところにロバトの方法論的特徴があったと著者は指摘している。

最後の第8章では、これまでの人口統計と確率論の流れから一転して、オランダにおける国状学を問題としている。具体的に考察の対象としたのは、シモン・フィセリングの統計学である。

著者によれば、フィセリングの統計学は、単なる国状記述の枠組みを乗り越え、政治・経済に関わる諸問題にコミットしていくところに特徴があったとされる。更にはフィセリングの統計学がその後人間の健康と疾病に関する社会問題(社会疫学)にも拡張しようと

していることを取り上げ、著者は彼の統計学が社会統計学への前進に連なるものであったと評価している。

3. 本書をめぐる若干の評価

以上見てきたように、本書を通じて著者は、実際の問題と結びついた人口統計と確率論の関係性の中に政治算術と確率論の「統合」を看取り、更に進んでその「統合」の内に商業国家としての「オランダの性格」を読み取っている。原典に当たりながら精緻な論考を展開し、このような独自の結論に到達した本書は、従来の統計学史研究に大きな一石を投じることとなる。またそれ故に、著者が掲げた所期の目的も十分果たされていると評価できる。とは言え、新たな視野による取り組みだけに、いくつか問題点も残されているように思われる。そこで、評者の関心に引き寄せ、この内のいくつかを指摘して結びに代えたい。

第一に評者が気になったのは、フィセリングの統計学を取り上げた理由である。本書は、17世紀から19世紀までのオランダの統計学をめぐる、時系列的に章構成がなされている。まさしく歴史的な発展過程を時間軸に沿って展開しており、また少なくともロバトの年金計算を取り上げた第7章までは、本書の主たる論点であった人口統計と確率論のオランダ的統合についても首尾一貫した論旨を展開している。しかしながら、著者は第8章で一転して、ドイツ国状学の流れを汲むフィセリングの統計学を取り上げている。

周知のようにドイツ国状学は、17世紀のコンリングに始まり、その後アッヘンヴァルを経てヨーロッパ諸国に広まっていった。用語の由来の正しさから述べると、ヨーロッパ各国の「統計学」は、ほとんど全てがこのドイツ国状学の輸入を契機としている。それ故、本書で取り上げられた人口統計をめぐるさまざまな論者達は、少なくとも第7章のロバトを除き、「統計」という言葉も「統計学」と

いう学問も知らず、国状学との接点を持つことはなかった。恐らくフッデヤデ・ウィットの年金計算、ハレーやケルスボームの人口推計等々、これらの計算や方法が後世「統計学」の一部と看做されようとは彼らにとって思いもよらぬことであっただろう。

そのような、いわば知的伝統（パラダイム）が異なるドイツ国状学的統計学をなぜ敢えて取り上げたのか。確かに「オランダの統計学」という枠組みからすると、オランダにおける国状学的統計学も取り上げる必要があったのだと思われるが、「人口統計と確率論のオランダ的統合」という本書の主要な論点に鑑みると、この章を加えた著者の意図がやや不明瞭で、この点について著者の詳細な説明が聞きたかったところである。

もう一つは、本書で使用されている訳語の問題である。著者は、ホイヘンスの『運まかせゲームの計算』について鋭い論考を展開していることは既に見た通りであるが、その際、ホイヘンスの同書オランダ語版では、ラテン語版の *expectatio*（期待値）ではなく、*de waarde van kans* を使用している点を重視し、その訳語を「チャンスの価格」としている。というのも、ホイヘンスの原典を丹念に読み込んだ著者は、ホイヘンスの「チャンス」が「危険と利害が結びついたチャンス」を意味し、その「チャンス」には「くり返されるリスクを持った「取引」において、双方が功利的判断して納得し、その「取引」に応じるような価格という意味で、「公正な価格」を持っている」と看做しているからである。この背景には、「中世以降の契約法で「リスクを含む取引での公正な契約」という概念が確立されていたこと」があると著者が見ていることは既に述べたとおりである。

著者のこのような視点による指摘については評者も異論はない。しかしこの論点の強調を意識してか、敢えて *waarde* (value) を「価格」と訳した点には少々違和感が残る。例え

ばホイヘンスのオランダ語版を精査したハルト (A. Hald) は、同書オランダ語版とラテン語版にはほとんど違いがなく、単にラテン語の「期待値 (expectatio) を「ゲームの価値 (value of game)」としているだけであるとし、ラテン語版で使用されている期待値とは、「運まかせゲーム」参加者の (分配金に対する) 期待値 (the expectation of a player) であり、それはゲームの価値 (the value of the game) と同じ意味として定義されると述べている。

評者は、ホイヘンスのオランダ語版を精読したわけでないので、あくまで個人的な推量を述べるに過ぎないが、ハルトの指摘を考慮すると、チャンスそれ自身に「価格」があるのではなく、「公正な運まかせゲーム」では、その参加者にとっての分配金、つまり「ゲームの価値」は、チャンスの「大きさ」もしくは「値 (value)」によって左右されるという意味なのではないだろうか。もっともこれは些末な問題点で、著者のホイヘンス解釈に全

く影響するものではないが。

以上、本書をめぐり若干の評価を試みた。冒頭でも述べたように、本書はオランダという、従来の統計学史研究では、ほとんど取り上げられることのなかった国の統計学を対象としたところに大きな意義がある。統計学史研究の対象には多様性があるということ、そしてまたそれぞれの国家や社会の在り方によって、さまざまな歴史的発展過程の形態があるのだということを、本書を通じて評者は改めて学ぶことができた。

余談ながら、蘭学研究の大家に著者と同姓同名の科学史研究者がおられる。この吉田忠氏による「日本国内のオランダ学」に、本書の吉田忠氏による日本発オランダ統計学史研究が加わることによって、日本のオランダ学問史研究に一層の厚みが加わったことは間違いない。統計学史研究の分野に留まらず、広い意味でオランダ研究に果たした本書の貢献もまた看過されてはならないだろう。

【書評】

泉 弘志 著
『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, 2014年)

橋本貴彦*

1. はじめに

本書は泉(1992)以降の経済成長率、購買力平価、生産性上昇率、剰余価値率、利潤率といった基本経済指標に関する議論を整理しまとめたものである。前著までの研究成果のうち、特に剰余価値率計算に関しては、日本国外の研究者からも取り上げられてきた(Shaikh and Tonak (1994))。また本書は、本会会員(東浩一郎氏、大西広氏、松川太一郎氏、作間逸雄氏他)、会員外では黒田昌裕氏との研究交流の上での成果でもある。前著が、剰余価値率計算を中心に展開されているのに対し、投下労働量計算、言い換えると生産性を中心に展開されている。

目次構成は以下の通りである。

- 第I部 投下労働量計算とは何か
- 第1章 投下労働量計算の目的
- 第2章 投下労働量の計算方法
- 第3章 投下労働量計算と生産の境界線について
- 第II部 投下労働量計算と経済成長率計測・国際経済規模比較
- 第4章 投下労働量計算と経済成長率の計測
- 第5章 購買力平価・実質値産業連関表と

経済規模の国際比較

- 第6章 購買力平価に関する若干の論点について
- 第III部 投下労働量計算と生産性計測
- 第7章 全要素生産性と全労働生産性
- 第8章 生産性計測とキャピタルサービス
- 第9章 付加価値生産性と全労働生産性
- 第10章 全労働生産性による中国の部門別生産性上昇率の計測
- 第11章 産業別生産性水準の日韓比較
- 第IV部 投下労働量計算と剰余価値率・利潤率
- 第12章 剰余価値率の推計 日本1980-1990-2000年
- 第13章 生産価格と均等利潤率 日本1980-1990-2000年
- 第14章 剰余価値率の実証研究をめぐる若干の論点：東浩一郎氏の批判に答える

本書で展開されている投下労働量計算とは置塩(1958, 1959)の研究方法を引用し発展させたものである。本書による定義は以下の通りである。産品別単位量当たり投下労働量(=全労働)=中間投入に含まれる労働量+固定資本減耗部分に含まれる労働量+直接労働量、である。この産出物単位物量当たり全労働量の逆数が、全労働生産性である。

* 立命館大学経済学部
e-mail: tht27008@fc.ritsumeai.ac.jp

本書の骨格をつかむため、投下労働量又は全労働生産性の特徴を概観しておく。

まず、投下労働量は、「特定の生産関数や特定の価格体系に依拠するのではなく、それらが労働量であるという共通性にもとづく」(p.152)ことや「全労働量と産出量の比率として定義される全労働生産性は、生産要素に価格がついていようがついていまいが、生産要素の相対価格に歪みがあるかなかなかろうが、それらとは独立に定義される」(p.153)という。結果として、「市場価格は投下労働量には必ずしも比例しない」(p.24)という資本制社会における価格と投下労働量とに関する基本的な特徴を持つことになる。同時に本書において著者は生産性指標を相対価格の影響から独立した指標であるべきと主張する。また、このような生産性指標による分析では、「生産要素と産出物に価格がついていようとしまいと、生産があるかぎり定義できる概念である必要があり、生産性指標は経済制度が異なっても共通に比較できる指標であることが望ましい」(p.153)という貨幣を持たない社会を含む複数の社会形態における生産性計測が可能となる点を強調する。本書を通じて、著者は生産性に持つべき経済学的な意味を探求しているのである。このような定義によって、どのような分析が可能となるのか。以降、確認していく。ただし、評者の力量不足で第3章、第5章と第6章については割愛したことをあらかじめ断っておく。

2. 各章の紹介

第1章 投下労働量の計算目的 まず、投下労働量の計算目的を3つの分野に当てはめて説明する。第一に、経済成長率計測と国際経済規模の比較である。著者は、市場価格ではなく投下労働量に正比例した価格での経済成長率測定を提起している。その理由を市場価格が時代、国・地域、競争の有り様などの市場の状態等で生じる同一製品の市場価格の

相違、市場価格の付かない生産物の存在などをあげる。第二に、第二部で展開される生産性計測である。第三に、必要労働量・剰余労働量の計測である。その定義は「労働従事者が行う労働のうち、自分たちの再生産に必要な労働を必要労働、労働従事者が行う労働から必要労働を差し引いた残りを剰余労働」(p.21)である。これらの計測は第三部で展開される。

第2章 投下労働量の計算方法 本章では、産業連関表やその付帯表である雇用表を用いて、3つの産業のケースに限定した数値例を用いて投下労働量計算のための説明がなされており、教育的な要素を含む章でもある。一方、本書で採用されている輸入品の存在を考慮した投下労働量の計算についても高度な内容も同時に説明がなされている。

第4章 投下労働量計算と経済成長率の計測 冒頭、経済成長率は、物的性質の異なる生産物の増大率を何で加重するべきかという提起をする。従来の研究では、市場価格によって加重してきた。しかし、著者は経済成長率を各生産物量の増大率を投下労働量のウエイトで加重平均したもので計測すべきとする。実際に日本の2000年から2005年にかけての経済成長率を計測した結果、前者は0.64%後者が0.21%と大きな差が認められる。重要な提起であると考ええる。

第7章 全要素生産性と全労働生産性 生産性の実証研究において頻繁に用いられる全要素生産性と本書で登場する全労働生産性との共通性と相違点についての比較をおこなっている。共通性を直接労働生産性、固定資本生産性、原材料生産性を総合した生産性という点とする。一方、相違点を産出量と投入量に関して挙げている。産出量については、各商品の産出量変化率を集計するときのウエイトである。全要素生産性では、時価金額のウエイトにすることが望ましく、全労働生産性の場合、著者は産出量単位当たり全労働量×

産出量とするのが望ましいとする。投入量に関しては、異種の固定資本投入量と労働投入量の統合の問題をあげる。統合された結果、資本サービス量と労働サービス量という投入量が計測される。著者は、このサービス量という計測方法に立脚した場合、新しい労働の方法が導入された際に、労働投入量が一定で産出量が2倍になった場合、先の労働サービス量は2倍に増大するという数値例 (pp.147-148) をあげ、サービス量で計測した場合の生産性は増大しないとし、従来の生産性研究に対する批判を行っている。評者もこの指摘の趣旨に賛同する。

第8章 生産性計測とキャピタルサービス 前章では、二種類の生産性に関する考察していたが、本章では、投入量のうちの資本サービス（キャピタルサービス）に焦点を当てている。資本サービスの計測に関する定義と計測方法に関して、『OECD生産性測定マニュアル』に依拠しながら、キャピタルサービスを生産過程における資産の働きの大きさとして (p.175) 解釈し、著者は計測の困難性を指摘する。一点目は、様々な種類の投入量のうち資本サービスの働きの大きさを取り出すことの困難性である。二点目は、資本サービスの働きを計測しようとする、「投入量の大きさを産出量の大きさで」 (p.175) 測定することになり、生産性計測の投入量として根本的な問題をもつと批判する。最終的に全労働生産性で生産性測定を行うよう推奨する。

第9章 付加価値生産性と全労働生産性 本章では生産性計測のために必要な固定価格表示の産出量に焦点をあてる。具体的には、粗付加価値は数量の相対的大きさを表すものかどうか (p.186) について議論を進める。

第10章 全労働生産性による中国の部門別生産性上昇率 本章では、中国経済を対象に、全労働生産性と全要素生産性を計測し、比較・検討している。まず、新古典派経済学の全要素生産性計測式は、各投入要素増減率

を総合する際のウエイトとして、投入要素の名目シェアが使用されているとし、完全競争のもとでは投入要素の名目シェアは本来計測すべき各投入要素増減率を総合する際のウエイトである各投入要素の生産弾力性に等しくなることを前提にしていると紹介する (p.208)。そのうえで著者は移行期発展途上国において完全競争市場があてはまるというこの前提を疑う。結果、「全要素生産性は、中国の1980年代、90年代経済の計測に適用すると、大きな誤差が出てくる可能性がある」 (p.208) という。一方、そのような前提を必要としないという理由で全労働生産性の使用を推奨する。同時に、全労働生産性は、対象となる製品のものだけではなく、その製品に対して投入されている中間財の製品の全労働生産性の変化も反映しているという長所があるとする。全要素生産性が完全競争を前提にしているとするならば、このような問題点は重要な指摘である。

第11章 産業別生産性水準の日韓比較 対象を日本と中国に加えて韓国も取り上げ、生産性水準の国別の比較を行う。通貨単位の異なる国同士の生産性比較のために、産業別購買力平価を使用している。まず、柳田義章氏による日韓両国の工業統計表から作成した物的工業労働生産性の先行研究の整理がなされている。これに対して、先行研究との相違点は、まず、著者の全労働生産性の計測は、購買力平価で共通の通貨単位とした産業連関表を用いるため、直接労働部分だけでなく間接労働を含めた全労働生産性水準を測定することが可能となる点をあげる。さらに、国民経済毎の生産性水準の比較が可能となる点にあるとする (pp.237-238)。章末尾に梁炫玉氏と李潔氏との共同で作成した2000年日韓産業別購買力平価は小分類という製品ごとのものであり労作である。

第12章 剰余価値率の推計 第3章で展開した投下労働量計算についての具体的な方

法の説明に続き、本章では剰余価値率の推計方法について説明がなされている。ここで、剰余価値率とは総労働のうちの剰余労働を分子とし、必要労働を分母とする比率である。この剰余価値率を、資本主義経済の状態や労働者のおかれている状態を示す指標として紹介する。計測上の問題として、労働強度・労働複雑度と価値を形成する労働の範囲という問題を指摘する。著者は、泉（1992）での実証研究を引用しその誤差が他の問題と比してはるかに小さいとし、後者については、複数の範囲のケースにわけて計測することで問題を回避する。計測の結果、1980年（97.3%）から1990年（107.3%）、2000年（116.7%）にかけて一貫して日本の剰余価値率は上昇していることを明らかにしており、大変興味深い。ただし、この剰余価値率の上昇の具体的な要因までは踏み込んで検討しておらず、検討の課題として残されている。

第13章 生産価格と均等利潤率の計算
本章で計算されるのは均等利潤率、価値平均利潤率、生産価格である。いずれも現実の産業連関表のデータを用い、計算している点で共通である。このうち価値平均利潤率とは、前章までで計算してきた投下労働量を基に産業別の剰余労働と資本ストックの価値を計算し、その比率である産業別価値利潤率を資本ストックで加重平均したものである。国民経済全体の均等利潤率については、逐次計算の方法によって計算される。産業別の生産価格は、この均等利潤率に付随して決定される相対価格である。計測の結果、1980年と1990年に比して、2000年の均等利潤率と価値平均利潤率が低下していることが明らかになった。この原因を著者は剰余価値率の上昇という利潤率上昇要因を打ち消すほどの技術のタイプの変化（新価値（総労働）と資本ストックとの比率の低下）が生じているためとする。これらは理論モデルによる分析だけでは明らかにできない日本の経済の特徴であり、前章

の剰余価値率の計測結果に引き続き、興味深い結果である。

第14章 剰余価値率の実証研究をめぐる若干の論点 東浩一郎氏の著者に対する批判を受けての章である。論点は、「相対的剰余価値が生産されているにもかかわらず、価値で見た利潤シェア」（p.305）に変化が現れるか否かであった。現れるはずだとするのが東氏で、否であると主張するのが著者である。その根拠として企業は利潤を労働者からの剰余労働だけではなく、自営業者からの収奪分も含まれており、両者の関係は投下労働量、剰余価値率を計測することによってはじめて明らかになることあるとする。他、投下労働量の計測上の困難として東氏から提示された抽象的人間労働、労働の複雑度・強度に関する点について論じている。評者は泉氏と同じ立場をとるのだが、前章との関わりで価格単位での均等利潤率と価値単位の価値平均利潤率との関係について踏み込んだ検討がほしかった。

3. まとめ

本書の特徴であるが、3点に要約できる。第一に、従来、マルクス経済学をベースとした研究では、仮説の数値や代数式によるモデル分析に留まる場合が多いのだが、著者は産業連関表等の統計資料を用い、投下労働量、剰余価値率、価値平均利潤率、生産価格を計測し、その水準や推移を明らかにしてきた。その内容は日本国外の研究者も参照し国際比較の際の重要な土台となっていることは既に述べた通りである。しかし、単なる実証研究にとどまるものではないこともまた特徴である。第二に、現論研究でも本来あるべき生産性指標とは何かという課題について探求し、回答を導き出した点である（第Ⅲ部）。同時に、第三に、各学派の議論を橋渡ししながら同一の研究課題を議論してきたこと成果をあげてきたことも重要である。特に第7章から第

11章までは、これまで十分に明らかにされてこなかった全要素生産性と全労働生産性という生産性指標を比較し、共通点と相違点とを析出した点が本書の大きな意義であると考ええる。特に、既存の研究では指摘されていない全要素生産性への根源的な批判（第7章と第8章）は明快である。

次いで、本書に対する評者の考える論点を記したい。まず、前段の対応策として全労働生産性を推奨することに対しては資本制社会という分析対象を考慮に入れる場合、議論すべき課題が残っているように思う。まず、社会形態にかかわらず計測できる優位性を全労働生産性という指標が持つということは認めたととしても、費用計算が重要となる資本制社会において、例えば一物品ごとの技術変化による費用削減率を計測する必要はないのであろうか。第二に、GDP等の産出量の変化を捉える際に、著者は物量に単位価格ではなく、単位ごとの投下労働量をかけたものを推奨し、

計測結果から両者に大きな差異があることを認めている（第1章）。この両者の違いが生じる理由は何であろうか。評者はShaikhが提示したように製品ごとに直接・間接に支払われた貨幣賃金率の相違が関係していると考ええる（Shaikh（1984），pp.65-69）。そうだとすれば、後者を貨幣賃金率の変化に影響されない製品ごとの数量指数を作成するために適したものという評価はできないだろうか。

評者のいくつかの論点を示したが、本書で示された生産性に関する見解は、本学会のみならず、他学会も含めた多くの生産性研究者の議論の土台となる研究であることは間違いない。また、本書で示された日韓中を対象にした計測結果は、前著と同様に多国間比較の際に活用されることになろう。グローバル化が進み生産力の発展と共に貧困問題に注目が集まる現代であるからこそ、本書が提示した全労働生産性や剰余価値率を巡る各論点について今後、議論が深まることを期待したい。

参考文献

- 泉 弘志（1992）『剰余価値率の実証研究—労働価値計算による日本・アメリカ・韓国経済の分析』、法律文化社。
- 置塩信雄（1958）「不等価交換の実証」、『商学論集（福島大学）』第27巻第3号。
- 置塩信雄（1959）「剰余価値率の測定」、『経済研究』第10巻第4号。
- OECD（2001）, *Measuring Productivity*, OECD.（ポール・シュライアー著、清水雅彦監訳、佐藤隆・木崎徹訳（2009）、『OECD生産性測定マニュアル—産業レベルと集計の生産性成長率測定ガイド』慶応義塾大学出版会。）
- Shaikh, A.M.（1984）, “The Transformation from Marx to Sraffa”, in Mandel, E. and Freeman, A. (eds.) *Ricardo, Marx, Sraffa*, : The Langston Memorial Volume, Verso.
- Shaikh, A.M. and E.A. Tonak,（1994）, *Measuring the Wealth of Nations*, Cambridge University Press.

ロシア統計学会¹について

イリーナ エリセーエワ*・山口秋義**

1. 学会設立大会

ロシアにおける統計学分野の学術会議は特集テーマごとに個別に開催され、これまで常設の統計学会組織はなかった。2008年以來の準備を経てようやく2014年4月2日にロシア統計学会設立大会がモスクワのロシア連邦国家統計局庁舎内において開催された。これに先立つ2014年1月にサンクトペテルブルグにおいてロシア統計学会規約案をめぐる会合が行われ、山口はその論議を傍聴する機会を得ている。

2014年4月2日のロシア統計学会設立大会には来賓として日本統計学会理事長の鎌倉稔成が出席し、大会の様子に関する記事が『日本統計学会会報』に掲載されている²。大会の冒頭における祝辞のなかでロシア国家統計局長官のスリノフは、ロシア国家統計局がロシア統計学会の設立を積極的に支援したことや学会の役割への期待を述べた。独立国家共同体(CIS)国際統計委員会議長ソコリン、トゥーラ地方統計局長ネハーエフ、国際統計協会(ISI)常設委員会DirectorのAda van Krimpenの祝辞につづき、日本統計学会理事長の鎌倉稔成が祝辞を述べた。また英国王立統計学会(RSS) PresidentのJohn Pullingerとアメリカ統計協会(ASA) Executive DirectorのRonald Wassersteinから祝電が寄せられた³。

2. 学会の組織構成

学会長(Научный Руководитель)には日本の経済統計学会会員であるエリセーエワが満場一致で選出された。理事長には日本への留学経験のあるポノマレンコ(モスクワ高等経済院准教授)が選出された。また第一副理事長を選出できることとなった。大会間の常設機関としての理事会構成員として次の人々が選出された。すなわち、アフアナシエフ(オレンブルグ大学教授、統計学・計量経済学講座長)、バシナ(モスクワ経済統計大学副学長)、グリンスキー(ノボシビルスク経済管理大学教授、統計学講座長)、エフィモワ(行政管理大学教授、統計学講座長)、ザロワ(プレハーノフ経済大学副学長)、マミー(モスクワ大学准教授、統計学講座)、ネラドフスカヤ(サンクトペテルブルグ経済大学准教授、統計学・計量経済学講座)⁴、ニヴォロシュキナ(ロストフ経済大学教授、数理統計学・計量経済学講座長)、ニキフォロフ(ペテルブルグ統計局長)、パニユコフ(南ウラル大学教授、経済数理及び統計学講座長)、

¹ ロシア統計学会の正式名称は、Российская Ассоциация Статистиковであり直訳すればロシア統計家協会であるが、すでにロシア統計学会という訳が定着しているのでこれに従う。

² 鎌倉稔成(2014)「ロシア統計学会設立に立ち会って」『日本統計学会会報』No. 160, pp.25-26.

³ Учредительный съезд Общероссийской общественной организации «Российская ассоциация статистиков», «Вопросы Статистики» 2014 No. 5, стр.3-4.

⁴ 鎌倉(2014) p.26掲載の写真2.「ロシア統計学会設立の評決の様子」の一番手前に写っている女性がネラドフスカヤさんである。

* ロシア統計学会会長

** 九州国際大学経済学部

ラスチャギエワ（スヴェルドロフスク州統計局副局長）、リャブシキン（教授、ロシア連邦国家統計局『統計の諸問題』誌編集長）、サジン（モルドヴァ大学教授）、サリン（ロシア連邦政府金融大学教授）、シモノワ（モスクワ国際関係大学教授、統計学講座）、とである。また監査委員長としてムヒタリヤン（モスクワ高等経済院教授）、監査委員としてバカチナ（サマラ経済大学統計学講座長）とポリャコワ（ロストフ国民経済大学教授）とが選出された。

このように役員全員が経済学分野における統計学研究者で占められ、幅広い学問分野における統計学研究者を含めた学会とは今のところなっていない。

今後ロシア国内に44の地方支部が設立される予定であり、うち20支部が設立されている。ロシア統計学会は2014年8月に法務省へ法人として登記され8月15日に法務副大臣のスミルノフの署名を得ている。

3. 学会の目的

規約に示された学会の目的について示しておく。

ロシア統計学会の目的は主に次の3つの分野における活動を通じて、統計学と統計実践の発展に寄与することである。

第一に、統計行政の改善へ寄与することである。すなわち、行政機関と立法機関へ現行の統計法規と統計組織の改善に関する提案を行いその解決策を示すことである。そのために連邦政府と地方自治体の統計行政に関わる政策立案に参加する権限がロシア連邦の現行法規に基づいて与えられている。

学会は形式的には行政機関から独立した組織であるが、実際にはロシア国家統計局と緊密に連携する行政機関に準じた役割を担っている⁵。学会の行政機関に準じた位置づけとも関連するが、規約には会員をロシア国籍の者に限るとされている。規約案では外国人に

も会員としての門戸が開かれていたが、承認された規約ではこの文言は削除された。

第二に、統計教育の発展に寄与することである。すなわち、統計学教育の標準的内容を様々なレベルに応じて作成し普及することである。当面は標準的教科書の作成や政府統計家の研修への協力などが課題であるが、今後は日本統計学会のように統一試験の実施も検討課題となろう。

第三に、統計分野における国際協力を進めることである。他国の学会や国際学会への参加および国際的プロジェクトへの参加を推進する。また様々な形態の国際会議を開催する。

4. 学会組織の今後

—統計学の学問的性格の理解と関わって—

1950年代のソ連において行われた統計学の学問的性格をめぐる論議に対し、経済統計学会の先達らは深い論評を行った。当時のソ連統計学論争は「統計学=実質社会科学」説に落ち着いたかにみえるが、現在にいたるも統計学の学問的性格をめぐる理解はロシア統計学会会員の間で異なっている。

会員の大半は社会科学分野における統計学研究者と政府統計家である。

学会長のエリセーエワは、ロシア統計学会へ社会科学分野における統計学研究者だけでなく、日本統計学会やISIのように様々な学問分野における統計学研究者を会員として迎えたいと考えている。しかしこれについては学会会員間において賛否両論がある。その背景には統計学の学問的性格をめぐる理解の相違があり、このことは学会の目的の一つである統計学教育の標準化の議論にも今後大きく

⁵ ロシア国家統計局ウェブサイトには「ロシア統計学会は自らの目的を達成する活動をロシア国家統計局およびロシア国家統計局付属社会協議会と緊密に連携して進める」と記載されている。

http://www.gks.ru/free_doc/new_site/rosstat/other/ras1308.htm

影響するであろう。

5. 日本の統計学会との交流への期待

ロシア統計学会会員の多くは社会科学分野における統計研究者であり、その研究テーマは「社会科学としての統計学」を掲げる経済統計学会と多くの共通点がある。ロシア統計学会会員は経済統計学会の動向に注目しており、全国研究大会の研究報告のサーヴェイがロシア国家統計局『統計の諸問題』誌においても幾度か取り上げられている。

エリセーエワが経済統計学会全国研究大会へ出席したときには、何人かの会員とロシア

語で意思疎通できた。このことは経済統計学会会員諸氏がこれまでソ連・ロシアの統計研究に関心を寄せてきたことと関係しており、日本におけるロシア統計への関心はロシア統計学会内においてよく知られている。

学会長のエリセーエワは経済統計学会と設立大会へ来賓を派遣した日本統計学会との関係を発展させたいと期待しており、日本の統計学研究の動向を引き続き注視していきたいと考えている。

ロシア統計学会次期大会は2017年に開催される予定である。

【本会記事】

経済統計学会第58回（2014年度）全国研究大会

常任理事会

I. 第58回全国研究大会

2014年9月11日(木)、12日(金)の両日、京都大学（総合研究4号館共通講義室）において研究報告会と会員総会が、それに続き9月13日(土)には統計チュートリアルセミナーがクレオ大阪北（大阪市立男女共同参画センター北部館）で開催された。研究報告会には、会員ならびに一般参加者合計101名が参加し、チュートリアルセミナーには地方自治体の統計職員を中心に42名の参加があった。

II. 研究大会プログラム

9月11日(木) 午前の部

9:30~12:00 セッションA：一般報告

会場：共通講義室1

自由論題 座長：村上雅俊（阪南大学）・坂田大輔（立教大学）

1. 林田 実（北九州市立大学）・大野裕之（東洋大学）・安岡匡也（関西学院大学）
DSGEモデルを用いた、消費税増税がわが国の経済に与える影響の分析
2. 橋本貴彦（立命館大学）
分業効果を考慮した技術変化と為替レート：
世界産業関連データベースを用いた分析
3. 鈴木雄大（立教大学・院生）
CPIにおける下位集計の算式とバイアス—銘柄選定方式との関連から—
4. 木下英雄（大阪経済大学）
一人当たり労働力再生産に必要な労働量の所得階層間比較と
その変化の生産力要因と需要量要因
5. 小野寺剛（立教大学）・小沢和浩（法政大学）・新村隆英（法政大学）・坂本憲昭（法政大学）
電気自動車普及モデルとシナリオシミュレーション

9:30~12:00 セッションB：企画セッション

会場：共通講義室3

「統計学概論」80年：統計、統計学、社会科学

コーディネーター・座長：池田 伸（立命館大学）

1. 池田 伸（立命館大学）
統計学への蜷川虎三の貢献：評価と展開
2. 山田 満（関東支部）
われらの時代の蜷川：Halbwachs, Gumbel, ウエスギ, Foucault
3. 御園謙吉（阪南大学）
蜷川虎三と戦後混乱期の中小企業
4. 藤井輝明（大阪市立大学）

戦後社会の中の統計学と統計学者：納税権確立過程の事例の紹介

5. 尹 清洙（長崎県立大学）

パスカルは何を証明したか：“統計学が最強の学問である”への反論

予定討論者：吉田 忠（京都大学）

9月11日(木) 午後の部

13：00～13：50 会員総会

会場：共通講義室 1

14：00～15：30 セッションC：一般報告

会場：共通講義室 1

自由論題 座長：菅 幹雄（法政大学）

1. 村上雅俊（阪南大学）

『就業構造基本調査』を用いたワーキングプアの規定因の検討

2. 金子治平（神戸大学）

社会生活基本調査の匿名データによる孤食・共食状況の把握

3. 西村教子（鳥取環境大学）・吉田嘉雄（京都大学）・仙田徹志（京都大学）

農家男子の結婚に与える影響に関する分析

14：00～15：30 セッションD：企画セッション

会場：共通講義室 3

オープンデータと公的統計の挑戦 コーディネーター：坂下信之（統計センター）

座長：森 博美（法政大学）

1. 伊藤伸介（中央大学）

政府統計データにおけるリモートアクセスの動向—イギリスを例に—

2. 白川清美（統計センター）

オンデマンドによる統計作成機能・方策について

3. 滝澤有美（統計センター）

質的変数を対象にした擬似マイクロデータの作成の試み

15：40～18：10 セッションE：企画セッション（プログラム委員会・マイクロ統計部会）

会場：共通講義室 1

公的パネル統計の展開方向 コーディネーター：仙田徹志（京都大学）

座長：坂田幸繁（中央大学）・仙田徹志（京都大学）

1. 山口幸三（総務省統計研修所）

労働力調査におけるデータリンケージによる公的パネル統計作成の可能性

2. 古隅弘樹（兵庫県立大学）

事業所・企業統計調査と法人企業統計調査を組み合わせた

遡及的データベースの構築

3. 吉田嘉雄（京都大学）・仙田徹志（京都大学）

農業統計におけるパネルデータの構築と展開方向

4. 金子隆一（国立社会保障・人口問題研究所）

21世紀縦断調査：日本人のライフコース把握と政策形成への可能性

予定討論者：松田芳郎（統計情報研究開発センター）・菅 幹雄（法政大学）

稲葉由之（明星大学）・舟岡史雄（日本統計協会）

15：40～18：10 セッションF：企画セッション（政府統計部会） 会場：共通講義室3

国民経済計算関連統計における諸問題 コーディネーター：櫻本 健（松山大学）

座長：小川雅弘（大阪経済大学）

1. 櫻本 健（松山大学）
第Ⅱ期基本計画における国民経済計算分野の提言
2. 吉野克文（日本銀行）
2008SNAにおける保証の取扱い変更とわが国の対応
3. 氏川恵次（横浜国立大学）
新しい環境・経済統合勘定（2012SEEA）の位置づけと特徴について
4. 芦谷恒憲（兵庫県企画県民部）
地域観光サテライト勘定（観光GDP）の推計と利用上の課題について
5. 李 潔（埼玉大学）
中国の経済成長率は過大評価か—GDP実質化のプロセスに関する検討
予定討論者：小川雅弘（大阪経済大学）・光藤 昇（松山大学）

9月12日(金) 午前の部

9：30～10：30 セッションG：一般報告

会場：共通講義室1

自由論題 座長：岩崎俊夫（立教大学）

1. 山口秋義（九州国際大学）
1939年ソ連人口センサスの正確性
2. ELISEEVA, Irina Il'ichna（Russian Academy of Sciences）
The Households Structure in Russia: evolution or revolution？

(注) 浜砂敬郎（九州大学）「統計登録簿におけるデータの流れについて—ドイツの2011年人口センサスにおける住所・建物登録簿を素材として—」が本セッションの研究報告に予定されていたが、報告者急逝のため取り下げとなった。

9：00～10：30 セッションH：一般報告

会場：共通講義室3

自由論題 座長：橋本貴彦（立命館大学）

1. 岡部純一（横浜国立大学）
インドにおける基礎自治体の統計需要構造について
2. 坂田大輔（立教大学）
多目的標本調査の成立とベンガル飢饉調査
3. 伊藤陽一（法政大学）
原発関連労働者をめぐる統計の諸問題

10：30～12：00 セッションI：一般報告

会場：共通講義室1

自由論題 座長：御園謙吉（阪南大学）

1. 田中 力（立命館大学）

里山の利用と所有に関する統計について

2. 菊地 進 (立教大学)
地域における社会の情報基盤としての統計—その構築の条件—
3. 上藤一郎 (静岡大学)
イギリスにおける統計学の濫觴—ドイツ国状学との邂逅と政治算術—

10:30~12:00 セッションJ:企画セッション (ジェンダー統計部会) 会場: 共通講義室 3
ワークライフバランス, 社会保障とジェンダー統計

コーディネーター: 伊藤 純 (昭和女子大学)
座長: 廣嶋清志 (島根大学)

1. 橋本美由紀 (法政大学)
無償労働評価を政策に活かす方法を探る—フィンランドの研究を手がかりとして
2. 水野谷武志 (北海学園大学)
生活時間統計の国際比較からみたフルタイム労働者のワークライフバランス
3. 畠中 亨 (法政大学)
雇用保険業務統計とジェンダー
予定討論者: 鷺谷 徹 (中央大学)

9月12日(金) 午後の部

13:00~16:00 セッションK:企画セッション (ミクロ統計部会) 会場: 共通講義室 1
事業所・企業ミクロデータの利用をめぐる

コーディネーター: 伊藤伸介 (中央大学)
座長: 小林良行 (統計センター)

1. 伊藤伸介 (中央大学)
企業の収益・財務内容が雇用量に及ぼす影響
—経済産業省企業活動基本調査を利用して—
2. 出島敬久 (上智大学)
正規・非正規雇用の構成と賃金構造の関係:
賃金センサスのミクロデータを用いた計量分析
3. 村田磨理子 (統計情報研究開発センター)
法人企業統計と賃金構造基本統計のパネルデータ化について
4. 高橋将宜 (統計センター)
公的統計における多重代入法の利活用方法の可能性—諸外国における適用を例に—
5. 栗原由紀子 (弘前大学)
企業予想の異質性に関する検証—法人企業景気予測調査ミクロデータを用いて—
6. 坂田幸繁 (中央大学)
企業のカテゴリカルな判断情報の数量特性, およびその利用

13:00~14:30 セッションL:企画セッション 会場: 共通講義室 3
統計における位置情報の活用

コーディネーター・座長: 森 博美 (法政大学)

1. 神宮司一誠 (関西支部)

- Google Earthを利用したドット標本調査法による土地利用面積調査について
2. 森 博美 (法政大学)・坂本憲昭 (法政大学)・長谷川普一 (新潟市都市政策部GISセンター)
位置情報を用いた事業所の立地集積状況の計測
 3. 大井達雄 (和歌山大学)
宿泊旅行統計調査を利用した位置情報分析

16:00 研究大会 閉会

9月13日(土)

13:00~15:45 統計チュートリアルセミナー：本部企画・法政大学日本統計研究所共催
会場：クレオ大阪北 (大阪市立男女共同参画センター北部館)
大阪市東淀川区東淡路1-4-21 (Tel: 06-6320-6300)

自治体における行政情報の統合利用と統計

—人口減少社会における政策と行政・統計情報の新たな関係—

コーディネーター：森 博美 (法政大学)

経済統計学会 2014年度全国研究大会 プログラム委員			
北海道支部	木村和範 (北海学園大学)	東北支部	深川通寛 (石巻専修大学)
関東支部	伊藤伸介 (中央大学)	関西支部	矢野 剛 (京都大学) [長]
関西支部	仙田徹志 (京都大学)	九州支部	松川太一郎 (鹿児島大学)

Ⅲ. 会員総会

9月10日(水)15時よりの理事会審議を経て、2014年度会員総会が9月11日(木)に開催され、下記事項が審議・報告承認された。

1. 報告事項

(1) 入退会及び異動 (敬称略)

[新入会員]	(所属機関)	(所属支部)	(推薦者)
氏川恵次	横浜国立大学	関東	櫻本 健・森 博美
長谷川普一	新潟市都市政策部GISセンター	関東	菊地 進・森 博美
斎藤 昭	日本植物油協会	関西	仙田徹志・矢野 剛
吉田嘉雄	京都大学大学院	関西	仙田徹志・矢野 剛
劉 瑞興	広島修道大学大学院 (院生会員)	関西	泉 弘志・小川雅弘

[退会者]

唯是康彦, 新熊邦男, 鶴田善彦 (以上, 自主退会), 宮脇典彦 (除籍退会),
浜砂敬郎 (死亡退会)

[支部移動]

劉 洋 (関西→関東)

- (2) 2015年度研究大会の開催について
北海学園大学で2015年9月に開催予定であることが報告された。
- (3) 2016年度研究大会開催支部について
2016年度研究大会は九州支部による開催とすることが承認された。
- (4) 学会賞について 該当なし
- (5) 全国プログラム委員会委員の交代とプログラム委員長の選出
水野谷武志会員、古谷次郎会員（以上、北海道）、深川通寛会員（東北）、伊藤伸介会員（関東）、村上雅俊会員（関西）、西村善博会員、松川太一郎会員（以上、九州）をプログラム委員とし、水野谷会員を委員長に選出した（任期：2015年9月まで）。
- (6) 2014年度会計中間報告
吉田央全国会計担当理事から、2014年度全国会計の中間報告が行われた。
- (7) 2015年度全国会計担当について
全国会計担当に吉田央会員（関東）を選出（再任）したことが報告された（任期：2015年9月まで）。なお、監査委員は大井達夫会員が任期2年目を務める。
- (8) 機関誌の編集について
『統計学』107号の編集状況、および108号（2015年3月発行予定）の編集方針について報告された。
- (9) 編集委員長、および委員の選出について
2015年度編集委員会委員長に長澤克重会員（関西）を選出した（任期：2016年3月まで）。なお、副委員長、および委員については、地域バランスを考慮した候補選出の考え方を明確にした上で、規程に即して可及的速やかに選任することとした。
- (10) HP管理運営委員会委員長、副委員長の選出と報告
御園謙吉会員（関西）を委員長に、山田満会員（関東）を副委員長に選出した（任期：2015年9月まで）。御園会員はニュースレター担当も兼務することから、広報委員会の設置方についての検討も進めてもらうことにした。
- (11) その他
とくになし

2. 審議承認事項

- (1) 2013年度全国会計報告、および会計監査報告
吉田央全国会計担当理事、および大井達夫会計監査から、2013年度全国会計決算について報

告され、承認された。(本記事末尾の資料1の決算書参照)

(2) 2015年度全国会計予算案

吉田央全国会計担当理事より、2015年度全国会計予算案が報告され、承認された。(本記事末尾の資料2の予算書参照)

(3) 機関誌『統計学』創刊60周年記念事業骨子と事業委員会規定の制定

60周年記念事業検討ワーキンググループ主査の西村善博会員から事業骨子と事業委員会規程案の説明を受け、報告承認された。(本記事末尾の資料3、および4参照)

(4) 機関誌『統計学』創刊60周年記念事業委員会委員長、副委員長、および委員の選出

標記委員会に、西村善博会員(委員長)、水野谷武志会員(副委員長)、池田伸会員、大井達男会員、上藤一郎会員、伊藤伸介会員を選出した。(任期:2015年9月まで)

(5) 全国会計における誌代請求基準などの一部見直し

昨年総会で認められた会計制度の見直しについて、担当の上藤常任理事から改革案の説明が行われ承認された。改革内容については、本記事末尾の資料5「学会会計制度の見直しについて」を参照のこと。

(6) 学会長選出

理事会として学会長候補に菊地進会員を推薦することが決定し、総会において承認された。(任期:2016年9月まで)

(7) その他

1. 常任理事長に坂田幸繁会員(再任)が選出された。(任期:2016年9月まで)
2. 研究大会の在り方とプログラム委員会規程整備について、下記の①~④を総会確認事項として残しておくことにする。
 - ① 常任理事会に、「研究大会のあり方と規程整備」を検討する担当理事をおき、その下で従来の考え方や実施要領(申し合わせ、引き継ぎの確認、歴代委員長から意見聴取など)を整理しつつ、今後の規程整備の方向を検討する。
 - ② 大会開催やプログラム編成の実務に関わる事項については、2015年研究大会開催に向けて早急に整理する。その結果は理事会で報告し、確認を受ける。
 - ③ 全国プログラム委員会規程をはじめ、必要な規程整備は2016年度総会での報告承認となるよう努める。
 - ④ 大会会計のあり方についても検討を加える。

以上

(資料1)

2013年決算書

経済統計学会 2013年度決算

(自2013年4月1日～2014年3月31日)

収 入	予算	執行額	差額	支 出	予算	執行額	差額前
前期繰越	3,199,270	4,115,750	916,480	1. 誌代	1,200,000	720,586	-479,414
1. 会費収入	1,733,200	1,670,800	-62,400	1) 『統計学』104号	600,000	376,578	-223,422
1) 誌代・編集費	1,231,200	1,172,800	-58,400	2) 『統計学』105号	600,000	344,008	-255,992
・北海道支部	60,400	57,200	-3,200	2. 本部事業費	695,000	437,013	-257,987
・東北支部	36,400	31,200	-5,200	1) ニュースレター発行費 (第38号まで)	125,000	111,844	-13,156
・関東支部	624,400	595,200	-29,200	2) 研究大会関連経費	200,000	200,000	0
・関西支部	426,800	413,200	-13,600	3) 通信・交通費	200,000	50,000	-150,000
・九州支部	83,200	76,000	-7,200	4) 名簿作成費	60,000	60,375	375
2) 本部経費	482,000	478,000	-4,000	5) HP関係経費	10,000	1,500	-8,500
・北海道支部	24,000	22,000	-2,000	6) その他の事業費	100,000	13,294	-86,706
・東北支部	14,000	12,000	-2,000	・理事選挙関係経費		8,779	8,779
・関東支部	244,000	242,000	-2,000	・その他		4,515	4,515
・関西支部	168,000	172,000	4,000	3. 支部活動補助費	120,500	119,500	-1,000
・九州支部	32,000	30,000	-2,000	・北海道支部	6,000	5,500	-500
3) 団体会員会費	20,000	20,000	0	・東北支部	3,500	3,000	-500
2. 繰入金	0	201,317	201,317	・関東支部	61,000	60,500	-500
・第57回大会より	0	201,317	201,317	・関西支部	42,000	43,000	1,000
3. 雑収入	850	973	123	・九州支部	8,000	7,500	-500
・受取利子	850	973	123	4. 予備費	200,000	0	-200,000
				次期繰越	2,717,820	4,711,741	1,993,921
収入計	4,933,320	5,988,840	1,055,520	支出計	4,933,320	5,988,840	1,055,520

(資料2)

2015年度予算案

経済統計学会 2015年度予算

(自2015年4月1日～2016年3月31日)

収 入	2014 予算	2015 予算	差額	支 出	2014 予算	2015 予算	差額
前期繰越	3,804,822	5,174,779	1,369,957	1. 誌代	1,200,000	1,200,000	0
1. 会費収入	1,670,800	1,768,000	97,200	1) 『統計学』106号	600,000		- 600,000
1) 誌代・編集費	1,172,800	1,124,000	- 48,800	2) 『統計学』107号	600,000		- 600,000
・北海道支部	57,200	53,200	- 4,000	3) 『統計学』108号		600,000	600,000
・東北支部	31,200	26,000	- 5,200	4) 『統計学』109号		600,000	600,000
・関東支部	595,200	585,600	- 9,600	2. 本部事業費	695,000	695,000	0
・関西支部	413,200	397,600	- 15,600	1) ニュースレター発行費	125,000	125,000	0
・九州支部	76,000	61,600	- 14,400	2) 研究大会関連経費	200,000	200,000	0
2) 本部経費	478,000	644,000	166,000	3) 通信・交通費	200,000	200,000	0
・北海道支部	22,000	30,800	8,800	4) 名簿作成費	60,000	60,000	0
・東北支部	12,000	14,000	2,000	5) HP関係経費	10,000	10,000	0
・関東支部	242,000	330,400	88,400	6) その他の事業費	100,000	100,000	0
・関西支部	172,000	232,400	60,400	3. 支部活動補助費	119,500	299,000	179,500
・九州支部	30,000	36,400	6,400	・北海道支部	5,500	14,300	8,800
3) 団体会員会費	20,000	20,000	0	・東北支部	3,000	6,500	3,500
2. 繰入金	0	0	0	・関東支部	60,500	153,400	92,900
・第58回大会より	0	0	0	・関西支部	43,000	107,900	64,900
3. 雑収入	850	850	0	・九州支部	7,500	16,900	9,400
・受取利子	850	850	0	4. 積立金	0	2,400,000	2,400,000
				・60周年記念事業積立金		2,400,000	
				5. 予備費	200,000	200,000	0
				次期繰越	3,261,972	2,149,629	- 1,112,343
収入合計	5,476,472	6,943,629	1,467,157	支出合計	5,476,472	6,943,629	769,857

※2014年9月9日現在の資産額5,774,779円から、『統計学』107号発行経費600,000円を引いた5,174,779円を前期繰越額とした。

(資料3)

経済統計学会機関誌『統計学』創刊60周年記念事業委員会規程

(委員会の目的)

第1条 経済統計学会2013年度会員総会で承認された「『統計学』創刊60周年記念事業委員会設立に向けての提案」にもとづき、この規程を定める。

第2条 本委員会は機関誌『統計学』創刊60周年記念事業委員会と称する。

2 本委員会は第5条で定める事業を行う。

(委員会の構成)

第3条 本委員会は、理事会が選出する委員長と副委員長、常任理事会が選任する4名の委員、および学会長、常任理事長、『統計学』編集委員長で構成する。

2 委員長、副委員長および委員の任期は、1年とする。ただし、再任をさまたげない。

3 任期満了前に交代した委員の任期は、前任者の残任期間とする。

4 必要に応じて、常任理事会の承認を得て、委員を追加することができる。

第4条 委員長は本委員会を主宰する。

2 委員長に事故あるときは、副委員長がその任にあたる。

第5条 本委員会は、機関誌『統計学』の創刊60周年記念事業のために、次の事項を審議し、実施する。

(1) 『統計学』創刊60周年記念特集の企画

(2) 『統計学』創刊60周年記念特集の編集に関わる業務

(3) その他、特集掲載号の発行に関する事項

(4) その他、創刊60周年記念に関する事業の企画と運営

(委員会の存続期間)

第6条 本委員会は、2015年度から事業が終了する2018年度までの4年間存続する。ただし、1年を単位に理事会の承認を得て延長できる。

付則：この規程は2014年9月11日から施行する。

以上

(資料4)

『統計学』創刊60周年記念事業方針(骨子)

1 事業の目的

経済統計学会機関誌『統計学』創刊50周年以降における内外の統計・統計学の新たな展開を踏まえ、社会科学としての統計学の再構築を目指した学会活動の活性化と機関誌の発展・充実を図る。

2 事業内容

『統計学』創刊60周年記念事業委員会（以下、事業委員会）は、『統計学』創刊60周年記念特集論文（以下、記念特集論文）を企画し、『統計学』の通常号に「60周年記念特集」と明記して、合わせて掲載・発行する。

記念特集論文の掲載号（以下、記念特集掲載号）は、原則として、毎年度、1号ずつを目処とし、合計4号とする。

（注）以下、『統計学』の通常号とは、記念特集論文の非掲載号のほかに、記念特集掲載号では、記念特集以外の部分を指している。

3 記念特集論文の企画・編集業務

記念特集論文の企画・編集は、事業委員会がおこなう。

4 記念特集掲載号の発行体制

通常号の編集を担当する『統計学』編集委員会が発行業務全体を統括するので、記念特集論文の編集を担当する事業委員会は、統計学の円滑な発行業務を維持するために編集委員長の指示に従う。

5 発行経費

予算の大枠は『統計学』創刊50周年記念事業費の総額240万円を目途とする。

6 記念特集論文のテーマ設定および執筆者の決定

- (1) 記念特集論文のテーマおよび執筆者選定は、会員からの提案にもとづき事業委員会が審議し、審議の結果を常任理事会に報告し、理事会での承認を受けて決定する。テーマおよび記念特集掲載にむけての審議にあたり全国研究大会で報告を義務づける。
- (2) 論文数は1テーマにつき、原則として5編以内とする。
- (3) 執筆者の選定にあたっては、本会会員に適切な執筆者が見当たらない場合に限り、1テーマにつき1名の会員外の執筆者を認める。ただし、事業委員会の審議を経る必要がある。

7. レフェリー（査読）

提出された記念特集論文の原稿の採用にあたっては厳格な査読を適用する。査読の実施要領については、事業委員会が草案を作成し、常任理事会に提出し、理事会で承認を受けることとする。（以上）

（資料5）

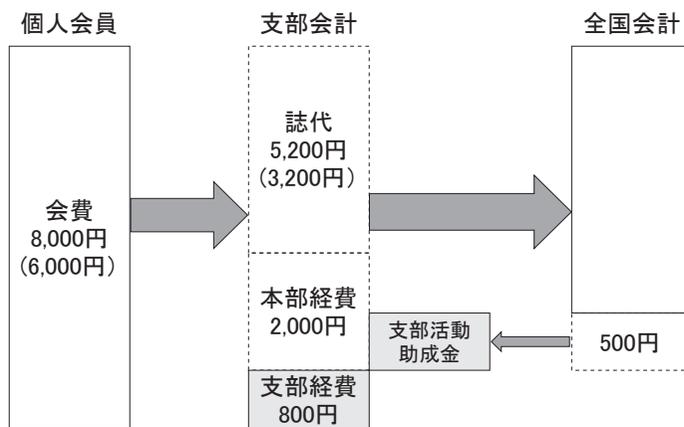
学会会計制度の見直しについて

現行の学会会計制度は、本会の前身組織である経済統計研究会以来の支部体制を反映した仕組みとして運営されてきた。図1に示した現行の会計処理方式には、学会会計としては下記の2に列挙したような制度上の不備が存在する。そこで、常任理事会では2013年度の全国総会での会計制度の見直しの決議を受けて、担当常任理事（上藤一郎会員）を中心に、問題点の整理並びに改善方策の検討を行ってきた。その結果を踏まえ、現行の支部会計の長所を活かしつつ

学会会計としての透明性を担保すべく、以下のような制度の見直しを提案する。なお、団体会員については全国会計に直接会費が納入されることから、以下の提案は、学会会計のうち個人会員の会費に限定したものである。

1. 現行の会計制度

図1 現行の会計処理方式（正会員，院生会員）



図中の括弧内の金額は院生・高齢等減免会員

■ 支部活動の財源となっている金額
(@800+@500=@1300)

2. 現行の会計制度の問題点

(1) 会計処理の不透明性

学会として個人会員（院生・高齢等減免会員）から8,000円（6,000円）を年会費として徴集している。しかし学会会計（全国会計）では、このうち誌代と本部経費にあたる7,200円（5,200円）についてだけしか会計処理は行われていない。全国会計については、監査済みの決算報告が全国総会で報告、承認を受け、学会誌で会員に開示される。一方、支部会計については、現在各支部内で報告されるだけに留まっており、その結果が全国会計に報告される仕組みとはなっていない。特に、現行の会計方式には、支部留保金800円を含めて学会費として学会員から納入を受けているにも関わらず学会会計が関知していないという早急に改善を必要とする明らかな制度的不備がある。

(2) 会計処理の煩雑さ

各支部会計においては、現在、最終的には支部所属会員1人当たり1,300円が支部活動の財源となっている。そのうちの800円については全国会計に納める際の支部留保金である。一方、残りの500円は、全国会計が支部会計からいったん納入を受けた上で改めて全国会計から支部活動補助金として各支部に配分されるという煩雑な会計処理となっている。

3. 新たな学会会計方式の提案

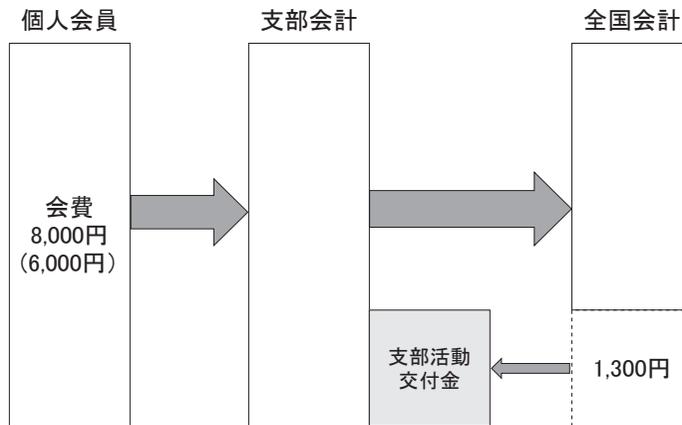
以上のような現行制度と問題点に鑑みて、本学会の会計制度の見直し案を以下のように提案する。

- (1) 会費は、従来通り各支部で徴集する。
- (2) 会費は、直近の名簿情報に基づいて、各支部より全額を全国会計に一括して納入する（未納会員分を含む）。
- (3) 各支部より全国会計に会費納入後、同名簿情報に基づいて支部活動交付金*（1人当たり1,300円）を本部より各支部会計に交付する（未納会員分を含む）。

*支部活動交付金は次に掲げる費用を賄うために給付するものとする。

1. 支部研究会（支部例会）の実施に伴う支出
 2. 学会費の徴収活動に伴う支出
 3. その他、本会の目的を達成するために必要な支出
- (4) 支部活動交付金は、各支部会計について年1回、全国会計に対して会計報告を行う。なお各年度に生じた余剰金については、支部会計の繰越金として取り扱う。
 - (5) 会計年度は、4月1日から翌年3月31日とする。
 - (6) 2015年度の会計年度より実施する。
 - (8) その他
 1. 支部から全国会計への会費納入期限は原則、7月末とする。
 2. 会員資格の喪失や除籍などの年限等については、必要であれば今後見直しを行う。
 3. その他、実務面での詳細は各支部と協議のうえ速やかに実施する。

図2 新会計処理方式（正会員，院生会員）



図中の括弧内の金額は院生・高齢等減免会員

■ 支部活動の財源となる金額 (@1300)

編集委員会からのお知らせ
機関誌『統計学』の編集・発行について

編集委員会

1. 常時、投稿を受け付けます。
2. 次号以降の発行予定日は、
第108号：2015年3月31日、第109号：2015年9月30日です。
3. 投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、「査読要領」などをご熟読願います。
4. 原稿は編集委員長（下記メールアドレス）宛にお送り願います。
5. 原稿はPDF形式のファイルとして提出して下さい。また、紙媒体での提出も旧規程に準拠して受け付けます。紙媒体の送付先は編集委員長宛をお願いいたします。
6. 原則としてすべての投稿原稿が査読の対象となります。
7. 通常、査読から発刊までに要する期間は、査読が順調に進んだ場合でも2ヶ月間程を要します。投稿にあたっては十分に留意して下さい。

編集委員会、投稿応募についての問い合わせは、
下記メールアドレス宛に連絡下さい。
また、編集委員長へのメールアドレスも下記になります。

editorial@jsest.jp

編集委員長 岡部純一（横浜国立大学）

副委員長 長澤克重（立命館大学）

編集委員

栗原由紀子（弘前大学）

橋本貴彦（立命館大学）

山田 満（関東支部所属）

[注記] 2013年度より編集体制の見直しとして、第一次査読を従来のように支部選出委員が担当するのではなく、編集委員会全体で担当するように方針を変更しています。『統計学』の定期刊行にも力点をおく所存です。常時、投稿を受け付けていますので、できるかぎり早期のご投稿をお願いいたします。108号（2015年3月31日発行予定）への掲載を想定すると、A：「論文」・「研究ノート」の場合、2015年1月初旬、B：その他の場合、2015年1月末を目途に、それまでにご投稿いただく必要があります。

以上

編集後記

ご投稿いただいたすべての執筆者のみなさん、査読に関わってくださった会員のみなさんに心より御礼申し上げます。今回は書評や海外統計事情の執筆依頼にもご快諾いただきました。そうした掲載記事について、会員のみなさんから編集委員会にご提案ご推薦いただければ、紙面活性化にもつながりありがたいです。よろしく願います。

（岡部純一 記）

[訂正] 『統計学』第106号（2014年3月）p.40の「2013年度関西支部例会」5月19日(土)【報告者】
(1) 桂政昭（誤）について、(1) 桂昭政（正）に訂正します。失礼いたしました。

執筆者紹介 (掲載順)

伊藤伸介	(中央大学経済学部)
星野なおみ	((独)統計センター)
山口幸三	(総務省統計研修所)
橋本貴彦	(立命館大学経済学部)
上藤一郎	(静岡大学人文社会科学部)
イリーナ・エリセーエワ	(ロシア統計学会会長)
山口秋義	(九州国際大学経済学部)

支部名

事務局

北海道	004-0042	札幌市厚別区大谷地西 2-3-1 北星学園大学経済学部 (011-891-2731)	古谷次郎
東北	986-8580	石巻市南境新水戸 1 石巻専修大学経営学部 (0225-22-7711)	深川通寛
関東	192-0393	八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3424)	芳賀寛
関西	525-8577	草津市野路東 1-1-1 立命館大学経営学部 (077-561-4631)	田中力
九州	870-1192	大分市大字且野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西村善博

編集委員

岡部純一 (関東) [長]	長澤克重 (関西) [副]
山田満 (関東)	橋本貴彦 (関西)
栗原由紀子 (関東)	

統計学 No.107

2014年9月30日 発行	発行所	経済統計学会 〒194-0298 東京都町田市相原町4342 法政大学日本統計研究所内 TEL 042(783)2325 FAX 042(783)2332 http://www.jses.t.jp/
	発行人	代表者 菊地進
	発売所	音羽リスマチック株式会社 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 TEL/FAX 03(3945)3227 E-mail: otorisu@jupiter.ocn.ne.jp 代表者 遠藤誠

STATISTICS

No. 107

2014 September

Articles

- Effectiveness of Data Swapping Based on the Microdata from Population Census
..... Shinsuke ITO and Naomi HOSHINO (1)
- Estimation Bias in Statistical Survey applying the Sample Rotation System
..... Kozo YAMAGUCHI (17)

Book Reviews

- Tadashi YOSHIDA, *On the Progress of Probability Theory and Statistics in the Netherlands*,
Hassakusha, 2014
..... Ichiro UWAFUJI (33)
- Hiroshi IZUMI, *A Measurement of Embodied Labor and Basic Economic Indicators*,
Ohtsuki Syoten, 2014
..... Takahiko HASHIMOTO (38)

Foreign Statistical Affairs

- Russian Association of Statisticians
..... Irina ELISEEVA and Akiyoshi YAMAGUCHI (43)

Activities of the Society

- The 58th Session of the Society of Economic Statistics (46)

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS
