

統計学

第 118 号

『統計学』創刊60周年記念論文

特集A：標本設計情報とマイクロデータ解析の実際

個票データの解析的利用と抽出ウェイトの役割

..... 坂田 幸繁 (1)

特集B：政府統計マイクロデータの作成・提供における方法的展望

公的統計における標本調査の調査設計とマイクロデータの可能性

..... 山口 幸三 (19)

研究論文

年次改訂にみる国際収支統計の品質評価

..... 武田 英俊 (36)

書評

木村和範 著『所得分布の要因分解法』（共同文化社，札幌，2019年）

..... 芳賀 寛 (50)

本会記事

支部だより..... (57)

投稿規程..... (62)

2020年3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、それを適応しない。

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文京区音羽1-6-9（株音羽リスマチックにおく。

1953年10月9日（2016年9月12日一部改正[最新]）

個票データの解析的利用と抽出ウェイトの役割

坂田幸繁*

要旨

標本調査からの調査票情報、あるいは個票データをモデル解析に利用する場合に、標本設計情報、とりわけ抽出ウェイトをどのように処理すべきかを検討した。そのさい、利用者サイドが有する理論的・分析的視点は統計作成者のそれとは通常異なる点に配慮し、標本調査データの本来的な母集団記述統計量的性格をモデル解析(超母集団分析)に接合しようとするデザイン一致推定量の考え方に主に依拠しながら、回帰モデルでの単純推定と加重推定方式との特性比較を単純なシミュレーションで確認した。その結果、モデルの正しさを想定することが困難な2次利用の局面ではとくに、モデル解析において抽出ウェイトによる加重推定を戦略的に重視すべきことを論点提起した。

キーワード

個票データ、2次利用、モデルパラメータ、超母集団モデル、抽出ウェイト

1. はじめに

本稿では、抽出率が異なる層化標本を事例に、公的標本統計における調査票情報、あるいは個票データセット(以下では、マイクロデータとも呼ぶ)に基づくモデル解析のための抽出ウェイト¹⁾(抽出率の逆数とする)の利用について、統計利用者としての立場から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、標本が抽出された当該の存在する有限母集団、あるいはその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²⁾、他方で多変量の統計的関連を確率モデルで表現し、その回帰係数などの推定に変数間の構造をと

らえようとする場合、抽出ウェイトの取扱いには少なからぬ曖昧さや混乱がみられる。とくに構造把握に多用される回帰分析では、正しいモデルを含む関連する変数をすべて導入しておけば、標本設計も含めて様々な要因をコントロールできるので、ウェイトを考慮せずとも真の係数の推定値が得られるとの考え方もある。あるいは、任意の母集団要素に成立するモデルを探しているのだから、抽出ウェイトによる母集団の歪みの調節は不要という考え方も一つの主張である³⁾。

このような標本データの利用に関する問いに対して、わが国に先行すること1980年代にはマイクロデータの利用を開始した欧米では、すでに課題の枠組みが整理され、問題への解法の提示や事例の蓄積が進められている。とりわけ1980年代に調査票情報の分析と並行

* 正会員，中央大学経済学部

しながら集中的に解析法の議論が深められており、Skinner, Holt, and Smith (1989) の“Analysis of Complex Survey”, および Kasprzyk, Duncan, Kalton and Singh (1989) の“Panel Surveys”は今日に続く標本調査データに関する方法的なフレームワークを提供し、標本調査情報の利用に関する議論の中核を示すものと位置付けられる。また Pfeffermann (1993) では、本稿の主たる関心事でもあるモデル分析における抽出ウェイトの役割に関して直截的、包括的なサーベイを与えている。そして、Chambers and Skinner (eds) (2003) は先出 Skinner, Holt, and Smith (1989) の現代的な更新であり、新たな展開を含む補完的労作といえる。なお、最尤法に限ってみると、Breckling, Chambers, Dorfman, Tam, and Welsh (1994), およびその発展でもある Chambers, Steel, Wang, and Welsh. (2012) は標本調査情報からの最尤推論に関する議論の現代的な拡張を試みる業績といえる。いずれにしても応用的な事例研究を含めて、議論の核心となる方法論や概念的な図式はすでに開陳されているといっても過言ではない⁴⁾。

しかしそれら全体の適切な整理や総括的把握には、本稿の一論考で収まるべくもなく、マイクロデータの利用をめぐるさらに追加的な考察と学会での議論を積み重ねる必要がある。本稿では、60周年記念事業の本来の趣意にそって、標本調査情報の利用に関わる本学会でのさらに進んだ議論の先触れ⁵⁾として、もっとも単純なモデルのパラメータ推定に関わる抽出ウェイトの取扱いの指針を、これら先行する業績の一端をシミュレーションベースで追体験することにより提起しようとしている。とりわけ、本学会では仮説演繹的な計量分析よりむしろ社会研究にみられる帰納的発見的アプローチからマイクロデータを利用するケースも多い。そのさいモデルの正しさを出発点としないときの抽出ウェイトの利用の是非は、マイクロデータの統計利用者には解決

すべきハードルである。

問題の本質を複雑化せず提起するために、本稿では乗率形態で抽出ウェイトが付与された標本データだけが利用可能とする⁶⁾。いわば、マイクロデータに基づく2次利用の形態のうちもっとも頻度の高い単独利用に限定する。標本調査の結果としての調査票情報、あるいは個票データセット以外の情報は何も利用できない状況を想定している。したがって無回答などの回答構造の組み込みや他の補助的な母集団情報の利用は考えない⁷⁾。むしろ標本設計に利用された層化変数やクラスター情報の一部、もしくは全部が、匿名化のため制約されたデータ環境を対象とする。

次節以降、そのときの抽出ウェイトに対する基本的なアプローチの方法と考え方を Pfeffermann (1993) によるサーベイ論文のガイドラインに依拠しつつ再提起し⁸⁾、3, 4節でシミュレーション結果を示し、その特徴を確認しながら、作成者≠利用者という本来の批判統計の視点に重きをおいて本学会としての課題を改めて考えてみたい。結論的には、上記のように限定したモデル分析において本稿は、抽出ウェイトを利用した加重推定によるアプローチの有用性を主張している。

2. モデルベースのアプローチの特徴

実在の有限母集団(サイズ N , データは所与の固定数値)に対して、例えば線形回帰式 $y = A + Bx + u$ (u は残差)に対して最小2乗法基準ではめたときの x と y の回帰的関係を表す要約統計量 B をその確率標本(サイズ n)から推定しようとする。このようなアプローチをデザインベースのアプローチとよび、母集団要素の変数値 x, y の関数である B をセンサパラメータという。これに対して、確率モデル $Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$ (ε は攪乱項で平均0, 分散 σ^2 の正規分布)を想定し、有限母集団はこのモデルから発生した確率変数の実現値集合と考える。そしてそのような母集団から、

ある標本デザインに従って確率抽出したサンプルに基づきモデルのパラメータ α , β を推定しようとする。このケースをモデルベースのアプローチといい、ターゲットの α , β を改めてモデルパラメータと呼ぶ⁹⁾。線形回帰モデルとロジスティック回帰モデルを具体例に想定して、その特徴を整理しよう。まずデザインベースのアプローチを簡単に整理したうえで¹⁰⁾、モデルベースのアプローチを検討する。

2.1 デザインベースのアプローチとセンサスパラメータ

(1) 標本推定方程式とセンサスパラメータ

実在の有限母集団の関係する変数値を $y_U=(y_1, \dots, y_N)$, $x_U=(x_1, \dots, x_N)$ とする。これに最小 2 乗基準で線形回帰式をあてはめるとき、 A , B は母集団要素の当該値 (母集団データと呼ぶ) の関数として次のように定義される。 \bar{y}_U , \bar{x}_U は母平均である。

$$B = (\sum_{i=1}^N x_i y_i - N \bar{x}_U \bar{y}_U) / (\sum_{i=1}^N x_i^2 - N \bar{x}_U^2),$$

$$A = \bar{y}_U - B \bar{x}_U$$

いま当該母集団からのある抽出デザインのもとでの標本要素の変数値 (以下、標本データと呼ぶ) から母数 A , B を推定する。これがデザインベースのアプローチであり、標本調査のテキストに示されるような母平均推定と同じく、母集団データの関数としての記述的特性値を標本データから推定する問題に帰着する。通常、ある母集団要素 t が標本 S に含まれる確率 $\pi_t = P(t \in S)$ はその標本への抽出確率を表し、その逆数 $w_t = 1/\pi_t$ が抽出ウェイトである。標準的な標本調査の問題であるから、抽出標本 $y_S=(y_1, \dots, y_n)$, $x_S=(x_1, \dots, x_n)$ からのセンサスパラメータの推定値は、標本要素に i を割り当て、

$$\hat{B} = (\sum_{i=1}^n w_i x_i y_i - N \widehat{\bar{x}}_U \widehat{\bar{y}}_U) / (\sum_{i=1}^n w_i x_i^2 - N \widehat{\bar{x}}_U^2),$$

$$\hat{A} = \widehat{\bar{y}}_U - \hat{B} \widehat{\bar{x}}_U$$

と書ける。ここで、 $\widehat{\bar{x}}_U = \sum_{i=1}^n w_i x_i / \sum_{i=1}^n w_i$, $\widehat{\bar{y}}_U = \sum_{i=1}^n w_i y_i / \sum_{i=1}^n w_i$ である。

このような推定ルール (いまは最小 2 乗法) を手続き的に表現すると、母集団レベルでは次式の正規方程式のように、最小 2 乗基準で残差 2 乗和の偏微分を 0 とおくことに等しい。

$$\sum_{i=1}^N [y_i - (A + Bx_i)] = 0,$$

$$\sum_{i=1}^N x_i [y_i - (A + Bx_i)] = 0$$

ここで改めて重回帰モデルに拡張し、定数項を含めてデータ行列 x , y とパラメータベクトル B を定義すると、上記の考え方はつぎの母集団推定方程式 $G(B)$ として再表現できる。

$$G(B) = x'_U y_U - x'_U x_U B = 0$$

これを標本データで表現すると、

$$G_S(B) = \hat{G}(B)$$

$$= x'_S W_S y_S - x'_S W_S x_S B = 0$$

$W_S = \text{diag}(w_1, \dots, w_n)$ は抽出ウェイト行列である。 $G_S(B)$ は、母集団推定方程式 $G(B)$ に対して加重標本推定方程式となる。センサスパラメータ B とその推定量 (解) \hat{B}_W は次式で与えられる (Pfeffermann 1993, p.318)。なお x_t , x_i はそれぞれ母集団要素 t , 標本要素 i の説明変数ベクトルである。

$$B = (x'_U x_U)^{-1} x'_U y_U = \left(\sum_{t \in U} x_t x'_t \right)^{-1} \sum_{t \in U} x_t y_t$$

$$\hat{B}_W = (x'_S W_S x_S)^{-1} x'_S W_S y_S$$

$$= \left(\sum_{i \in S} w_i x_i x'_i \right)^{-1} \sum_{i \in S} w_i x_i y_i$$

モデルに準じた関数式を全数データに当てはめ、そのときの全数データの関数として表現される係数 (センサスパラメータ) 解を標本データから推定する問題は、モデルの当てはめルールを母集団に対して表現した母集団推定方程式を、標本データによる推定式としての標本推定方程式として再設定し、その解

を求める問題として一般化される¹¹⁾。いまは線形回帰モデルと最小2乗基準ルールを例示したが、当然、これを拡大して、ロジスティック回帰などの非線形モデルの当てはめと尤度ベースの推定ルールに関しても同様に定めることができる。

(2) 擬似尤度

母集団 $t=1, \dots, N$ の x が与えられたときの y 値が条件付き確率密度関数 $f_U(y_t; x_t, B)$ に独立に従うと仮定して、母集団データにこのモデルを当てはめたときのセンサパラメータ B は次の母集団推定方程式の解で与えられると考えればよい。例えば $y=\{0, 1\}$ としてロジスティック回帰モデル $\Pr\{y_t=1\}=\exp(x_t'B)/[1+\exp(x_t'B)]$ を考えると、母集団データに対応するこのモデルの尤度を $f_U(y_U; x_U, B)$ とおいてその対数尤度関数 $l(B)=\sum_{t=1}^N \log f_U(y_t; x_t, B)$ を最大にするように B を定めればよい。それはふつう、母集団尤度方程式から、

$$\begin{aligned} G(B) &= \partial l(B) / \partial B \\ &= \sum_{t=1}^N \partial \log f_U(y_t; x_t, B) / \partial B = 0 \end{aligned}$$

の解で定義され、それを標本データから推定するには、先ほどと同じく、尤度方程式で与えられる母集団推定方程式を標本データから推定すればよい。標本推定方程式は次式である。

$$G_S(B) = \sum_{i=1}^n w_i \partial \log f_S(y_i; x_i, B) / \partial B = 0$$

このような推定量を擬似最大尤度推定量 (Pseudo Maximum Likelihood Estimator) という。形式的に対数尤度の加重和を最大化するように推定値 \hat{B}_W が求められる¹²⁾。しかし、母集団の推定方程式に対応するセンサパラメータ (母集団記述統計量) を標本から推定方程式を通して求めていることになる。 y の母集団分布やモデルの分布形とは無関係に、標本抽出による確率変動に対して、ターゲットである既知の母集団データの関数 (センサ

パラメータ) について不偏性などの望ましい推定量の性質を満たそうとする点にデザインベースの推定の特長がある。

2.2 モデルベースのアプローチと2次利用

モデルパラメータの推定を目的とするモデルベースのアプローチにおいては、まず母集団は先のモデル $Y=\alpha+\beta X+\varepsilon$ (ε は攪乱項で平均0, 分散 σ^2 の正規分布) を満たす確率変数 Y, X (あるいは超母集団 superpopulation) のサイズ N の実現値集合であり、そこからある特定の抽出デザインに従って確率抽出されたサイズ n のデータが標本データ (y_S, x_S) となる。ここでの目標は、標本データからモデルパラメータ (α, β) を求めることにある。デザインベースの母集団記述統計量 (DPQ; descriptive population quantity) の推定では、抽出ウェイトで母集団に戻すことが必須であったが、ここではモデルパラメータを推定したのであるから、抽出ウェイトの利用は不可避というわけではなく、先述のように特定の母集団を超えたより一般的な法則をモデルの確率分布として求める立場もあれば、逆にそのようなモデルは実際の母集団では妥当せず、センサにおける、例えば最小2乗解である母集団記述統計量を目標パラメータと考える立場もある。後者は、標本調査データによるモデル解析的利用には消極的ともいえる¹³⁾。

Pfeffermann (1993) において第3の立場として提唱するのは、調査データとモデル解析を両立 (妥協) させる2次利用のアプローチである。そこでは、モデルからの実現値の分布としての確率的ゆらぎ (ξ) と母集団の下での抽出デザインに起因する確率的揺らぎ (p) の2つの変動がミックスされていることに留意が必要である。このアプローチを整理するために、キーとなる2つの基本概念、CDPQ (Corresponding Descriptive Population Quantity; 対応母集団記述統計量)、およびDC (Design Consistency; デザイン一貫性) が導入さ

れる (Pfeffermann 1993, p.320)。

CDPQ: 母集団は未知パラメータ β をもつモデルに従う確率変数の実現値であり, ある推定ルール (例えば最小2乗距離基準) のもとでの母集団推定方程式の解 $T(N)$ を β に対するCDPQと呼ぶ。冒頭の線形単回帰モデルについてはCDPQが母集団記述統計量DPQである B と一致するケースである。当然, 想定されるモデルに応じて定義されるCDPQが, 一般によく利用されるタイプのDPQと一致するとは限らない。

DC: サイズ N の有限母集団からの標本統計量(サイズ n) $t_s(n)$ について, 母集団と標本がそれらの構成を維持したままサイズを増加していくとき, その極限が母集団記述統計量 $T(N)$ に確率収束するとき, $t_s(n)$ はデザイン一致性を有するという。つまり,

$$\text{plim}_{n \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty} [t_s(n) - T(N)] = 0$$

2.3 デザイン一致推定量

まずモデルパラメータの推測をめざしながら, モデルの下での最適推定量を求めるのではなく, CDPQに対するデザイン一致性をもつ推定量のクラスから推定量を求めようとする。デザイン一致推定量に絞る理由として掲げるのは, 下記に示す分析のロバストネス(頑健性)である(同, p.321)。

- ① 母集団において想定されたモデルが正しいとき

推定ルールによってモデルに対して一致性をもつCDPQが得られているとすれば, 母集団サイズが大きくなればCDPQはモデルパラメータに収束する。したがって, CDPQに関する任意のデザイン一致推定量は標本抽出 p とモデル由来の分布 ξ との混合分布においてモデルパラメータに対する一致性をもつ。

- ② 想定されたモデルが正しくないとき

モデルパラメータや最適推定量といった概念は無意味であり, 解釈困難である。

しかし, CDPQにはモデルの有効性とは無関係に存在する実体があり, 明確な解釈を有している。例えば先の線形回帰モデルの係数 A, B は最小2乗距離基準での有限母集団における Y 値の最良線形予測である。さらに, 母集団値は (Y, X) の同時 ξ 分布からの確率変数と仮定しているから, DPQ(A, B)は間違ったモデルではあっても線形回帰係数 (α, β) の一致推定量となる。

つまり, モデルの想定が正しくとも誤っていても, 経験的に意味のある推定量を提供している点にその特長をみている¹⁴⁾。

一般にCDPQのデザイン一致(DC)推定量がモデルパラメータ θ の一致推定量であることを次式が示している(同, p.321)。

$$\begin{aligned} t_s - \theta &= (t_s - T) + (T - \theta) \\ &= O_p(n^{-\frac{1}{2}}) + O_\xi(N^{-\frac{1}{2}}) = O_p(n^{-\frac{1}{2}}) \end{aligned}$$

ただし, 確率的漸近オーダー $O_p(n^{-\frac{1}{2}})$ は標本抽出変動 p によるもの, $O_\xi(N^{-\frac{1}{2}})$ はモデルによる確率変動 ξ によるものである。母集団サイズは十分大きいと考えるなら, t_s は真値に確率収束する。先の回帰モデルの例では, $t_s = \hat{B}_w T = B, \theta = \beta$ と読替えればよい。

また, θ まわりへの t_s の分散は次のように分解される(同, p.321)。

$$\begin{aligned} \text{Var}_{p\xi}(t_s) &= E_\xi[\text{Var}_p(t_s|Y)] + \text{Var}_\xi[E_p(t_s|Y)] \\ &= E_\xi[\text{Var}_p(t_s|Y)] + O(N^{-1}) \end{aligned}$$

したがって標本サイズより母集団サイズがはるかに大きいような通常のケースでは, 本来の ξ と p との混合分布のもとでの推定量 t_s の分散は, 母集団値 Y を所与としたときの標本抽出誤差の ξ 変動に関する期待値で近似でき, それは通常の標本誤差を推定すれば, 推定誤差の近似が得られることを教えている¹⁵⁾。

3. デザイン一致性と無視可能性

本稿が想定する2次利用の状況は, 標本

データの単独利用である。そのため母集団に関して他の利用可能な情報があったとしても、デザイン一致推定量の考え方ではそれを推定に利用することができないという欠点がある。他方で、いまの議論の文脈では推定量の選択肢は多いわけではなく、詰まるところ抽出ウェイトを利用した加重推定か、ウェイトを無視した単純推定かの選択に帰着する。このとき考慮すべき要因に、モデルに対する抽出デザインの無視可能性 (ignorability)、あるいはデザインの無情報性 (noninformability) がある。厳密な定義と議論は Rubin (1976), Little (1982), Skinner, Holt, and Smith (1989) の第6, 12章に詳しいが、無回答や欠測データの調整をめぐる近年の観察データの分析方法の要点でもあり、有用な文献¹⁶⁾も多く刊行されていることからここではこれ以上立ち入らない。抽出ウェイトの利用とその社会統計学的含意に関心があるので、その幾分教科書的な単純な例示で先を進めることにしたい。

3.1 簡単なシミュレーション

線形単回帰モデル ($Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$) を想定し、標本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で2層に区分され、各層に異なる抽出率を割り当てる (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) から抽出 (ξ 分布) した *i.i.d.* データ $N=10,000$ を母集団とし、それ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 (p 分布) を複数回抽出し、各抽出データに対してウェイト無しの推定 OLS と加重推定 WLS を繰り返し (1,000 回)、設定した真値に推定結果がどのように一致するか (不偏性、一致性) を検証する。

抽出率でコントロールすることにより、 $N \rightarrow \infty$ のとき $n \rightarrow \infty$ となり、デザイン一致性を満たす抽出の枠組みは満たされる。またモデルと層化デザインとの関係において、説明変数である X で層化する標本は外生的層化

データ、目的変数である Y で層化した場合内生的層化データと呼ばれる。結論的に言えば、いまの例では前者は無視可能な標本、無情報な標本抽出であり、パラメータ推定に抽出デザインは無視してよい。これに対して、後者はモデルに対して無視可能でない標本抽出、無情報でない標本であり、推定に際して抽出デザインを考慮する必要がある。

3.2 結果の解説

まずモデルが正しく特定され、それが線形回帰モデルであるとき、

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

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、 $-\infty < X < +\infty$, $-\infty < Y < +\infty$ 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、 $Y = 0.0 + 0.6X + \varepsilon$ を真の回帰モデルとして発生させた母集団 (図1-1) に対して、 X を層化変数に $X < 0$ のとき抽出率 0.01 で、 $X \geq 0$ のとき抽出率 0.2 で構成した標本とその OLS 直線が図1-2に示されている。同様に Y を層化変数に構成したサンプルと OLS 直線が図1-3である。1,000 回の繰り返し抽出実験での回帰係数の推定結果 (OLS による推定値平均) 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、外生的層化標本では 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。なお、ウェイトを使用しても一致性は有するが、効

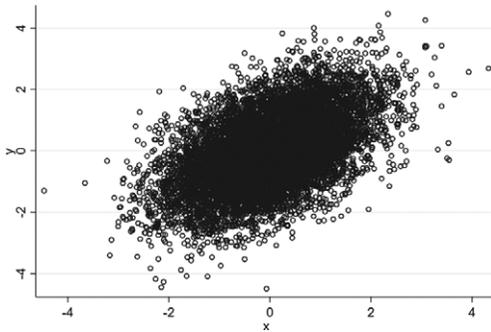


図1-1 母集団：モデルからの実現値

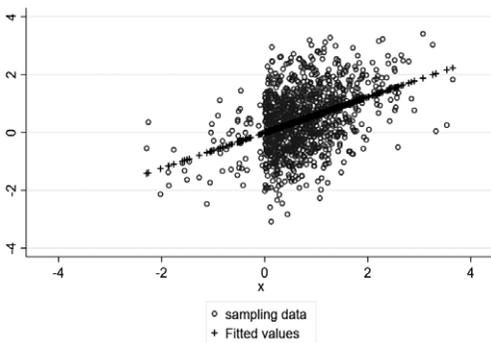


図1-2 Xによる層化データ（外生的）

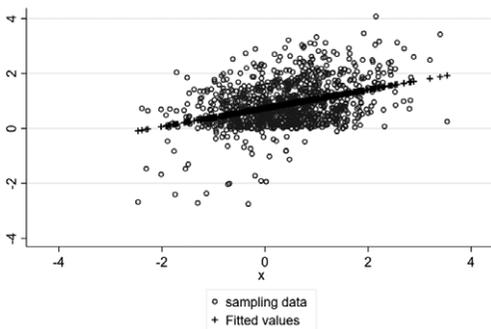


図1-3 Yによる層化データ（内生的）

率が低下する。

これに対して、内生的層化標本では、 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無情報ではないサンプリングであるため、そのままでは条件付き平均関数にバイアスを与える。OLSの推定値平均(0.34)が真の値(0.6)から大きく乖離していることが確認できる。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る、抽出ウェイトによる重み付きWLS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周りに推定値が分布していることがわかる。

一般に線形回帰モデルに対しては、母集団レベルでモデルが正しく想定されているとき、層化変数が外生的であれば、OLSもWLSも一致性をもつが、WLSでは分散が大きくなり推定効率が低下することが知られている¹⁷⁾。WLS推定量は先出(2節)の \hat{B}_w であり、デザイン一致推定量のクラスである。他方で、層化が内生的ならば(目的変数で層化するケース)、ウェイトを無視した推定(例えばOLS)はバイアスをもつが、WLSは一致性をもつ。

このことは非線形モデルで尤度ベースの推定ルールを有するアプローチの場合も原則的に成立する。外生的な層化標本であれば、単純なウェイトを使わない最尤推定で一致性を有し、漸近有効性も標準的な仮定では成立する。それに対して内生的層化標本では、デザイン一致推定量の考え方が有用である。結論的には、擬似尤度による一種の重み付き対数尤度(weighted maximum likelihood)による推定が、一致推定量を与える。いずれにしても、このような特徴は母集団モデルが正しく想定されているという限定付きである。

次節では、非線形モデルを含めて、モデルの想定が誤っているケースにも拡大しながら、改めてデザイン一致推定量が提起する意義を、抽出ウェイトを利用しない単純な推定量とそれを利用する重み付き推定量との比較としてシミュレーションによって検討しよう。

補注) ロジスティック回帰モデルに関しては、内生的層化標本の場合のウェイトの利用は定数項に影響するだけで、回帰係数は通常最尤法の推定値と変わらない。そのため例外的に、回帰係数だけが関心事であればウェイトを利用しなくとも効率よく推論は可能である¹⁸⁾。(次節参照)

表1 抽出実験

①外生的層化標本 真のモデル： $Y=0.0+0.6X+\varepsilon, \varepsilon \sim N(0, 1)$
 sample (抽出率)：0.01 in $X < 0$ & 0.2 in $X \geq 0$ (母集団 $N=10,000$)

推定量	標本数	Mean	Std. Dev.	Min	Max
OLS	1,000	0.60467	0.04229	0.45620	0.74194
WLS	1,000	0.60405	0.07029	0.36674	0.81629
OLS : SRS 0.1	1,000	0.60164	0.10113	0.26935	0.93437

②内生的層化標本 (母集団 $N=10,000$)
 sample (抽出率)：0.01 in $Y < 0$ & 0.2 in $Y \geq 0$

推定量	標本数	Mean	Std. Dev.	Min	Max
OLS	1,000	0.34141	0.02601	0.24863	0.41395
WLS	1,000	0.60312	0.07126	0.39170	0.89334
OLS : SRS 0.1	1,000	0.60565	0.10148	0.22685	0.96107

注) OLSは単純最小2乗推定量, WLSは抽出ウェイトによる加重最小2乗推定量推定量, OLS : SRS0.1は抽出率0.1の単純無作為抽出標本のOLS (参考系列)

4. シミュレーションからみるデザイン一致推定量の特性

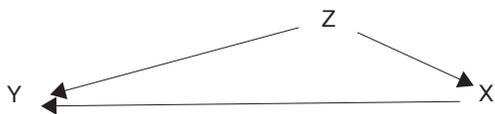
デザイン一致推定量 (抽出ウェイトによる加重推定) の特徴を理解するために, ここでは非線形モデルも含めて, 想定したモデルが間違っているケースにも拡張してみよう¹⁹⁾. 前節にみた2変量の条件付きモデルに交絡のある第3の変数を導入する。

4.1 モデルと実験方法

① 検証用モデルの設定

交絡項Zをもつ単純ではあるが, 一般性のあるモデル (図2) を考える。Zには, X, Yに対して内生性をもつ層化変数の役割ももたせ

a. 交絡のある線形回帰モデル



b. 交絡のある非線形回帰モデル

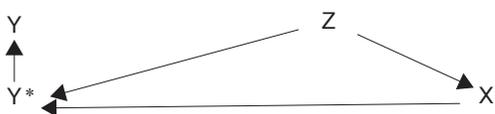


図2 検証用モデル

ることにする。ここでは線形回帰モデルとロジスティック回帰モデルを想定している。

[線形回帰モデル]

$$Y = -0.6X + 0.4Z + \varepsilon_Y, \quad Z = \varepsilon_Z, \\ X = Z + \varepsilon_X, \quad \varepsilon_Z, \varepsilon_X, \varepsilon_Y \sim i.i.d. N(0, 1)$$

[ロジスティック回帰モデル]

$$Y = 1 \text{ if } Y^* \geq 0, \text{ or } Y = 0 \text{ if } Y^* < 0 \\ Y^* = -0.6X + 0.4Z + \varepsilon_{Y^*}, \quad Z = \varepsilon_Z, \\ X = Z + \varepsilon_X, \quad \varepsilon_Z, \varepsilon_X \sim i.i.d. N(0, 1), \\ \varepsilon_{Y^*} \sim L_0(0, 1) : L_0(0, 1) \text{は平均 } 0, \text{ 分散 } 1 \text{ のロジスティック分布}$$

ここで, この検証モデルのもとでXが与えられたときのY (あるいは Y^*) の条件付き分布の平均関数は $Y = -0.4X$ である。真のモデルを根拠にした偽モデルの理論係数値であるので, この係数値を「擬似真値」と呼んでおく。

② 母集団 (「母集団標本」と呼ぶ) を真のモデルから生成

想定した線形回帰モデルとロジスティック回帰モデル (あるいはそれらの仮説的無限母集団) からサイズ $N=10,000$ の*i.i.d.* データを単純無作為抽出で生成する。

なお, 参考系列として, $N=100,000$ と $N=500,000$ の母集団値も生成し, 漸近有効性を確認している。

③ 層化抽出標本（標本データ）の生成

目的変数 Y 、あるいは説明変数 X, Z のそれぞれを層化変数とする層化抽出標本を3セット用意する。層化変数の値が負であるか、非負であるか（2値変数のケースでは0であるか、1であるか）で2層に区分し、前者には0.01、後者には0.2という異なる抽出率を割り当てる。なお、層内は単純無作為抽出とする。

④ 標本データからのモデルパラメータの推定と評価指標の算出

推定すべきパラメータは、定数項 bc^{**} 、 X の係数 bx^{**} 、 Z の係数 bz^{**} と表す。①で提示した母集団を生成する真のモデル(0とおく)を標本データに適用した場合のモデルパラメータの推定値($bc0^*$ 、 $bx0^*$ 、 $bz0^*$)と交絡変数 Z を無視した誤ったモデル(1とおく)を適用したときの推定値($bc1^*$ 、 $bx1^*$)を求める。ただし、それぞれ抽出ウェイトを用いない単純推定(s)とウェイトを用いる加重推定値(w)とを計算している。したがって、これ以降例えば、間違ったモデルを適用したときの X の係数の加重推定値は $bx1w$ 、正しいモデルを適用したときの Z の係数の単純推定値(ウェイトなし)は $bz0s$ などと表記する。

さらに推定値の予測的評価指標として、下記の統計量を計算する。

- a. 予測誤差2乗平均； $msqr^{**}$ （線形回帰モデルの場合）

$$msqr^{**} = \frac{1}{N-n} \sum_{t \in S} (\hat{y}_t - y_t)^2$$

推定に用いた標本以外($t \notin S$)の母集団要素の観測値 y_t を用いて、モデル予測値 \hat{y} の予測誤差2乗和 $msqr^{**}$ を計算する。

- b. 平均KL(カルバック・ライブラー)情報量； $mlk1^{**}$ （ロジスティック回帰モデルの場合）

$$mlk1^{**} = \frac{1}{n} \sum_{i \in S} [p_{i0} \ln(p_{i0} / \hat{p}_i) + (1-p_{i0}) \ln((1-p_{i0}) / (1-\hat{p}_i))]$$

推定したモデルによる予測確率のKL情報量の標本平均であり、0に近いほどよい。ただし、 p_{i0} は真のモデルによる理論確率、 \hat{p}_i は想定されたモデルによる予測確率である。

- c. 的中率； crc^{**} （ロジスティック回帰モデルの場合）

予測確率 >0.5 のとき $\hat{y}=1$ 、それ以外は0と予測して、推定に用いた標本以外の母集団要素に対する的中率を計算する。

⑤ 標本抽出からモデル推定の③と④のプロセスを1,000回繰り返し、そのときの推定されたパラメータの分布特性と予測評価指標 a, b, c の分布特性を算出

なお、原理的には、②の母集団生成も複数回実施し、その各母集団に対して③と④を複数回実施すべきであろうが、すでに述べたように十分大きな N に対して母集団特性値はほぼ真値の近似を与えている状況であるから、本稿では母集団の複数の生成実験は省略している。

4.2 線形回帰モデルのケース

まず検証用モデルのもとで生成した $N=10,000$ の実現値集合(母集団データ)に対する真のモデル(0)と偽のモデル(1)のもとでの推定パラメータ(センサスパラメータ)の特性をみておこう(表2-1)。想像されるように、 N が十分大きいとき真のモデルパラメータのよい近似を与えている。また偽のモデルに関しても、真の構造から生じる変数間の疑似的な連関($bx1=-0.39123$)を捉えている。

標本データによる推定特性に関しては、 X で層化したケースは基本的に前節と同じであるから、ここでは交絡変数 Z で層化したケース(表2-2)と目的変数 Y で層化したケース(表2-3)を検討しよう。

Z で層化した標本データに関しては、正しいモデル(0)が想定されていればウェイトを

表2-1 母集団データによる推定特性（線形回帰）

真のモデル (0) の推定パラメータ（センサパラメータ）

真のモデル： $Y=bc_0+bx_0 \cdot X+bz_0 \cdot Z$

(N=10,000)

パラメータ	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
bx0	-0.58635	0.01016	-57.71	0.000	-0.60626	-0.56643
bz0	0.39030	0.01440	27.11	0.000	0.36207	0.41852
bc0	-0.00004	0.01011	0.00	0.997	-0.01986	0.01978

偽のモデル (1) の推定パラメータ（センサパラメータ）

偽のモデル： $Y=bc_1+bx_1 \cdot X$

(N=10,000)

パラメータ	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
bx1	-0.39123	0.00743	-52.65	0.000	-0.40579	-0.37666
bc1	-0.00363	0.01047	-0.35	0.729	-0.02416	0.01690

注) bx1の擬似真値=-0.4

表2-2 交絡項Zで層化した標本データの推定特性（線形回帰）

層化変数 Z 抽出率 0.01 : 0.2 (Z<0 : Z≥0)

(交絡因子が外生的層化変数である実際のケース)

モデル	推定量	標本数	Mean	Std. Dev.	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
真	bx0s	1,000	-0.58994	0.02872	0.00091	-0.59172	-0.58816
	bz0s	1,000	0.40915	0.05005	0.00158	0.40605	0.41226
	bc0s	1,000	-0.01134	0.04039	0.00128	-0.01385	-0.00884
	msqr0s	1,000	1.02678	0.00697	0.00022	1.02635	1.02721
真	bx0w	1,000	-0.58713	0.07357	0.00233	-0.59170	-0.58256
	bz0w	1,000	0.39414	0.10200	0.00323	0.38781	0.40047
	bc0w	1,000	-0.00168	0.07130	0.00226	-0.00610	0.00275
	msqr0w	1,000	1.03797	0.01569	0.00050	1.03700	1.03894
偽	bx1s	1,000	-0.45731	0.02450	0.00078	-0.45883	-0.45579
	bc1s	1,000	0.18482	0.03428	0.00108	0.18269	0.18695
	msqr1s	1,000	1.15087	0.02032	0.00064	1.14961	1.15213
偽	bx1w	1,000	-0.39074	0.05239	0.00166	-0.39399	-0.38749
	bc1w	1,000	-0.00419	0.07490	0.00237	-0.00884	0.00046
	msqr1w	1,000	1.10784	0.01368	0.00043	1.10699	1.10869

表2-3 目的(結果)変数Yで層化した標本データの推定特性（線形回帰）

層化変数 Y 抽出率 0.01 : 0.2 (Y<0 : Y≥0)

(内生的層化のケース)

モデル	推定量	標本数	Mean	Std. Dev.	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
真	bx0s	1,000	-0.33749	0.02512	0.00079	-0.33904	-0.33593
	bz0s	1,000	0.22755	0.03215	0.00102	0.22556	0.22955
	bc0s	1,000	0.71990	0.02272	0.00072	0.71849	0.72131
	msqr0s	1,000	1.74049	0.04600	0.00146	1.73764	1.74335
真	bx0w	1,000	-0.59034	0.07271	0.00230	-0.59486	-0.58583
	bz0w	1,000	0.39508	0.10273	0.00325	0.38870	0.40146
	bc0w	1,000	0.00875	0.07285	0.00230	0.00422	0.01327
	msqr0w	1,000	1.03976	0.01902	0.00060	1.03858	1.04094
偽	bx1s	1,000	-0.21563	0.01794	0.00057	-0.21674	-0.21451
	bc1s	1,000	0.74741	0.02293	0.00073	0.74599	0.74883
	msqr1s	1,000	1.86163	0.04676	0.00148	1.85873	1.86453
偽	bx1w	1,000	-0.39292	0.05326	0.00168	-0.39622	-0.38961
	bc1w	1,000	0.00176	0.07557	0.00239	-0.00293	0.00645
	msqr1w	1,000	1.10943	0.01826	0.00058	1.10830	1.11057

使用せず (s) ととも真のパラメータ値を推定可能である。また加重推定 (w) 値も真の値の近似を与えるが、ウェイトを使わない場合に比べ、標準誤差が過大となっている。

交絡する層化変数がモデルに導入されず、モデルが誤って想定されている場合 (1) については、ウェイトを用いることで意味のある推定値 (疑似真値 = -0.4) が得られる。他方で、ウェイトを使わない場合、意味のある推定値は得られず、結果の解釈は困難である。なお予測誤差 2 乗平均をみると、ウェイトを使わない場合 (1s) よりウェイトを用いた推定 (1w) の方が低めであり、予測的視点でも加重推定の良さが示されている。

それでは結果変数 Y での層化標本についてはどうであろう。表 2-3 にみるように、正しくモデルを想定 (0) しても、ウェイトを使わない単純推定では推定値 (0s) は大きなバイアスをもち、真値の良い推定量とはなっていない。これに対して加重推定量 (0w) は真値の良い近似を与えており、また予測誤差 msqr においても大幅な改善がみられる。

モデルが正しく想定されていない場合 (1) でも同様であり、加重推定量 (1w) が疑似真値のよい近似を与えているのに対して、単純推定 (1s) では疑似真値からも大きく乖離しており、予測誤差も悪化している。

線形回帰モデルにおいて、モデルが正しく想定されているならばともかく、そうでない場合には、抽出ウェイトを利用することで真のモデル (構造) による擬似的な連関を示すセンサパラメータを獲得できる。予測的にも与えられた推定ルールを基準にした相対優位な推定量を与えることがわかる。なお、モデルが正しいと想定されても、加重推定量は真のパラメータのよい近似を与えているが、外生的層化データでは推定誤差が過大になる点に注意を要する²⁰⁾。

4.3 非線形モデルの場合 (ロジスティック回帰モデルの事例)

ここでは尤度ベースの推定ルールでロジスティック回帰モデルを取り上げる。線形モデルの場合と同じく $N=10,000$ の母集団データに対して、標本データからの推定特性を確認する。抽出ウェイトを考慮しない単純な最尤推定量 (s) とウェイトを利用する擬似尤度推定量 (w) との比較である。後者がデザイン一致推定量に対応している。

一般に尤度ベースのモデル推定においても、最小 2 乗距離ルールでの線形モデルと同じ特徴 (前節) が成立するが、ロジスティック回帰モデルは内生的な層化標本の場合に例外的な性格を有している (3 節補注参照)。しかしそれでも、デザイン一致推定量のロバストな性格がどのように発現するか確認しておきたい。なお、検証用モデル (4.1 節) のもとで生成した母集団データの推定特性に関しては、本稿では線形回帰モデルとロジスティック回帰モデルにおける潜在変数モデル部分が同型であり、両者の推定特性は本質的に変わらないので割愛している。表 2-1 とほぼ同じ結果が得られていることだけを指摘しておく。

既に述べたように標本データは、X, Z, Y のいずれかで層化した 3 通りの抽出標本を用意している。表 3-1 は X による層化標本の推定結果表であるが、適用モデルとしては層化変数であり直接的因果関係にある変数 X を説明変数に含む場合を整理している。表 3-2 は、層化変数が Z で内生性をもつという実際的なケースで、それを含む真のモデルとそれを無視する偽のモデルの結果を整理している。表 3-3 では、結果変数 Y を層化変数とする推定特性を整理しており、ロジスティック固有の特性が浮かび上がる。

X で層化した標本データの推定特性 (表 3-1) からみておこう。正しくモデル (0) が想定されていれば、ウェイトを無視した推定量 (0s) でも真値の良い近似を与えており、誤差

表3-1 Xで層化した標本データによる推定特性 (ロジスティック回帰)

層化変数 X 抽出率 0.01 : 0.2 ($X < 0 : X \geq 0$)
(外生的層化で直接的因果にあるケース)

モデル	推定量	標本数	Mean	Std. Dev.	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
真	bx0s	1,000	-0.56610	0.07812	0.00247	-0.57095	-0.56125
	bz0s	1,000	0.31334	0.08418	0.00266	0.30812	0.31857
	bc0s	1,000	0.01369	0.08457	0.00267	0.00844	0.01893
	mkl0s	1,000	0.00263	0.00250	0.00008	0.00247	0.00278
	crc0s	1,000	0.62071	0.00453	0.00014	0.62043	0.62099
真	bx0w	1,000	-0.60329	0.16141	0.00510	-0.61330	-0.59327
	bz0w	1,000	0.37981	0.22024	0.00697	0.36614	0.39348
	bc0w	1,000	0.01633	0.15883	0.00502	0.00647	0.02619
	mkl0w	1,000	0.00858	0.00892	0.00028	0.00802	0.00913
	crc0w	1,000	0.61368	0.01261	0.00040	0.61290	0.61446
偽	bx1s	1,000	-0.40649	0.06570	0.00208	-0.41057	-0.40242
	bc1s	1,000	0.01307	0.08467	0.00268	0.00782	0.01833
	mkl1s	1,000	0.01080	0.00237	0.00008	0.01066	0.01095
	crc1s	1,000	0.60829	0.00394	0.00013	0.60805	0.60853
偽	bx1w	1,000	-0.40421	0.11789	0.00373	-0.41153	-0.39690
	bc1w	1,000	0.01237	0.15695	0.00496	0.00263	0.02211
	mkl1w	1,000	0.01488	0.00809	0.00026	0.01438	0.01539
	crc1w	1,000	0.60301	0.01580	0.00050	0.60203	0.60399

表3-2 交絡項Zで層化した標本データの推定特性 (ロジスティック回帰)

層化変数 Z 抽出率 0.01 : 0.2 ($Z < 0 : Z \geq 0$)
(交絡因子が外生的層化変数である実際のケース)

モデル	推定量	標本数	Mean	Std. Dev.	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
真	bx0s	1,000	-0.61734	0.06428	0.00203	-0.62133	-0.61335
	bz0s	1,000	0.33063	0.10977	0.00347	0.32381	0.33744
	bc0s	1,000	0.07476	0.08380	0.00265	0.06956	0.07996
	mkl0s	1,000	0.00370	0.00389	0.00012	0.00346	0.00394
	crc0s	1,000	0.61748	0.00579	0.00018	0.61712	0.61784
真	bx0w	1,000	-0.60686	0.16174	0.00512	-0.61690	-0.59682
	bz0w	1,000	0.39011	0.22165	0.00701	0.37635	0.40386
	bc0w	1,000	0.01606	0.15090	0.00477	0.00669	0.02542
	mkl0w	1,000	0.00820	0.00840	0.00027	0.00767	0.00872
	crc0w	1,000	0.61368	0.01016	0.00032	0.61305	0.61431
偽	bx1s	1,000	-0.50807	0.05166	0.00163	-0.51127	-0.50486
	bc1s	1,000	0.23274	0.06635	0.00210	0.22862	0.23686
	mkl1s	1,000	0.02003	0.00554	0.00018	0.01968	0.02037
	crc1s	1,000	0.60127	0.00325	0.00010	0.60107	0.60147
偽	bx1w	1,000	-0.40314	0.11451	0.00362	-0.41024	-0.39603
	bc1w	1,000	0.01463	0.14864	0.00470	0.00540	0.02385
	mkl1w	1,000	0.01436	0.00615	0.00019	0.01398	0.01475
	crc1w	1,000	0.60352	0.01060	0.00034	0.60286	0.60418

(参考)	N=100,000	Mean	Std. Dev.	N=500,000	Mean	Std. Dev.
	bx0s	-0.59589	0.01935	bx0s	-0.60112	0.00894
	bz0s	0.38643	0.03310	bz0s	0.39932	0.01476
	bc0s	0.00981	0.02790	bc0s	-0.00117	0.01225

表3-3 結果変数Yで層化した標本データの推定特性 (ロジスティック回帰)

		層化変数 Y		抽出率 0.01 : 0.2 (Y=0 : Y=1)		
		(内生的層化のケース)				
モデル	推定量	標本数	Mean	Std. Dev.	Std. Err.	[95% Conf. Interval]
真	bx0s	1,000	-0.59187	0.15435	0.00488	-0.60145 -0.58230
	bz0s	1,000	0.37230	0.21526	0.00681	0.35894 0.38566
	bc0s	1,000	3.03221	0.15615	0.00494	3.02252 3.04190
	mkl0s	1,000	0.84148	0.06837	0.00216	0.83724 0.84573
	crc0s	1,000	0.44789	0.00177	0.00006	0.44778 0.44800
真	bx0w	1,000	-0.61597	0.17084	0.00540	-0.62657 -0.60537
	bz0w	1,000	0.39451	0.22920	0.00725	0.38028 0.40873
	bc0w	1,000	0.03809	0.15709	0.00497	0.02834 0.04783
	mkl0w	1,000	0.00859	0.00769	0.00024	0.00811 0.00907
	crc0w	1,000	0.61257	0.01595	0.00050	0.61158 0.61356
偽	bx1s	1,000	-0.40354	0.11100	0.00351	-0.41043 -0.39665
	bc1s	1,000	3.01845	0.15411	0.00487	3.00889 3.02801
	mkl1s	1,000	0.85310	0.06789	0.00215	0.84888 0.85731
	crc1s	1,000	0.44786	0.00175	0.00006	0.44775 0.44797
偽	bx1w	1,000	-0.40986	0.11938	0.00378	-0.41727 -0.40245
	bc1w	1,000	0.02368	0.15473	0.00489	0.01407 0.03328
	mkl1w	1,000	0.01465	0.00616	0.00020	0.01427 0.01503
	crc1w	1,000	0.60399	0.01435	0.00045	0.60310 0.60488
(参考)	N=100,000	Mean	Std. Dev.	N=500,000		
				Mean	Std. Dev.	
	bx0s	-0.59862	0.04953	bx0s	-0.60492	0.02133
	bz0s	0.39713	0.06449	bz0s	0.40427	0.02992
	bc0s	3.00493	0.04610	bc0s	2.99468	0.02161

も相対的に小さい。ウェイトを使った加重尤度推定量 (0w) もよい近似を与えるが、精度はウェイトを使わない場合に比べ悪化している。

モデルの想定に誤りがある場合 (1) でも、ウェイトの使用 (1w)、不使用 (1s) にかかわらず擬似真値 (-0.4) の良い近似を与えている。精度はウェイトありの方が低下している。また予測パフォーマンスもウェイトなしの推定量の方がよい。真のモデルも偽のモデルも層化変数 X を説明変数に含めているので、ウェイトの使用は必要なく、モデルに対して無視可能な標本抽出となっている。

内生性を有する変数 Z が層化変数に使用された場合、あるいは層化変数 Z が X にも Y にも影響し内生性を有している場合 (表3-2)、モデルが正しく想定 (0) されていれば、ウエ

イトを利用する (0w)、しない (0s) にかかわらず、真のパラメータ値の近似 (一致性) を与えている。ウェイトを使用する場合、ウェイトを使用しない単純推定に比べ、推定精度は低下し、予測評価指標 (mkl) も悪化している。なお、一見するとウェイトを使わない場合バイアスが生じているような値をとるパラメータ bz0s が観測されるが、 $N \rightarrow \infty$ のとき $n \rightarrow \infty$ となり bz0s \rightarrow 真値 (0.4) となるデザイン一致推定量の性質が表下部の (参考) 系列からみてとれる²¹⁾。

他方でモデルの想定に誤りがある場合 (1)、いまは層化変数 Z がモデルにおいて無視されているとき、ウェイトを使わない推定量 (1s) はバイアスをもち、この欠点はウェイトを利用する推定量 (1w、擬似尤度推定量) によって修正される。パラメータ bx1w の値が

示しているように擬似真値を教えてくれる。

結果変数Yによる内生的層化データの推定特性を整理したものが表3-3である。モデルが正しく想定されている場合(0), 単純な最尤推定(0s)でもウェイトを使った擬似尤度推定量(0w)でも, XとZ, それぞれの回帰係数は真値の良い近似を与えている。定数項(bc0s)の推定値は異なっているが, これは抽出率で補正できることがわかっている²²⁾。したがってこのケースでは対数オッズへのある変数の効果(回帰係数)に限ってみるとウェイトの利用は必須ではない。ロジスティック回帰モデルに固有の特徴である。またZをモデルに含めない誤ったモデルについても, ウェイトを使っても使わなくとも, 定数項を除き擬似真値が推定されている。なお, 平均KL情報量, および的中率の予測評価指標で単純に比較する限りは, 定数項のバイアスのため抽出ウェイトを利用する擬似尤度推定量の予測精度が高い。予測に関しては何らかのウェイト補正が必要となる。

5. 結びにかえて一批判統計の解析的課題

2次利用が想定する統計の制度的背景条件には, 統計の作成主体と利用主体の分離がある。とくに予算や人員のみならず, 被調査者側での回答の真实性を担保する一定の強制力なり信頼関係を考慮すると, それなりのカバレッジや品質を備えた統計調査の担い手は自ずと限られる。本稿で取り上げた公的統計はその典型であり, 実際には政府, あるいはそれに準じる公的機関がその中心的担い手とならざるを得ない。実際, 政府は最大の統計生産者であり, また消費者(1次利用者)である。そしてこのような統計作成体制に対して, 一般の利用者は外在的対象である統計表(あるいは集計された統計数字)を利用目的に合うように加工・処理するほかに, そのための理論と技術と方法論が必要となる。これがいわば「統計利用者のための統計学」であり,

批判的利用であれ積極的利用であれ, 本学会の重要な研究上の柱のひとつであったはずである²³⁾。

それは, いわば統計表や統計数字といった集計情報の2次利用の方法を論じてきたとあってよい。そこでは, 統計表作成までの工程を理論的過程と技術的過程に論理的に峻別し, 前者を信頼性, 後者を正確性問題と位置づけ検討してきた。前者では作成者の目標や対象(社会)認識, あるいは理論規定と利用者が有するそれらとの間にある乖離が, 後者では調査の社会過程として実行可能性の技術的適合性の要求程度が問題となる²⁴⁾。そしてこのような本学会での視点は, ミクロデータなど集計化されない調査票情報の2次利用に関しても共有できるはずである²⁵⁾。

調査票情報の2次利用が集計情報の利用と異なるのは, 後者では集計過程で作成主体の理論規定が統計情報に組み込まれ, 統計数字として実現されている点にある。そのため理論規定が統計数字に一体化しており, 作成者と利用者との社会認識や理論が異なる場合には, 程度の差はあれ利用上の大きな制約となる。これに対して集計過程を経ない調査票情報, あるいは個票データセットは集計前の分布情報を与えてくれるとともに, 理論制約の強い集計概念に統合する前の技術的操作的調査票データが利用可能である。そして, その限りで作成者の理論規定によるデータ利用の制約からは相対的に免れているように思われるかもしれない。

作成者と利用者が理論的に異なっても, 調査の現実案としては, 技術的に実行可能で適合的な調査事項や調査方式が採用されなければならないため, 調査票情報のレベルでは理論的な違いは薄められている。しかし, 利用者は統計作成者とは異なる理論的視点を有している。その視点からは既存の調査票情報では, 分析に必要な変数が調べられていない, 統計的定義がずれている, 調査対象に歪みが

ある、標本設計情報の秘匿や利用制約など、調査票情報レベルにおいてさえ利用者が想定する正しいモデルのもとでの分析はかなわないのが普通であろう²⁶⁾。

このような利用者の立場を批判統計の視点と呼ぶことにすれば、そのような利用者は、やむを得ず不完全な間違っただけのモデルでの分析を避けて、抑制的にモデル分析をあきらめ、記述統計的利用にとどまるべきであろうか。それも選択肢のひとつにはちがいないとしても、本稿の立場では、デザイン一致推定量の考え方を援用して、批判統計の視点からも積極的に例えば回帰モデルなど解析的手法を適用すればよいものとする。モデルが正しいければ回帰係数は変数が与える構造的因果効果を

教えてくれる、間違っていたとしても母集団記述統計量として推定ルールのもとで予測的連関を提供してくれる。とくに本稿で設定した問題の枠組みであるマイクロデータの単独利用という状況では、このような意味において、デザイン一致推定量の考え方が調査票情報の積極的な解析的利用を批判統計の立場からも支えてくれるように思われる。そして、その有用性の程度はマイクロデータレベルでの信頼性、正確性の具体的な議論の深化にも依存するであろう。「標本設計情報とマイクロデータ解析」をめぐる60周年特集企画テーマの最終論考として、社会科学としての統計学研究をめざす本学会への提案的結びとしたい。

注

- 1) 個票データの提供形態にもよるが、標本設計情報がすべて提供されるわけではない。しかし、母集団に戻すための計数として、例えば、復元乗率、線形推定用乗率、比推定調整率などは提供されるのが通例といえる。本稿では問題を複雑にしないため、抽出ウェイトに対応する線形推定用乗率を念頭におき論を進める。
- 2) Cochran (1977) に代表される標準的な標本調査論はこのための方法を提供している。
- 3) 80年代から90年代にかけての欧米での標本設計情報の利用をめぐる論点のひとつは、ウェイトを使って復元する有限母集団の記述統計量の役割に関するものであった。このようなウェイト不要の主張は、モデル解析において記述統計的役割は不要であるか、その重要性は薄いという考え方に帰着する。Kasprzyk, Duncan, Kalton and Singh (1989) における Hoem (p.539) や Fienberg (p.570) による論争的な主張を参照されたい。
- 4) 日本においては、マイクロデータ公開に向けての科学研究費の特定(旧称、重点)領域研究の成果としての松田・伴・美添(2000)がある。また土屋(2009)は今日的な手法を含めて広範な標本調査法を体系的に整理している。またビッグデータ利用も含めた最近の標本データに関わる展開は、Skinner and Wakefield (2017) などを参照されたい。
- 5) 坂田(2019)ではCameron and Trivedi (2005)におけるマイクロ計量経済学の方法論理の説明に依拠して、標本データの利用問題を整理している。それに対して、本稿ではむしろ、標本調査データの母集団記述統計的役割に重きを置いて論を進めている。
- 6) 無回答をはじめとする回答構造の歪みは、標本設計のランダムネスを崩すため、利用上の大きな制約であることが指摘されていた。ここでは標本設計情報の利用に限定しているため、回答構造に歪みはないものと仮定している。本学会での標本調査、およびその解析的利用をめぐる議論に関しては坂元(1976)、木村(1976)、岩崎(2018)、また個票データの2次利用については坂田(2006)を参照されたい。
- 7) 母集団の補助情報や回答構造などをデータの発生構造として統一的に表現するには尤度概念が不可欠であり、完全情報尤度や標本尤度が提起され利用されている(Chambers, Steel, Wang, and Welsh 2012, 2章)。しかし、一般利用者には一部の母集団情報を含む尤度関数の導出は容易というわけではなく、また本稿で設定した状況(標本データだけが利用できる)では必ずしも必須というわけではない。そのため一般的なデータの生成過程を再現する本来の尤度論的なアプローチは取り上げでい

- ない。なお、記述統計的性格を有する擬似尤度については本論で取り上げている。
- 8) Pfeffermann (1993) では、先行研究のサーベイ論文でありながら、標本データの本来目的(母集団特性の記述)とその解析の利用(モデルパラメータの推定)が峻別され、前者が後者に活かせるのか、活かせるとすればどのような方法が可能なのか、といった視点が明確にうかがえる。その点で、これまでの本学会の解析の利用に対する批判的系譜と問題認識をかなりの程度共有している。そこには、正統派標本調査論の枠組みにおいてモデル解析への2次利用を論じる姿勢が鮮明に表れている。なお、詳細な議論についてはChambers and Skinner (eds) (2003) 3章および8章参照。
 - 9) Chambers and Skinner (eds) (2003) 3章でも指摘されるように、このような図式は2相標本抽出の枠組みで捉えられる。
 - 10) デザインベースとモデルベースのアプローチという標本からの推論のフレームワークについては、Skinner, Holt, and Smith (1989) 第1章, Chambers and Skinner (eds) (2003) 第2, 3章, 土屋 (2009) 第13章などを参照されたい。
 - 11) 言うまでもなく、デザインベースの推定においては、母集団要素の値、あるいは全数データは、固定値であり所与である。ある確率変数からの実現値とみなす確率的な変動は許容してはいない。その意味で、母平均などの統計量と同様にセンサスパラメータはあくまで記述的要約統計量である。
 - 12) 擬似尤度とその分散推定については、Skinner, Holt, and Smith (1989), pp.80-84, Binder (1983), 土屋 (2009) 第13章を参照されたい。すでに主要な統計解析ソフトウェアでは実装されており、利用者に供されている。
 - 13) 例えば、Kish and Frankel (1974) 参照。
 - 14) Chambers and Skinner (eds) (2003) 第3章, pp.45-48も参照されたい。
 - 15) デザイン一致性をめぐる推定の論理については、Chambers and Skinner (eds) (2003) 第3章で定数項モデルを用いた丁寧な説明が展開されている。
 - 16) Chambers and Skinner (eds) (2003) 第2章, 高井・星野・野間 (2016), 阿部 (2016), 高橋・渡辺 (2017), など
 - 17) このような推定効率をめぐる議論に関してはPfeffermann (1996) も参照されたい。
 - 18) 例えばSkinner, Holt, and Smith (1989) 第9章, マダラ (2004) 第8章など参照のこと。
 - 19) 確率ウェイトを使わない単純な推定とウェイトを使う推定に対してパラメータ B の点推定値 \hat{B} , \hat{B}_w を1000回求め、それぞれの分布特性(平均, 分散など)を比較している。抽出率が少し高めだが、 N, n が十分大きいことから(Chambers and Skinner (eds) (2003) 3章), 後者をデザイン一一致推定量の近似として扱っている。
 - 20) 加重推定量についてはいくつか欠点があり、モデルの実現値としての母集団における偏りの可能性、モデルが間違っていたとして異なる層別割合で構成される母集団に対しては意味がない、あるいは層ごとに異なるパラメータ値に対して加重推定値は偏りをもつ点などが指摘されている(Pfeffermann 1993, p.329)。
 - 21) 表3-1の真のモデルのパラメータ特性(0s)に関してもバイアスと疑われそうな推定値が観測されている。これに関しても $N \rightarrow \infty$ となるような実験を行うと真値に収束することが確認できる。
 - 22) ウェイトを使わない定数項の推定値に抽出率の対数の差を加えればよい。例えばSkinner, Holt, and Smith (1989), p.199, マダラ (2004), pp.392-394参照。
 - 23) 本学会の「社会科学としての統計学」をめぐる議論に関しては、統計学第30号(経済統計研究会, 1976)「社会科学としての統計学—日本における成果と展望—」創立20年記念号, および1986, 1996, 2006年の経済統計学会編『社会科学としての統計学』第2集, 第3集, 第4集(産業統計研究社)の各記念号を参照されたい。
 - 24) 例えば、大屋 (1995) の「付論 統計学批判考」参照。また公的統計における調査目的と統計主体との乖離(形式性, 一面性)については、濱砂 (2011) による考察がある。
 - 25) 個票データの利用方法論に関しては坂田 (2006) 参照。
 - 26) 統計調査のプロセスと同様に、調査票情報における理論制約と技術精度についてはマイクロデータ利用にとって改めて検討すべき課題といえる。坂田 (2006) に対するコメントにおいて岩井 (2006, p.44) は、法律婚と事実婚をめぐる調査個票内の矛盾の処理を引き合いに「上記の矛盾項目も、法律婚としては14歳以下の有配偶はありえないが、事実婚ならありえるケースである。法律婚を前提に

しているのも、一定の社会認識を前提しているといえる。このように調査結果の集計過程の諸論点も、単に技術的視点に止まらず、理論的視点が内在しているといえる」と的確に指摘し、個票データの信頼性問題を提起している。

参考文献

- Binder, D. A. (1983), "On the Variances of Asymptotically Normal Estimators from Complex Surveys", *International Statistical Review* 51, 279-292.
- Breckling, J. U., R. L. Chambers, A. H. Dorfman, S. M. Tam, and A. H. Welsh (1994), "Maximum Likelihood Inference from Sample Survey Data", *International Statistical Review*, 62, 349-363.
- Cameron, A. C., and P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Chambers, R. L. and C. J. Skinner, eds. (2003), *Analysis of Survey Data*, Wiley.
- Chambers, R. L., D. G. Steel, S. Wang, and A. H. Welsh (2012), *Maximum Likelihood Estimation for Sample Surveys*. Taylor and Francis CRC.
- Cochran, W. G. (1977), *Sampling Techniques*, Third edition, Wiley.
- Kasprzyk, D., G. Duncan, G. Kalton and M. P. Singh, eds. (1989), *Panel Surveys*, Wiley.
- Kish, L. and M. P. Frankel (1974), "Inference from Complex Samples", *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. B 36, 1-37.
- Little, R. J. A. (1982), "Models for Nonresponse in Sample Surveys", *Journal of the American Statistical Association* 77, 237-250.
- Skinner, C. J., D. Holt, and T. M. F. Smith (1989), *Analysis of Complex Survey*, Wiley.
- Skinner, C. J., and J. Wakefield (2017), "Introduction to the Design and Analysis of Complex Survey Data", *Statistical Science*, 32(2), 165-175.
- Pfeffermann, D. (1993), "The Role of Sampling Weights When Modeling Survey Data", *International Statistical Review*, Vol. 61, No. 2, 317-337.
- Pfeffermann, D. (1996), "The Use of Sampling Weights for Survey Data Analysis", *Statistical Methods in Medical Research*, Vol. 5, No. 3, 239-261.
- Rubin, D. B. (1976), "Inference and Missing Data", *Biometrika* 53, 581-592.
- 阿部貴行 (2016) 『欠測データの統計解析』(統計解析スタンダード) 朝倉書店.
- 岩崎俊夫 (2018) 『社会統計学の伝統と継承：論点と関連論文 (1955-90)』お茶の水書房.
- 岩井浩 (2006) 「コメント：個票データと統計利用」『統計学』第90号, 42-44.
- 大屋祐雪 (1995) 『統計情報論』, 九州大学出版会.
- 木村和範 (1976) 「推計学批判」『統計学』第30号, 101-120.
- 坂田幸繁 (2006) 「個票データと統計利用」『統計学』第90号, 31-42.
- 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：その利用と展望』, 中央大学経済研究所叢書75.
- 坂元慶行 (1976) 「標本調査」『統計学』第30号, 84-93.
- 高井啓二・星野崇宏・野間久史 (2016) 『欠測データの統計科学：医学と社会科学への応用』, 岩波書店.
- 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.
- 土屋隆裕 (2009) 『概説標本調査法』, 朝倉書店.
- 濱砂敬郎 (2011) 「いわゆる『公的統計』の公共的な性格について：調査目的の観点から」, 『統計学』第100号, 1-13.
- マダラ., G. S. (2004) 『マダラ計量経済分析の方法 (改訂3版)』(佐伯親良訳), エコノミスト社.
- 松田芳郎・伴金美・美添泰人編 (2000) 『ミクロ統計の集計解析と技法』, 日本評論社.

【Special Section: The 60th Anniversary of the Journal】

Special Topic A: Problems in Microdata Analysis of Official Statistics Based on Probability Sampling Designs

Effects of Sampling Weights on the Secondary Analysis of Official Statistics Microdata

Yukishige SAKATA *

Summary

Applying questionnaire information and micro data of official statistics to model analysis, this study examines how to account for the survey design and sampling weights, especially when the theoretical and analytical frameworks differ between the user side of the secondary analysis and the statistical survey agency side. This study compares the features of simple, unweighted estimators with those of weighted estimators in a regression model using simulation data, based on the concept of the design-consistent estimator as adjusting the primitive characteristics of the descriptive statistics of the sampling survey data to the model analysis, such as in a super population model. Difficulties arise in hypothesizing proper models in the secondary use of official statistics.; thus, the importance of strategically weighted estimators using sampling weights in model analysis is verified.

Key Words

Microdata, Secondary Analysis, Model parameter, Superpopulaion model, Sampling weight

* Faculty of Economics, Chuo University

公的統計における標本調査の調査設計と マイクロデータの可能性

山口幸三*

要旨

公的統計の調査体系において、調査対象の一部を調査する標本調査が大きな役割を担っている。本稿では、この標本調査を統計調査の一形態として、統計調査全体の中での位置付けをとらえ直すこととした。まず、統計調査をその特徴から4つの視点からとらえ直した。そして、全数調査と標本調査とが相互にどのように関連づけて調査体系の中に位置づけられるかを試み、体系的に整理した。その上で、マイクロデータからみた標本調査の整理も試み、マイクロデータが持つ潜在的な可能性を確認した。最後に、マイクロデータの利用による標本調査の発展性または拡張性について展望し、マイクロデータの有効利用を考えた調査設計の必要性と事業所・企業調査におけるデータリンケージを活用することの重要性を指摘した。

キーワード

公的統計、統計調査、標本調査、マイクロデータ

1. はじめに

戦後まもない昭和22年3月に、統計の基本法として統計法(昭和22年法律18号)が制定され、その統計法に基づいて、国の重要な統計調査が指定統計として指定された。多くの指定統計は、昭和30年代中頃には整備され、それ以降は、経済・社会の変化に伴い新たな分野の統計が順次整備されてきた。平成19年の統計法改正の時点では、142の統計調査が指定統計に指定され、そのうち55の調査が指定統計として実施されていた。これらの整備されてきた公的統計において、全数調査はその性格から採用できる調査には限りがあるた

め、必然的に調査対象の一部を調査する標本調査が大きな比重を占めている。

本稿では、経済統計の分野において、統計調査を体系的に検討することにより、標本調査を統計調査の一形態として、統計調査全体の中での位置付けをとらえ直すこととした。その上で、改正された統計法(平成19年法律53号)によって、利用が促進されているマイクロデータからみた標本調査の整理を試みる。最後に、マイクロデータの利用による新たな可能性を探り、標本調査の発展性または拡張性について展望する。

2. 調査設計に基づく分類

標本調査を統計調査全体の中でとらえ直すに当たって、①調査対象が全部か一部か、

* 正会員、総務省統計研究研修所
e-mail : kyamaguchi2@nstac.go.jp

②調査対象が世帯・個人か事業所・企業か、
③調査でとらえるのは構造的面か変動的面かという一般的な統計調査の3つの視点¹⁾、
④標本選定にかかる要素という標本調査特有の視点から検討する。4つ目の視点は、後述する4節のマイクロデータからみた標本調査の整理において必要な要素であると考えている。

2.1 調査対象は全部か一部かという視点

統計調査は、調査対象をすべて調査するか、一部を調査するかによって、全数調査²⁾と標本調査に分けられる。全数調査の役割は、第1は経済・社会の基礎となる人口・世帯や事業所・企業についての全体的な実態把握であり、第2は標本調査における推定のためのベンチマーク³⁾としての役割、第3は標本調査の標本抽出のためのフレーム(枠)としての役割である。一方で、標本調査の役割は、その調査の目的で掲げる分野における実態把握である。また、標本調査における調査対象の抽出は、基本的には全数調査の第3の役割のフレームを用いて行われている。

全数調査について述べておくと、調査周期は、後述する大規模標本調査と同様に、実務的には経常的に実施することは無理であり、ある一定期間ごとに実施することにならざるを得ない。しかしながら、調査項目は、大規模標本調査では多く、実態の詳細な把握を行っているのに対して、全数調査では、全ての調査対象をとらえるという性格から、調査の実務面を考慮して、一般的に基本的属性項目に限定されているという違いがある。

2.2 調査対象が世帯・個人か企業・事業所かという視点

標本調査において、世帯・個人を対象とする世帯調査⁴⁾と事業所・企業を対象とする事業所・企業調査に大別することができる。しかしながら、詳細にみると、個人経営の事業所(個人企業)には、事業所なのか、世帯なの

かを区別するのが容易でないものがある。さらに難しいのが農業、林業、漁業の分野である。農家、林家、漁家は世帯であり、事業所でもある⁵⁾。

世帯調査においては、世帯と個人という調査対象が異なることが考えられる⁶⁾。統計調査においては、個人を調査する場合に、世帯全体を調査対象として、その世帯内の世帯員について調べられ、世帯を調査する場合にも、世帯内の世帯員も調べられる場合が多い。それは、世帯の特性をとらえるには世帯員の構成が必要であり、個人の特性をとらえるには個人がどのような世帯に属しているかが必要になるからである⁷⁾。

事業所・企業調査については、調査対象を事業所と企業によっても分けられる。また、事業所を対象とする調査において、調査項目に本社の名称などを企業単位に集約できる項目を加えることによって、事業所と企業を一体的に把握できるようにしている。このように、事業所単位でとらえていたのを、企業単位でもとらえられるようにしているのは、開発経費などは事業所では把握できないことや、原材料の一括購入・配給制度、派遣従業員によって工場が運営されるなど、様々な経営主体の意思決定が事業所単位では律しきれない状況が出現しているためである⁸⁾。

雇用に関する調査については、事業所と個人のどちらも対象としている場合がある。例えば、賃金構造基本統計調査は、事業所を第一次抽出単位とし、事業所から労働者を第二次抽出単位として抽出し、労働者の賃金構造を把握している。雇用動向調査は、事業所を第一次抽出単位とし、事業所から第二次抽出単位として入職した労働者、離職した労働者を抽出して、事業所と入職者・離職者に関する調査を行っている。これらの事業所内の個人の把握は、世帯調査から把握することは困難であるので、事業所・企業調査から把握している。

2.3 調査でとらえるのは構造的面か変動的面かという視点

標本調査において、主に構造的面をとらえようとしているのか、主に変動的面をとらえようとしているのかという視点⁹⁾である。構造的面をとらえる場合には、ある時点における様々な状態を詳細に調べることが求められる。そのためには、調査項目は多く、大規模標本であることが望ましい。その結果として、調査結果が得られるまでの期間が長くなり、調査周期は間隔が長くなるらざるを得ない。調査周期の間隔が長い、3年や5年ごとに1回定期的実施している調査は周期調査¹⁰⁾と呼ばれている。

一方で、変動的面をとらえる場合には、最新の動きを把握するために、間隔の短い調査周期で、かつ早く調査結果が求められる。そのためには、小規模標本にならざるを得ない。そして、報告者負担を考えると多くの調査項目を調べるには限界があり、限定した調査項目にならざるを得ない。その結果として、様々な状態を詳細に調べることはできなくなる。このような月次または四半期の変動する状況を調べている調査は、経常調査と呼ばれている。

この標本の規模によって、調査結果の精度が左右されるので、周期調査か経常調査かで統計調査データの特性は異なり、調査項目においてもそうした特徴がある。

2.4 標本選定にかかる要素からの視点

標本調査において、標本選定にかかる要素(フレーム、標本規模、標本配分、抽出方法、抽出率、標本交代、推定方法)の視点から考えてみる。まず、フレームとして全数調査の調査結果を使うのか、行政における業務上の名簿や台帳を使うのかである。後者を使うのは主に事業所・企業調査で、個々の産業に関する統計調査¹¹⁾である。

また、農林水産業については、全数調査の

調査結果を使っているが、産業全体を対象とする経済センサスとは別に農林業センサス¹²⁾、漁業センサスを母集団として、これらをフレームとして調査が行われている。

次に、標本規模によって分けられる。必要な精度を確保しつつ小地域や詳細な分類項目を把握するためには、大規模標本が採用され、実務上の事務量の負担を抑制しつつ全地域の主要項目を把握するには、小規模標本が採用されている。

3つ目は、標本抽出において、個々の調査対象の規模の違いによって、抽出率を変えるかどうかである。つまり、規模の大小にかかわらず原則抽出率一定として抽出するのか、規模の大きい場合は全てを抽出したり、抽出率を高くしたりするなど、規模に応じて抽出率を変えるのかという分類である。前者は世帯調査、後者は事業所・企業調査にほぼ相当すると考えられる。

標本配分や抽出方法の選択によって各調査客体の抽出率は変化する。世帯調査の場合、一般的に標本配分の多少、例えば、地域に応じて標本規模を調整することによって層別の調査世帯の抽出率は異なる。ただし、層内の調査世帯の抽出率は世帯人員にかかわらず同じであることが多い¹³⁾。事業所・企業調査では、一般的に規模の大きい事業所・企業は全数調査し、規模の小さい事業所・企業は抽出調査することが多い。

4つ目は、経常調査における標本交代の方法による分類である。標本の交代方法としては、①抽出した標本を一定期間固定して調査する方法、②月次または四半期ごとに新たな標本を抽出する方法、③月次または四半期ごとに一部の標本を順次交代させる方法が考えられる。①の方法をとるのは、事業所・企業調査にあり、この方法では、一斉に標本が替わるので、交代時期の調査結果にギャップが生じる問題がある。一定期間固定しつつ、順次交代する事業所・企業調査もあり、①と③

とを組み合わせているととらえることができる。②の方法をとるのは、管見の限りどの調査もないと思われる。③の方法をとるのが、世帯調査では一般的である。

5つ目は、推定方法において、どのように母集団復元をするかである。母集団復元をする場合には、抽出率の逆数を復元倍率として、母集団を推定することになる。復元し推定した結果と調査時点での母集団とに差異があると推測される場合には、復元倍率を補正している。復元倍率を補正する代表的なものが比推定¹⁴⁾である。推定結果が人口や世帯である場合には、推定結果に母集団の構成の差異が直接的に表れ、消費支出額などの平均値を推定する場合には、直接的に推定値に表れない。そのため、人口や世帯の推定には、一般的に比推定を用いている。消費支出額などの推定には、人口や世帯の構成の差異が影響すると考えられる場合に、比推定を用いている。

3. 標本調査の体系的整理

ここでは、前節の分類を踏まえて、経済統計における世帯調査の体系的整理を人口センサスである国勢調査を中心に、事業所・企業調査についても事業所・企業統計調査¹⁵⁾を継承した経済センサスを中心に組み立てることを試みる。

3.1 世帯・個人を対象とする調査(世帯調査)

国勢調査は、後述する世帯および世帯員の経済・社会活動の状況を知るための周期調査や経常調査において、全数調査における3つの役割のうち、標本調査のフレーム、標本設計における層化の情報、標本抽出や結果の推定に利用するウエイトの情報を提供している。フレームとして利用されるのは、調査区であって世帯ではない、つまり、世帯調査で採用されている二段抽出を想定すると、第二次抽出単位としての世帯ではなく、第一次抽出単位としての調査区のリストである。この第

3の役割に焦点を絞って、国勢調査とこれらの標本調査が相互にどのような形で統計調査全体の中に位置付けられるのか具体的な検討を試みる。

周期調査では、特定の分野の詳細な活動実態把握をするために、相対的に調査項目が多くかつ多様になっている。主な調査として、社会生活基本調査、就業構造基本調査、住宅・土地統計調査、全国消費実態調査¹⁶⁾、国民生活基礎調査などがある¹⁷⁾。社会生活基本調査は、個人の1日の生活時間の配分と1年間の生活行動の把握ができる。就業構造基本調査は、普段の就業状態の把握が中心項目であり、それぞれの就業状態の詳細を把握できる。住宅・土地統計調査は、我が国の住宅とそこに居住する世帯の居住状況、世帯の土地の保有実態を把握している。全国消費実態調査は、家計における収入・支出のフローと貯蓄・負債のストックを把握している。国民生活基礎調査は、3年ごとの大規模調査年において、5種類の調査票から構成されている。世帯票からは世帯の基本的情報や医療保険の加入状況、公的年金の加入・受給状況を得ている。所得票および貯蓄票からは所得金額や課税等の状況を、健康票からは世帯員の自覚症状など、介護票からは介護が必要な者等の状況などをそれぞれ得ている。

経常調査は、特定の分野における最新の活動動向を把握するために、基本的なデータを早く得ることができるようになっている。主な調査として、労働力調査、家計調査、家計消費状況調査、消費動向調査などがある。労働力調査は、毎月の就業・不就業の状態を把握している。家計調査は、毎月、家計の収入と支出、貯蓄と負債の現在高を把握している。家計調査では、購入頻度の少ない高額商品を把握するには標本規模が小さく、推定誤差が大きくなるおそれがある。そのため、家計消費状況調査は、高額商品の消費状況がより高い精度で把握できるように調査設計され、家

計調査を補完する調査として位置付けられている。消費動向調査は、今後の消費の動向を予測するための調査である。

これらの調査は、上述したように経済・社会のそれぞれの分野の実態を把握しており、経済・社会の全体を網羅するように、役割分担されている。さらに、この周期調査と経常調査は、構造的な面をとらえる調査と変動的な面をとらえる調査と分けられるように、それぞれで同じ分野において役割分担ができています。具体的にいえば、全国消費実態調査に対して家計調査（貯蓄・負債については2001年まで貯蓄動向調査）、概念的にはユージュアルとアクチュアル¹⁸⁾と異なっているものの、就業構造基本調査に対して労働力調査（就業状態の詳細は2001年まで労働力調査特別調査）、住宅・土地統計調査に対応して住宅戸数や住宅面積の毎年の変動を把握できる建築物等実態調査¹⁹⁾がある。

周期調査としての社会生活基本調査、国民生活基礎調査に対応した経常調査は実施されてはいない。社会生活基本調査について、生活行動の調査²⁰⁾は周期調査での把握でよいと考

えられるが、生活時間の調査は、特に子育てや介護といった今日の課題に関する生活の実態をとらえるために必要である。したがって、5年に1度の特定の1週間をとらえる周期的な調査ではなく、季節性も考慮して四半期ごとの経常調査に移行するのが望ましいと考える。国民生活基礎調査においては、詳細な調査項目（健康票、介護票、貯蓄票）は3年に1度の大規模調査で把握、世帯の基本的な調査項目（世帯票、所得票）は大規模調査と中間年の簡易調査で毎年把握しているので、毎年の調査が経常調査の一部を担っているとみなせる。

世帯の側から経済・社会の様々な課題や変化を把握するためには、複数の世帯調査によって基本的なデータを整備していくことが必要であり、また、それらのデータを整合的に整備することを目的として、世帯調査を体系的に整理することは可能である。

以上、概観してきた世帯調査について、縦軸を国勢調査との関係と同じ分野内での構造的な側面と変動的な側面によって、横軸は経済・社会の分野によって、整理し図示したのが図1である。

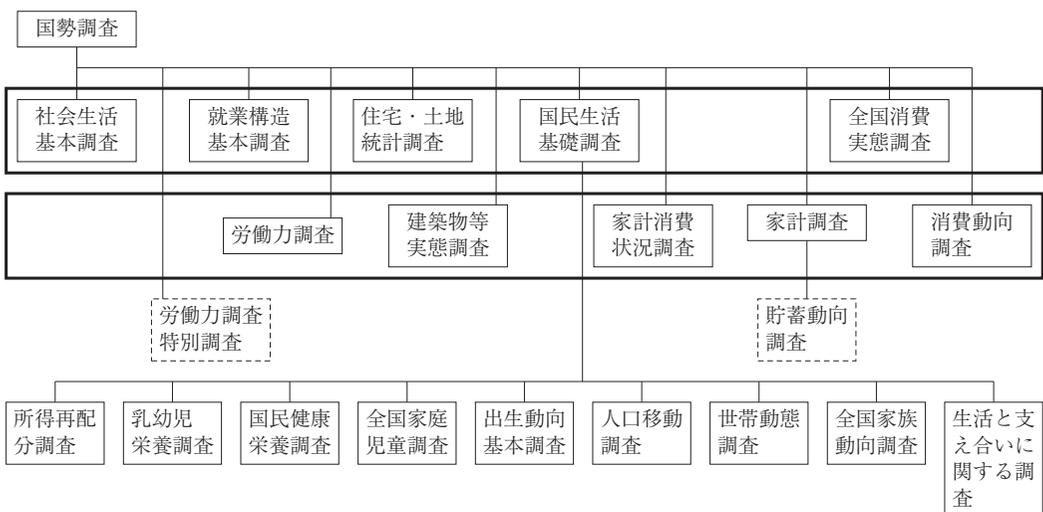


図1 世帯調査の体系的整理

注1：図は著者が作成。

注2：上段の太枠は構造的面の調査，下段の太枠は変動的な面の調査。

注3：虚線枠は、2019年現在実施されていない調査。

世帯調査内での関係性について述べてきたが、後述する事業所・企業調査との関係について考える。例えば、雇用に関する労働者数、労働時間、賃金などについて、世帯からは労働力調査や就業構造基本調査において把握している一方で、事業所・企業からは毎月勤労統計調査や賃金構造基本統計調査において把握している。家計調査や全国消費実態調査では、消費支出額や購入先形態などを把握している一方で、商業統計調査や商業動態統計調査では、小売販売額や店舗形態などを把握している。同じ調査項目を世帯と事業所・企業の両面から把握している。土地所有について、住宅・土地統計調査は世帯の所有する土地を把握し、法人土地・建物基本調査は企業の所有する土地を把握し、この2つの調査によって土地の全体的な所有実態が把握できるようになっている。

3.2 事業所・企業を対象とする調査（事業所・企業調査）

経済センサス-活動調査は事業所および企業の経理面を含めた詳細な把握、経済センサス-基礎調査は活動調査と活動調査の中間年の基本的な情報の把握と母集団の把握や名簿整備を行っている。経済センサスを中心に複数の統計調査の調査結果を基に事業所母集団データベースの整備が毎年なされている²¹⁾。事業所母集団データベースは、経済センサス-活動調査間の事業所、企業の名簿を提供すること、事業所、企業の基本的な情報を提供することを役割としている。このように、経済センサスは、標本調査のフレームとしての役割を担っていることから、経済センサスとこれらの標本調査が相互にどのような形で統計調査全体の中に位置付けられるのか具体的な検討を試みる。

事業所および企業の活動については、それぞれの産業ごとにセンサスまたはセンサスに近い調査が周期調査として行われている。セ

ンサスまたはセンサスに近い調査であっても、特定の産業分野の詳細な実態把握をするために、相対的に調査項目が多くかつ多様になっている。これらの調査は前述した大規模標本調査の役割を担っている。主な調査として、工業統計調査、商業統計調査²²⁾などがある。また、規模の面から把握しにくい個人企業について、すべての産業に亘ってはいないが、全体的に調査しているのが、個人企業経済調査²³⁾である。産業別の活動把握とは別に、賃金の面から産業全体を把握しているのは賃金構造基本統計調査であり、研究開発の面から産業全体を把握しているのが科学技術研究調査である。

経常調査は、特定の分野における最新の動向を把握するために、基本的なデータを早く得ることができるようになっている。主な調査として、経済産業省生産動態統計調査、商業動態統計調査²⁴⁾などがある。サービス業については、サービス産業動向調査がある。産業全体の雇用関係の調査としては、毎月勤労統計調査、雇用動向調査、労働経済動向調査などがある。毎月勤労統計調査は、賃金の面からも産業全体を把握している。

産業の各分野の統計調査においては、母集団としては必ずしも経済センサス等の全数調査の調査結果を利用するのではなく、行政における業務上の名簿や台帳によっているので、ここでの体系的整理には含めていない。そうした統計調査としては、建築着工統計調査、情報通信業基本調査、自動車輸送統計調査、医療施設調査など多くの調査が該当する。産業全体を調査対象とする法人企業統計調査、法人企業景気予測調査でも、国税庁の名簿を使用している。

この周期調査と経常調査は、世帯調査と同様に、構造的面をとらえる調査と変動的面をとらえる調査に分けられるように、それぞれの分野において役割分担ができています。具体的にいえば、工業統計調査と経済産業省生産

動態統計調査、商業統計調査と商業動態統計調査などである。賃金の面においては、賃金構造基本統計調査が構造的な面、毎月勤労統計調査が変動的な面と役割分担している。また、一部の経常調査では、構造的な面をとらえる調査と変動的な面をとらえる調査とを1つの調査内に含めている場合がある。例えば、サービス産業動向調査の年次調査(拡大調査)などである。事業所・企業調査のうちのサービス業については、産业内での比重が大きくなったものの、調査の困難さがあるため、そのすべての範囲を網羅する調査が実施されずにいた。1989年にサービス業基本調査が新設され、5年ごとに実施されていたが、経済センサス-活動調査に統合された。さらに、2008年からは、四半期の経常調査としてサービス産業動向調査が実施されている。経済センサス-活動調査がサービス業の構造的な面をとらえ、サービス産業動向調査が変動的な面をとらえる役割分担ができています。

以上、概観してきた事業所・企業の生産活動について、縦軸を経済センサスとの関係と同じ分野内での構造的な面と変動的な面によって、横軸は経済・社会の分野によって、体系的整理し図示したのが図2である。

事業所・企業調査において、統計調査および統計データが相互に整合的な形で整備されていない面がある。農林漁業については、経済センサスではなく、農林業センサス、漁業センサスの2つのセンサスを中心に体系的に整理される。農林漁業に関して、戦後しばらくは産業の多くを占め、産業を支えているのが農家、林家、漁家という種々の形態のために、幅広く数多くの統計が整備されている。具体的には、①農山漁村地域の実態、②農林水産業従事者の構造、③農林水産業の経営、④農林水産物の生産状況など地域、生産(構造・経営・生産)のそれぞれの面から整備がなされている。農林業センサス、漁業センサスは、他の産業ごとのセンサスと同様に、詳細な活動実態把握をするために、相対的に調査項目が多くかつ多様になっており、大規模標本調査の役割をも担っている。農林漁業統計について、縦軸は農林業センサスと漁業センサスを母集団とした関係、横軸は農林漁業統計の上記の①～④によって、体系的整理し図示したのが図3である。なお、他の産業のように、同じ分野内での構造的な面と変動的な面による役割分担については、農林業センサス、漁業センサスが構造的な面を把握する調査、変

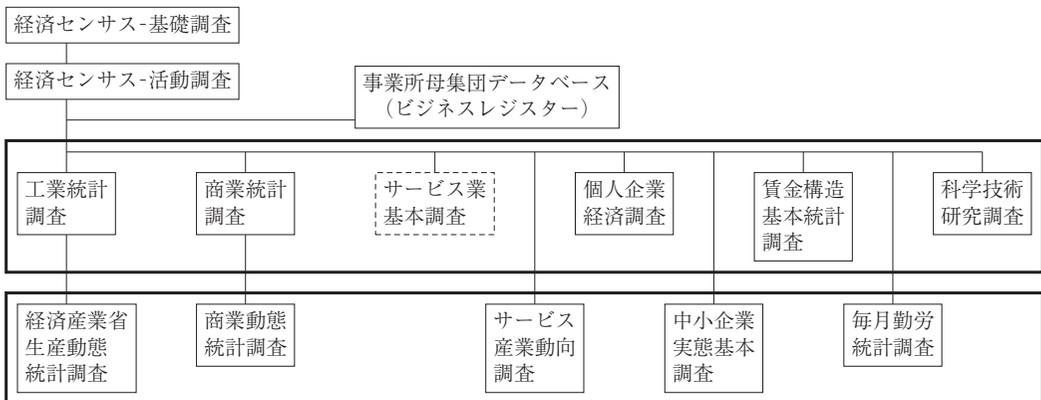


図2 事業所・企業調査の体系的整理

注1：図は著者が作成。

注2：上段の太枠は構造的な面の調査、下段の太枠は変動的な面の調査。

注3：□□□は、2019年現在実施されていない調査。

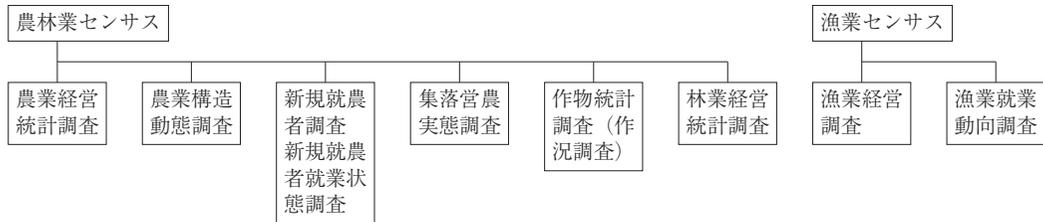


図3 農林漁業統計調査の体系的整理

注：図は著者が作成。

動的面をとらえるのは、農業構造動態調査、漁業就業動向調査である。

この節では、世帯調査と事業所・企業調査に分けて、体系的整理を試みた。標本調査は、元々整った体系の基に作成されているわけではないので、必ずしも事後において整合的に体系化できるわけではない。しかし、体系的整理を試みることによって、標本調査の統計調査全体での位置付けや役割を再確認でき、標本調査のあり方の検討や標本調査の整備に資するものと考えられる。そして、その先に標本調査のあるべき形での体系に再構築することが望まれる。

4. ミクロデータからみた標本調査の整理の試み

4.1 ミクロデータの利用

公的統計の統計調査は、それぞれ統計の作成を目的として調査をしており、その目的を果たすために、集計し推定した結果を提供している。また、ミクロデータを提供することによって、①属性別データを自由に分類化して多変量解析等をする、あるいは②属性データを分析課題に応じて自由に高次元クロス表を集計することなどに利用されている。

そうしたミクロデータの利用とは別に、ミクロデータを用いることによって新たな統計を編成することもできる。異なった統計調査間でミクロデータをリンケージすることによって得られるミクロデータ、同一の統計調査内で同一対象を継続的に観察し、記録した

データとして得られるパネル化したデータなどの新たなミクロデータによって編成する新たな統計である。ミクロデータリンケージとは、異なる統計間でミクロデータを照合²⁵⁾して、統合したデータとして利用する手法のことをいい、パネル化とは、ミクロデータリンケージによって、同一客体を継続データ、つまりパネルデータにすることであり、ミクロデータリンケージを拡張または延長したとも考えられる。このような既存の調査のミクロデータを用いて編成する新たな統計は、統計調査データがもつ潜在的な可能性を具現化したものと考えられる。

新たな統計は、現在の統計制度の中では位置付けられていないので、利用については、統計法第32条の調査票情報の二次利用および第33条の調査票情報の提供の範囲内で考えることになる。したがって、直接的に新たなミクロデータが提供されるということは考えられず、利用者が新たなミクロデータを作成する必要がある。そこで、新たなミクロデータを作成し利用するには、第32条および第33条に基づいた次の3つの方式が考えられる。1つは利用者自らが新たなミクロデータを作成し利用する方式、2つ目は新たなミクロデータを作成する者とそのミクロデータを利用する者の共同研究という方式、3つ目はある者が一般に提供することを目的として新たなミクロデータを作成して、提供する仕組みを構築した上で、次に利用者がその提供可能となった新たなミクロデータを利用する

という二段階方式である。

さらに、新たなマイクロデータの提供が可能となった場合を想定して、調査票情報の二次的利用における匿名化について、技術的な観点から考える。調査間のマイクロデータリンケージによって調査項目が拡大・拡張したマイクロデータは、元のマイクロデータと同様の秘匿措置が考えられる。同一調査で異時点間を結合したパネルデータは、世帯調査で言えば、同一地域に長期間居住していたということで、特定されるリスクは高まると考えられる。そのため、秘匿措置のうち非攪乱的手法²⁶⁾のみで特定されにくくするのは難しいものの、攪乱的手法を併用することで正確な対応関係をわからなくすることは可能と考えられる。

このようなマイクロデータの利用は、報告者からみると報告における本来の目的ではなく、法的、社会的課題も残っていると考えられる。しかしながら、統計法の下では、マイクロデータは、社会における情報基盤であり、国民の共通財産として位置づけられている。それゆえに、マイクロデータは、調査客体の秘密保護が担保されることを前提として、広く経済・社会における利益に適うように利用されるのが望ましいと考える。

4.2 世帯調査の整理

マイクロデータからみて世帯調査を整理する。大規模標本の周期調査、具体的には社会生活基本調査、就業構造基本調査、住宅・土地統計調査、全国消費実態調査、国民生活基礎調査などでは、現状において、マイクロデータリンケージ²⁷⁾の手法を活用することはできない。各調査年次間において、調査客体である世帯や個人を照合することができないためである。そのため、疑似パネルデータを開発し、利用することが想定される。疑似パネルデータとは、継続的に実施される統計調査データを用いて、個体属性が類似した客体を同一個体とみなす統計的照合の手法を応用して、属性に

基づき集計したデータのことである。実際の例として、全国消費実態調査、国民生活基礎調査の疑似パネルデータを編成し公開しており(岩本 2000, 伴・高木 2000)、就業構造基本調査でも疑似パネルデータを編成し分析に利用している(阿部 2005)。

完全照合による異なる調査間のマイクロデータリンケージでは、家計調査と貯蓄動向調査において活用することは可能である。貯蓄動向調査(2002年に家計調査へ統合)は毎年1回調査されて、調査世帯は該当年において実施された家計調査の一部の調査世帯が選ばれていたからである。実際の事例として、家計調査と貯蓄動向調査とのマイクロデータリンケージを行い、家計の収支と資産の関係分析を行っている(美添・荒木 2000)。

国民生活基礎調査の調査区をマスターサンプルとして、その調査区から一部(サブサンプル)を再抽出して調査している複数の調査がある。これらの調査同士は、必ずしも利用している調査区が重なっているとは限らないので、マイクロデータリンケージを活用できるのは限定的である。しかし、大規模調査年では、世帯票と健康票によって調査区すべての世帯の情報をとらえるので、その年に実施される調査では、完全照合による異なる調査間のマイクロデータリンケージを活用できる。このマスターサンプル方式は、マイクロデータリンケージ活用の点からは、有効な方法であるものの、報告者負担を考えると、一般的にこの方法をとるのは難しい。

経常調査において、月次に一部の標本を順次交代させる方式をとる労働力調査、家計調査、家計消費状況調査、消費動向調査などでは、完全照合による同一調査の異時点間のマイクロデータリンケージを活用し、数か月間のパネルデータとして利用できる。実際の事例として、労働力調査では、前月と今月のマイクロデータリンケージによるパネルデータを作成し、フローデータとして1980年代から活用

されている(水野 1992)。前年と今年のマイクロデータリンケージによるパネルデータも作成されている(山口 2014)。家計調査では6か月間のパネルデータを作成し、退職などのイベントに伴って変化する家計行動の分析などに利用されている(宇南山 2011)。

21世紀出生児縦断調査、21世紀成年人縦断調査、中高年者縦断調査は、同一客体を長年にわたって追跡調査し、同一調査客体の変化を、時間の経過とともにとらえる調査である。つまりパネル調査として調査設計されており、パネルデータとして利用できる。

標本調査によっては、1年前や5年前などの以前の状態を調べる調査項目を設けて、1年間や5年間の変動をとらえられる。例えば、世帯動態調査は、回想方式によって調査時点と5年前との世帯構造の状態変化をとらえる動態統計としてほぼ5年ごとに調査しており、パネル的なデータとして利用できる。また、住宅・土地統計調査では世帯主の現在の住居への入居時期および前住地について調査している。就業構造基本調査では、1年前の就業状態、前職の有無、前職の内容について調べている。このようにパネルデータとは言えないもの、回想方式によって異時点間の状態の変化を把握でき、パネル的なデータとして利用できる。

マイクロデータリンケージの利用においては、いくつかの課題がある。2つの異なる調査をマイクロデータリンケージする場合には、母集団復元する際に、どちらの調査の乗率を用いるかという問題が生じる。それは、どのような推定値を求めるのかによると考えられ、家計調査と貯蓄動向調査で言えば、どちらの調査でも重複している調査世帯によって母集団復元するのが望ましく、貯蓄動向調査の乗率を用いるのが適切と考えられる。

パネルデータについては、ある1時点での調査結果と異なり、母集団復元するための乗率をどのように設定するかということが問わ

れる。例えば、労働力調査における前年・今年のパネルデータは、2時点のデータを1つのデータとして構築されている。このパネルデータの母集団復元を考える場合に、復元する時点をどの時点にするかということである。前年の時点、今年の時点、中間時点などが考えられるが、どの時点にしてもデータ内での整合性をとることは難しく、利用目的にとってより妥当と考えられる時点を設定する必要がある。この場合、前年と今年の2時点における復元が可能ないように設定することもあり得る。

以上のように、1つの統計調査のマイクロデータだけでなく、複数のマイクロデータを組み合わせることも併せてみると、世帯調査は、①疑似パネルデータ、②異なった調査間のマイクロデータリンケージ、③同一調査内異時点間のマイクロデータリンケージ、④パネル調査データ、⑤回想方式による動態統計の5つの形態に整理される。

4.3 事業所・企業調査の整理

事業所・企業調査では、同一の統計調査内でのパネル化や、異なった統計調査間でマイクロデータをリンケージすることが可能である。特に、周期調査においても、異なる調査時点間のマイクロデータリンケージによるパネル化ができる。したがって、世帯調査の5つの形態ではなく、①パネル化データ、②異なった調査間のマイクロデータリンケージの2つの形態に整理される。

これは、事業所・企業調査では、世帯調査に比べて、マイクロデータを活用したマイクロデータリンケージする条件が比較的揃っているからである。すなわち、個々の事業所、企業に統計で用いる共通番号を付与することが比較的容易である。事業所母集団データベースを母集団にすることにより、経済センサスの共通の事業所番号、企業番号がそれぞれの標本調査でも利用できる。標本調査にあって

も規模の大きい事業所（企業）は、いずれの統計調査でも標本に採用されることが多いためである。つまり、一定規模の事業所（企業）の場合は、同一調査でのマイクロデータリンケージによるパネル化や複数の調査間のマイクロデータリンケージできる可能性が高いことを示している²⁸⁾。事業所・企業調査におけるマイクロデータリンケージを行い、分析している事例は多くある（川口・神林 2010, 周防・古隅・宮内 2009, 松田・馬場・竹村・山本 2009, 村田・伊藤 2016）。

農林業統計では、共通の事業所番号（企業番号）が整備されてはいない。しかし、農林業センサスでは、前回調査とのマイクロデータリンケージが可能のように、調査客体候補名簿（あるいは照査表）²⁹⁾に前回の調査客体の固有の番号である基本指標番号が付与されている。農家等は、他の産業の事業所と異なり、世帯に近い性格を有しているものの、農地があつての農家なので、一般の世帯に比べて移動が少なく、農業集落内に固定されていることによって、固有の番号を付与することが可能となっている。この基本指標番号は、農林業統計の母集団に付与されているので、農林業統計の標本調査における共通の客体番号としての役割も果たせる。そのため、農林業センサスを母集団としている標本調査では、基本指標番号を調査データとして取り込むことによって、調査間のマイクロデータリンケージやパネル化も可能である。

5. 今後の展望

これまでの標本調査の統計調査全体の中での位置付けを踏まえて、今後の標本調査の発展性と拡張性について、特にマイクロデータリンケージの利用の可能性を高めるための課題に焦点を当てて述べることにする。

標本調査は、調査の目的に沿った、データの作成、集計を行うことが、本来の役割である。統計調査を取り巻く環境を踏まえれば、

新たな調査を創設することが難しく、既存調査の活用が求められている。そのような背景から、既存の統計調査のマイクロデータをリンケージによって新たな統計を編成することの意義がある。

また、経常調査の中で、変動的面をとらえる調査に加えて構造的面をとらえる調査を附帯的に行っている調査があり、これは新規調査よりも報告者負担や費用が比較的軽くできるので、このような取組みも一つの方向性を示している。さらには、この調査内の2種類のデータは、マイクロデータリンケージによって結合して利用できる有用性があり、そうした新たな利用を検討すべきであると考えられる。

既存の調査を含めて調査データの有効利用を考えた調査設計が望まれる。上述したマイクロデータによるデータリンケージを進めていくには、調査段階から、新たなマイクロデータを作成することを想定して、そのための調査項目の設定、調査票の設計、調査方法の工夫などを行うのが望ましい。例えば、標本交代方式をとる調査の異時点間のパネル化のために、継続標本の範囲や継続期間を調査設計する、複数の標本調査において、共通の調査項目を追加することが考えられる。経済産業省企業活動基本調査では、調査設計の段階から複数の企業調査との間をマイクロデータベースでリンクし、調査項目を相互利用する仕組みを取っている。パネル化することによって、事業所（企業）の動態現象の把握が可能になる。つまり、事業所（企業）の参入・退出、生産規模の変化、生産技術の変化などがとらえられる。これも、あらかじめマイクロデータリンケージすることを想定して調査設計していることで可能になっている。さらに、標本調査においてマイクロデータリンケージを進めることを考えるならば、全数調査において、標本調査のマイクロデータのリンケージするための基盤としての役割をも追加すべきであろう。

世帯調査については、事業所・企業調査と

異なり、統計における世帯や個人の共通番号は存在しない。マイクロデータリンケージの手法を活用するには、マイナンバーの制度が統計調査において利用できるようにする³⁰⁾、または母集団である国勢調査において共通の識別番号を整備し、世帯調査全体で利用していく仕組みにする必要がある。国勢調査において具体的に考えると、調査のために作成される調査区内の世帯名簿を整備し、活用することが考えられる。ただし、世帯の転出入のために、リンケージできるのは調査区内で移動せず継続している世帯のみという制約はある。前述した農林業センサスでは、調査客体が農業集落内に固定され移動が少ないために、調査客体候補名簿の利用によってリンケージが可能になっている。

また、世帯調査の周期調査では、標本調査のフレームである調査区が調査間で重複しないような措置を取っているので、調査間のマイクロデータリンケージができる可能性が低いという問題が存在する。現時点での調査統計の限界を示している。これは、報告者負担とデータ利用をどのようにバランスするかという課題でもある。この課題については、個々の標本調査では限界があるので、標本調査全体の問題としてとらえ、検討されるべきであろう。その検討においては、調査区を管理する仕組みを整備し、どの範囲まで調査区を重複するのを許容するのか、推定する場合を想定して重複を容認する調査区をどのように選択するのかを考える必要がある。

経済センサスをベースとした事業所母集団データベースが整備されて、事業所母集団

データベースを母集団としていない事業所・企業調査も事業所母集団データベースにデータを提供するシステムが機能するならば、共通の事業所・企業番号がすべての事業所・企業において共有されることになる。そうすると、経済センサスとすべての事業所・企業調査とがマイクロデータリンケージできることになる。これは、標本調査においても共通の事業所・企業番号によって調査客体を特定することができることになる。また、個々の研究において、マイクロデータリンケージする必要がなくなり、学術研究においても、マイクロデータリンケージが可能になる共通の基盤が整備されることになる。

事業所母集団データベースが整備され、共通の事業所・企業番号が共有されて、マイクロデータリンケージの共通の基盤が整備されることを考えれば、行政における業務上の名簿や台帳から標本を選定している標本調査では、経済センサスの事業所母集団データベースに母集団を変更すべきと考える。共通の事業所番号(企業番号)が付与され、経済センサスを母集団とするデータ間のデータリンケージが可能になるので、より有効になると考えられる。さらに言うならば、産業分野において、把握できている分野とできていない分野の識別が容易になり、統計の網羅性を高めることができる。そうすることによって、本稿における事業所・企業調査の体系的整理が全産業分野に及ぶとともに、事業所・企業調査の全体的な整理ができ、報告者負担の軽減にもつながるものと考えられる。

謝辞

本稿の修正にあたり、2名の匿名の査読者から有益なコメントをいただきました。ここに記して、感謝の意を表します。

注

- 1) 統計調査の分類については、例えば、松田(1999)、廣松・高木・佐藤・木村(2005)松井(2008)などにある。
- 2) 全数調査と言われる調査でもすべてを調査していない場合がある。例えば、経済センサスでは、農業、林業、漁業に属する事業所で個人の経営に係るものは調査対象から除外している。工業統計調査では、従業者規模3人以下の事業所は調査対象から除外する裾切調査を行っている。また、工業統計調査は、産業全体ではなく、産業の一分野である製造業に限定されているので、部分的な全数調査、分野別の全数調査と言える。
- 3) 統計調査においては、より正確な値を推定するために、基準となる値(ベンチマーク)を用いて推定している。具体的な例でいえば、5年ごとに行われる国勢調査から作られる統計は、日本の現在人口と将来人口の推計の基礎とされており、国勢調査の結果が得られるごとに、これらの推計の基礎が見直されている。
- 4) 世帯・個人を対象とする調査について、一般的に個人を調査する場合も世帯を選んで、その世帯内の個人を調査しているので、ここでは世帯が最終抽出単位と想定して世帯調査と記述する。
- 5) 農林業センサスの農業の調査対象は、旧概念では、個人経営である農家、組織経営である農業事業体と農業サービス事業体であり、農業事業体と農業サービス事業体は事業所であるが、農家は世帯でもあり、事業所でもある。2005年からは経営体概念になっており、耕地面積が小さいまたは農産物の販売額が少ない農家は対象になっていない。
- 6) 世帯調査では、単身世帯の扱いが調査によって異なっている。国勢調査では、病院や社会施設に入院・入所している者や寮・寄宿舎の学生は、一般世帯と区別して施設等の世帯とし、世帯の単位を棟ごとにしている。このような施設等の世帯を除く調査、全国消費実態調査や家計調査などと、施設等の世帯という概念とはらず、それぞれの1人1人を単身世帯としている調査、就業構造基本調査や労働力調査などがある。
- 7) 世帯と個人では、それぞれ異なる状態として把握することがある。例えば、世帯主の年齢別世帯と各世帯員の年齢では異なるなどである。
- 8) 事業所と企業では、それぞれ異なる状態として把握することがある。例えば、各事業所の産業分類と事業所の集合体である企業の産業分類は異なるなどである。
- 9) 分類として、静態と動態、ストックとフローが考えられるが、3節で体系的整理する場合、このような分類では整理するのが難しいと判断し、主にある時点の状態をとらえているものと経常的に調べることにより、時間とともに変化する状態をとらえるものに分けることを考えて、「構造的面」と「変動的面」とした。
- 10) 周期調査と考えられる調査でも、中・長期に亘る変動をとらえることは可能であるので、変動的な面も持っている。周期調査の中には、1年前や5年前の状態をとらえる調査項目を取り入れて、比較的長い期間の変動をとらえている場合もある。経常調査でも調査時点での構造をとらえることは可能なので、構造的な面も持っている。また、周期調査なのか経常調査なのかを明確に区別することが難しい調査がある。例えば、1年周期で調査される場合は、どちらの性格も備えている調査としてとらえられる。
- 11) 標本調査では基本的には無作為抽出が採用されているが、事業所・企業調査では、行政における業務上の名簿や台帳から産業における目標カバー率を満たすように規模の大きい調査対象から順に抽出する場合や従業員数や資本金が一定以上の調査対象を抽出する場合などがある。どちらも規模の大きい調査対象をカバーすることによって、代表性は担保されているとみなしている。つまり、母集団復元しないでも、規模の大きい調査客体を調査することにより、ほぼ母集団を推定でき、調査結果として支障がないとみなしているためである。

目標カバー率を満たすように、または一定規模以上の調査対象を有意抽出するということは、逆に言えば一部の調査対象を外すということでもある。一部の調査対象を調査から外して調査する裾切調査との違いについて、裾切調査はほぼ全数調査で実地調査が困難で、影響が軽微と考えられる場合に適用している。過去の調査結果や他の統計調査結果から裾切部分のある程度把握していると考えられる。

- 12) 以前は、5年ごとに農業センサスが、国際連合食糧農業機関（FAO）の10年ごとの世界農林業センサスの年に農林業センサスが、実施されていたが、2005年からは林業を含めた農林業センサスが5年ごとに実施されている。
- 13) 層内で調査区を抽出し、調査区内で世帯を抽出する場合、調査区を抽出する際に調査区の大きさに応じて抽出率を変えると、調査区内の世帯の抽出率も変わるが、調査区と世帯の抽出率を掛け合わせた抽出率は層内では同じである。
- 14) 比推定とは、ある調査の標本からのデータにおける特性 x について、別の特性 y を補助変数として一定の比 x/y が考えられ、かつ母集団量 Y が得られているときに、母集団量 X について $X = (x/y) \times Y$ として求められることをいう。
- 15) 経済センサスが創設される以前は、事業所・企業の側から産業全体を一括して調査するのは難しいため、それぞれの産業ごとに調査年次をずらして周期的に把握されてきた。事業所および企業の全体を把握していたのは、事業所・企業統計調査であったが、母集団把握の側面が比較的強く、実態把握が十分ではなかった。そのため、事業所・企業統計調査を廃止し、同時期に全産業の実態が把握できるように、経済センサス-基礎調査と経済センサス-活動調査が新設された。
- 16) 令和元年の全国消費実態調査は、全国家計構造調査と調査名を変更して実施している
- 17) 各標本調査の概要については、所管府省の報告書およびホームページなどを参照した。
- 18) ユージュアル方式とは、就業状態を平常の活動状態で判定する方法であり、アクチュアル方式は特定の期間の活動状態で判定する方法である。
- 19) 建築物等実態調査は、毎年国勢調査調査区から抽出した調査区内において、調査対象期間内に着工された建築物および除去建物を対象に、建築物の新設、除去、増築、改築、移転の状況について調査している。
- 20) 社会生活基本調査のうち生活行動の調査では、余暇時間における学習、趣味やスポーツなどの主な活動の状況を調べ、生活時間の調査では、1週間の生活時間の配分の状況を調べている。
- 21) 事業所母集団データベースに記録する統計調査は、平成23年3月時点において20調査が計画されている（総務省統計局統計調査部経済基本構造統計課 2014）。
- 22) 工業統計調査は、経済センサス-活動調査が実施される年では実施されず、経済センサスに組み込まれている。商業統計調査は、経済センサス-基礎調査の実施年では同時実施している。いずれも経済センサスを実施するのに用いられる準備名簿を母集団として利用している。
また、令和元年の商業統計調査は、特定サービス産業実態調査およびサービス産業動向調査（拡大調査）と統合・再編されて、経済構造実態調査として実施されている。
- 23) 個人企業経済調査は、個人企業の経営の実態を明らかにする目的で実施されている。平成14年度から四半期ごとに個人企業の動向を把握する動向調査票と年1回の構造的特質を把握する構造調査票により調査が行われてきた。その後、調査が見直されて、平成31年度から対象産業の拡大（小売業等の4産業からほぼ全産業に）、標本規模の拡大（約3,700から約37,000に）、調査周期の変更（四半期から年1回に）、調査方法の変更（調査員調査から郵送調査に）がなされた。
- 24) 経済産業省生産動態統計調査においては、フレームとして事業所母集団データベースを利用しておらず、工業統計品目別産業事業所名簿を利用している。商業動態統計調査においては、商業統計調査の対象事業所を母集団としている。
- 25) 照合の手法には、統計的照合と完全照合の2種類がある。完全照合は、同一調査客体を対象にした別々の統計調査から得られるマイクロデータを共通の識別項目で照合することである。統計的照合とは、調査客体の異なる別々の統計調査から得られたマイクロデータを組み合わせ、利用可能な情報を増やす手法である。
- 26) 秘匿措置の方法としては、攪乱の手法と非攪乱の手法に分けられる。非攪乱の手法とは、対応関係を特定しにくくする手法で、具体には識別情報の削除、識別基情報のトップコーディング、識別情報のグルーピング、リサンプリングなどがある。攪乱の手法は、正確な対応関係を知られることができないようにする手法であり、具体的には、スワッピング、誤差の導入などで、マイクロデータを加工して、正しくないものにする方法である。
- 27) 本稿では、完全照合の活用を考慮しており、統計的照合の活用は想定していない。統計的照合の活用を考慮していないのは、研究分析において有効であるかもしれないが、データがどこまで確かであ

るのか不明確だからである。

- 28) 規模の小さい事業所(企業)の場合は、通常の標本調査と同じであるので、把握する上での課題が存在する。たとえば、事業所(企業)が標本になったり、ならなかったりした場合にはデータが揃わないという問題、事業所概念の変更や派遣・出向による従業員概念の変更によって正確なマイクロデータリンケージができない可能性や同一住所に複数の事業所(企業)が存在する場合2つ以上の統計調査間で産業分類が異なることなどである。
- 29) 調査客体候補名簿(あるいは照査表)は、本調査を行う前に、調査区内で調査対象の漏れや重複などがないように調査対象名簿を作成し、農家であるどうかを確認するためのものである。
- 30) 現在では、マイナンバーは制度的に統計調査に利用できるようにはなっていない。利用できるようになるには、プライバシー問題など解決すべき課題がある。

参考文献

- 阿部正浩(2005)『日本経済の環境変化と労働市場』東洋経済新報社。
- 岩本康志(2000)『『国民生活基礎調査』による疑似パネルデータ：1989-1995年』国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』付録, pp.329-356。
- 宇南山卓(2011)「家計調査のパネル化について：世帯照合の方法」『国民経済雑誌』第204巻第3号, pp.51-64。
- 川口大司・神林龍(2010)「政府統計の接合データの作成と利用：工業統計調査と賃金構造基本調査の例」北村行伸編『応用マイクロ計量経済学』日本評論社, pp.131-162。
- 経済統計学会(1986)『社会科学としての統計学 第2集[創刊30周年記念号] 統計学第49・50合併号』産業統計研究社。
- 経済統計学会(1996)『社会科学としての統計学 第3集[創刊40周年記念号] 統計学第69・70合併号』産業統計研究社。
- 経済統計学会(2006)『社会科学としての統計学 第4集[創刊50周年記念号] 統計学第90号』産業統計研究社。
- 齊藤昭(2013)『『農』の統計にみる知のデザイン』農林統計出版。
- 周防節雄・古隅弘樹・宮内環(2009)「法人企業統計調査と事業所・企業統計調査の統合データによるデータベース」『統計数理』第57巻第2号 特集『マイクロ経済データによる統計解析—日本の法人企業の構造—』 pp.277-303。
- 総務省統計局統計調査部経済基本構造統計課(2014)『事業所母集団データベース研究会平成25年度報告書』。
- 伴金美・高木真吾(2000)「疑似パネルデータ」松田芳郎・伴金美・美添泰人編著『講座マイクロ統計分析第2巻 ミクロ統計の集計解析と技法』日本評論社, pp.284-303。
- 廣松毅・高木新太郎・佐藤朋彦・木村正一(2005)『経済統計』新世社。
- 松井博(2008)『公的統計の体系と見方』日本評論社。
- 松田芳郎・馬場康維・竹村伊津子・山本貴司(2009)「日本の企業統計と事業所統計の発展史と両者のマイクロデータリンケージによる統合実験と将来展望」『統計数理』第57巻第2号 特集『マイクロ経済データによる統計解析—日本の法人企業の構造—』, pp.255-275。
- 松田芳郎(1999)『マイクロ統計データの描く社会経済像』日本評論社。
- 村田磨理子・伊藤伸介(2016)「事業所・企業系のマイクロデータを用いたデータリンケージの可能性—賃金構造基本統計調査を例に—」『統計学』第110号, pp.1-17。
- 水野朝夫(1992)『日本の失業行動』中央大学出版部。
- 森博美(2004)「マイクロデータの利用特性と統計利用論」『研究所報』No. 32, 法政大学日本統計研究所 pp.9-38。
- 安田聖・山口幸三・横内宏至(2009)『政府統計マイクロデータの試行的提供』(統計資料シリーズNo. 64)一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター。
- 山口幸三(2014)『失われし20年における世帯変動と就業異動：1991年～2010年のマイクロ統計データ

の静態・動態リンケージにもとづく分析』日本統計協会.
美添泰人・荒木万寿夫(2000)「マイクロデータのリンケージ(完全照合・統計的照合)」松田芳郎・伴金
美・美添泰人編著『講座マイクロ統計分析第2巻 ミクロ統計の集計解析と技法』日本評論社,
pp.239-279.

【Special Section: The 60th Anniversary of the Journal】

Special Topic B: Methodological Perspectives in the Creation and Release of Official Microdata

Survey Design and Microdata Potential of Sample Survey in the Official Statistics

Kozo YAMAGUCHI*

Summary

Sample surveys play a major role in survey systems for official statistics. Here, we reconsider the sample survey's position among all statistical surveys.

First, we captured statistical surveys from four perspectives based on their characteristics. Then, we examined how census and sample surveys relate to each other and can be positioned in relation to one another within the survey system, and organized systematically. In addition, we tried to organize statistical surveys viewed from microdata and to confirm the potentialities of microdata.

Finally, we used microdata to study the development or extensiveness of sample surveys. We pointed out the need for survey design to consider the effective utilization of microdata and the importance of utilizing data linkage in establishment and enterprise statistical surveys.

Key Words

Official Statistics, Statistical Survey, Sample Survey, Microdata

* Statistical Research and Training Institute
e-mail : kyamaguchi2@nstac.go.jp

【研究論文】

年次改訂にみる国際収支統計の品質評価

武田英俊*

要旨

統計の品質を確保するには、定期的な改訂により、原データの改善、誤りの訂正等を反映していく必要がある。この旨はIMFのデータ品質評価フレームワークにも明記されている。こうした観点では、2013年までの日本の国際収支統計は、改訂頻度が極めて限られていた点で問題があった。IMF ミッションの推奨を踏まえて2014年に年次改訂制度が導入され、それ以降、毎年1度、過去2年分の計数が改訂されている。これにより日本の国際収支統計の品質は大きく向上した。一方、年次改訂の導入後も、①大規模な誤差脱漏の継続、②2回目の年次改訂まで再投資収益の計上時期が不適切である、③改訂の事由が引き続き公表されない等、多くの課題が残っている。経済のグローバル化が進む中、経済実態の的確な把握、効果的な政策対応・経営判断のためには良質な国際収支統計の存在が不可欠であり、残された課題への早期の対応が期待される。

キーワード

統計データの改訂、リビジョン・スタディ、年次改訂、データ品質評価フレームワーク、再投資収益

1. はじめに

統計の改訂 (revision)¹⁾とは、何等かの理由により、公表された統計データを変更して「より良いデータ」に置き換えることである。こうした改訂は統計の品質担保に不可欠であり、大半の公的統計の作成・公表のプロセスに組み込まれている。ただ、統計の改訂は必ずしも前向きに捉えられてきた訳ではない。これは、計数の訂正が信頼性の低下を招くことが懸念されたことに加え、データ改訂には一定のコストが伴う²⁾ためである。また、改訂が発生した要因の公表も限定的であった。

こうした傾向は、2013年以前の日本の国際収支統計にやや極端な形で表れていた。この

時期の日本の国際収支統計の定期的な改訂は、季節調整替えを除けば原則として一回限りであった。他の主要国では、定期的に過去数年分の公表値を遡及改訂するのが一般的であることに比べ、日本の国際収支統計の改訂頻度の少なさが目立っていた。

その後、日本の国際収支統計に関する改訂方針は、IMF統計局とのやり取りを経て見直された。具体的には、最新の国際基準であるIMF国際収支統計マニュアル第6版 (Balance of Payments and International Investment Position Manual 6th edition : BPM6) ベースの統計への移行 (2014年) に併せて年次改訂制度が導入され、改訂の頻度が大幅に引き上げられた。これにより日本の国際収支統計の品質は大きく向上した。しかしながら、課題もなお残されている。

* 正会員、京都大学大学院総合生存学館
e-mail : takeda.hidetoshi.7x@kyoto-u.ac.jp

本稿では、日本の国際収支統計の年次改訂について、国際的な潮流やIMF統計局の推奨事項を踏まえて評価する。そのうえで、グローバル化が進む経済のより適切な実態把握に向けて、残された課題と対応の方向性を提示する。

2. 統計の改訂とデータ品質評価フレームワーク

各国の経済状況を的確に把握して適切な政策をタイムリーに遂行するためには、質の高いマクロ経済統計データが必要である。IMF協定第8条は、IMFの的確なサーベイランスのために、加盟国が国際収支統計を始めとする数々の統計データをIMFに定期的に提供することを義務付けており、国際社会では以前から統計データの重要性が認識されていた。

1997年にIMF理事会において「サーベイランスのためのIMFへのデータ提供」の状況が報告された。その際、理事会メンバーから統計の品質に関して強い関心が示された。こうした理事会の意向を踏まえ、IMF統計局はデータ品質評価フレームワーク(Data Quality Assessment Framework: DQAF)を作成した。DQAFは、公的統計の作成・公表に関するベスト・プラクティスを提示するものである。各国の統計作成機関は、自国の統計作成実務とDQAFを比較することで、自らが作成する

統計の品質を客観的に評価し、品質の向上を図ることができる(DQAFの詳細は、IMF(2003)、伊藤(2005)を参照)。

DQAFはカスケード型に構成されており、対象となるマクロ経済統計全般に共通する5つの大項目(Quality Dimensions)を纏めたGeneric Frameworkから、個々の統計を対象とするSpecific Frameworkに下りる形となっている。個別のフレームワークでは、個々の大項目の内訳として、中項目(Elements)、小項目(Indicators)を設け、具体的な評価ができる構造となっている。

統計の改訂は、DQAF Generic Frameworkにおいて下表の通り2つのdimension(「正確性、信頼性(Accuracy and reliability)」及び「有用性(Serviceability)」)で扱われており、公的統計の品質を確保するために必須の要素と認識されている。

DQAF策定後も加盟国から提出されるデータの品質及び統計改訂に関するIMF内の関心は強く、「サーベイランスのためにIMFに提出されるデータ」に関する2002年5月の理事会では、加盟国の統計作成当局に統計改訂に関する方針(revision policy)を明確に説明することが推奨された。また、翌年6月の理事会でも、公的統計の改訂方針が議題となった。こうした状況を背景に、IMF統計局は、スタッフ・ペーパーの形で統計の改訂に関する

表1 DQAFのデータ改訂に関する項目

大項目(Dimensions)	中項目(Elements)	小項目(Indicators)
3. 正確性および信頼性 (Accuracy and reliability)	3.5 データの改訂の分析(revision study)・「改訂の分析」が、信頼性の尺度となるものとして積極的に行われている。	3.5.1 改訂に関する研究・分析が定期的に行われており、その結果については、統計作成プロセスに反映させるべく内部的に活用されている。
4. 有用性 (Serviceability)	4.3 データ改訂の方針(revision policy)、実践 ・データの改訂が、規則的かつ公表された手順に従って行われている。	4.3.1 改訂は規則的であり、公表されたスケジュールに従って行われている。 4.3.2 速報値および(または)改訂値は、明確に特定されている。 4.3.3 データ改訂に関する研究・分析が公表されている。

(資料) DQAFの該当箇所を筆者が訳出。

考え方を提示した(例えば, Carson and Laliberte (2002), Carson, Khawaja, and Morrison (2004))。

Carson, Khawaja, and Morrison (2004) では, 公的統計の改訂に関する good practice として, 以下の8点が示されている(同pp.11-18)。

- ① ユーザーと十分に意見交換を行い, 統計改訂に関する意見を抽出している。
- ② 統計改訂のタイミング, 及び改訂事由を書面で簡潔に公表している。
- ③ 改訂サイクルが毎年ほぼ一定である。
- ④ 統計の概念や作成方法の主要な見直しが4~6年程度のサイクルで行われている。その際には, 見直しの必要性と計数の変更に対するユーザーの懸念の双方に適切に配慮されている。
- ⑤ 数年分の遡及改訂により, 旧データと比較可能な時系列計数が提供されている。
- ⑥ ユーザーが, 改訂に関する資料を容易に利用できる。
- ⑦ 過去の改訂実績を踏まえ, 将来予想される改訂の規模が提示されている。
- ⑧ 原データの誤報告や, 統計作成機関の集計ミスが判明した場合には, 透明性を確保しつつ速やかに訂正が行われている。

3. 日本の国際収支統計の改訂の評価(2013年以前)

3-1. 国際収支統計の改訂の状況

2013年までの日本の国際収支統計に関するデータ改訂は, 季節要素の変更³⁾を除けば原則として一度限りであった。具体的には, 月次の国際収支統計・速報は, 原則として該当月の翌々月の第6営業日に公表(例えば, 1月の国際収支統計(速報)は, 3月の第6営業日に公表)され, その後対象四半期の各月の確報が翌々四半期の最初の月の第6営業日に公表されていた(例えば, 1月, 2月, 3月

の国際収支統計の確報は, 7月の第6営業日に公表)。国際収支統計の改訂は基本的にこの一回のみであった。特段に影響が大きい報告漏れ, 誤報告があった場合にケース・バイ・ケースで改訂を行うことはあったが, そうした改訂は稀であった⁴⁾うえ, 改訂を行うか否かの判断基準も明らかにされていない。

日本の国際収支統計では, 主に「外国為替及び外国貿易法」及び関連法令(以下では, 合わせて「外為法」とする)に基づく報告書が原データである。外為法は, ①取引量が多い業者を指定して一定期間の取引を纏めた報告を求めているほか, ②それ以外の居住者については, 原則として3千万円を超えるクロスボーダーの資金決済を全て報告対象としている(一部に免除あり)。提出すべき報告書の物量が膨大であることを踏まえれば, 一定の報告漏れ, 誤報告等の発生は不可避と思われる。後述の通り, 年次改訂導入後には, 毎年の年次改訂の際に報告漏れ等の発覚に起因すると思われるデータの改訂が数千億円を超える項目もある。2013年以前にも同等の報告漏れ等があったと考えるのが自然であるが, それらは例外的な場合を除いて国際収支統計に反映されなかった⁵⁾。

また, 再投資収益⁶⁾(及び「収益の再投資」)については, 本来は対象企業の収益稼得時期に計上すべきであるが, 基礎データが企業の決算資料であるため, 対象企業の決算期が終了して財務諸表が出揃うまで入手できない。諸外国では, 速報には推計値を計上し, 対象企業の決算データを入手後に遡及改訂することで再投資収益の計数を作成するのが一般的である。ところが, 2013年までの日本では改訂が限定されていた一方で, 確報作成時点では, まだ決算資料が入手できないため, こうしたやり方に依ることができなかった。このため, 年次の報告書で決算データを入手して統計データを作成した後, 便宜的に計上時期

を約1年半後にずらし、実際の収益稼得年度の翌会計年度の途中から計上する扱いとしてきた。したがって、2013年までの再投資収益の計数は、計上されている時期の経済実態を表していなかった⁷⁾。

この他、定期的な改訂(確報の公表)において公表されるのは原則として数値のみであり、改訂の理由等は公表されなかった。大口の報告漏れ等に伴って行われたアドホックの改訂についても、改訂の詳細な理由等⁸⁾は公表されなかった。

このように、2013年までの日本の国際収支統計では、IMFがDQAF等を通じて推奨しているレベルの改訂は行われていなかった。

3-2. 他国の国際収支統計や日本の国民経済計算の改訂状況

米国、ドイツ、フランスの3カ国を例に他の主要国の国際収支統計の改訂状況をみると、いずれも速報値を比較的早期に改訂した後、毎年1回定期的に過去数年以上にわたって公表計数を遡及改訂しており、日本と較べて改訂により統計データの正確性を確保するとい

うスタンスが明確である(表2)。

また、日本の国民経済計算については、1993 SNAに準拠していた2016年までの期間においても、一次推計の公表後、二次推計(一次推計の1ヶ月後に公表)、確報(翌年度の12月に公表)、確々報(翌々年度の12月に公表)と3回にわたって改訂を行っており、国際収支統計と較べて手厚く対応していた⁹⁾。

3-3. IMF・ROSC ミッション¹⁰⁾の評価

2005年9月、IMFは日本へROSC ミッションを派遣し、主要な6つのマクロ経済統計についてDQAFに照らした品質評価を行った。

国際収支統計については、大半の項目で及第点となった(全22項目中、18項目がObserved、3項目がLargely Observedと判定された)が、改訂の方針・実践(Revision Policy and Practice)については、原則として一度しか改訂が行われていないことを主因に、Largely Not Observedという低い評価となった¹¹⁾。

また、ミッションからの推奨(Recommendation)の一つとして、「確報(筆者注:速報値を一度改訂した値)を訂正しない現行の改訂

表2 米国、ドイツ、フランスの国際収支統計の改訂の状況

国 (公表頻度)	速報の改訂	年次改訂	その他
米国 (四半期)	T四半期の速報の改訂値は、(T+1)四半期の速報とともに公表される。	毎年6月に過去の四半期計数を必要に応じて遡及改訂する。改訂期間に制限なし。	毎年7月の刊行物(Survey of Current Business)で詳細なrevision studyを公表。
ドイツ (月次)	T月の速報の改訂値は、(T+1)月の速報とともに公表される。	T年3月に(T-1)~(T-4)年の月次計数を改訂する(改訂期間は4年間)。	この他、連邦統計局が作成する貿易統計の改訂については、その都度国際収支統計に反映する。 T月の貿易統計は、(T+2)月以降、6か月連続で改訂される。また、毎年11月に前年計数の年次改訂が行われる。
フランス (月次)	T四半期に属する各月の速報の改訂値は、(T+1)四半期の第2月の月次速報とともに公表される(T四半期終了後約85日)。	T年6月に(T-1)~(T-3)年の月次計数を改訂する(改訂期間は3年間)。	—

(資料) Bryda, Kebbeh, and Peck (2019), ECB (2016), Deutsche Bundesbank (2016), IMF (2019), IMF (2020)に基づいて筆者が作成。

方針を見直すとともに、データ改訂の分析結果を公表すべきである」と明示された (IMF (2006a), p.21)。

こうしたIMFからの推奨を踏まえ、国際収支統計の作成機関である日本銀行及び財務省は、「日本銀行は、財務省と協力し、次期国際収支マニュアルに準じた国際収支統計に移行する際に、国際収支統計の改訂方針を見直すとともに、改訂の分析結果の公表をより拡大する」旨回答した (IMF (2006b), p.11)。

4. 年次改訂制度とその評価

4-1. 年次改訂制度の概要

2009年のBPM6公表を受け、我が国の国際収支統計も2014年1月分 (2014年3月公表) からBPM6ベースに移行した。その際には、

ROSC ミッションの推奨を踏まえ、新たに年次改訂制度が導入された (表3)。

4-2. 再投資収益の計上時期の適正化

上述の通り、2013年までの日本の国際収支統計では、再投資収益の計上時期があるべき時期から約1年半後にずれていた。年次改訂の導入により、事後的にこのずれを修正してあるべき時期に計上することができるようになった。

具体的には、一次速報、二次速報 (従来の確報) 段階では、原データの制約を踏まえ、従来同様の計上方法とするが、年次改訂により計上時期を収益稼得時期に計上替えすることとした (イメージは図1の通り)。

表3 国際収支統計等の年次改訂制度の概要

対象統計	・国際収支統計 (地域別, 季節調整値を含む), 対外資産負債残高 (四半期推計を含む)
改訂対象期間	・全体は過去2年間 ((t-2)~(t-1)年)。ただし、再投資収益 (直接投資収益および直接投資) についてはそれを超える期間。
改訂頻度	・年1回
改訂時期	4月: 国際収支統計 (除く地域別) 5月: 国際収支統計 (地域別) 6月: 対外資産負債残高

(注) 国際収支統計の年次改訂値は、前年10~12月の二次速報の公表に合わせて公表される。したがって、厳密には再投資収益を除く年次改訂の対象は (t-2) 年初から (t-1) 年9月までの計数であり、(t-1) 年10~12月の計数は二次速報である。

(資料) 日本銀行国際局 (2013) および日本銀行ホームページより筆者作成。

図1 再投資収益の計上時期調整の概念図



(資料) 日本銀行国際局 (2013) の図表6をベースに筆者が作成 (文言のみ若干変更)。

4-3. 年次改訂の評価

4-3-1. 年次改訂の状況

年次改訂の導入により、二次速報計数の公表以降に発覚した過去2年間分の誤報告の訂正や報告漏れが国際収支統計に反映されるようになった。動きが目立つ項目について、改訂の状況をみると以下の通り。

A. 経常収支の改訂とその特徴(表4)

- ① 改訂の規模は年によって振れがあるが、1兆円前後に達することがあるなどかなり大きい。ただし、経常収支が大き

く縮小した2014年を除けば、経常収支全体に対する改訂の比率は数%程度。

- ② 再投資収益(とくに受取<対外投資分>)の寄与が大きい。
- ③ 再投資収益については、計上時期が大きく移動するため、年間改訂額が2兆円を超える年もあるなど、改訂幅が大きい。

なお、再投資収益の計上時期の調整は2回目(及び再投資収益のみを対象とする3回目)の年次改訂で行う。このため、表4でも大きな改訂は2回目の年次改訂で発生してい

表4 経常収支：主要項目の改訂状況

1. 経常収支

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・二次速報差(金額)	二次速報・年次改訂差	一次速報・年次改訂差	(二次速報/一次速報)比率	(年次改訂/二次速報)比率	(年次改訂/一次速報)比率
2014年	25,716	26,853	39,215	1,137	12,362	13,499	4.4	46.0	52.5
2015年	165,554	165,267	165,194	-287	-73	-360	-0.2	0.0	-0.2
2016年	206,057	204,897	213,910	-1,160	9,013	7,853	-0.6	4.4	3.8
2017年	216,197	218,790	226,067	2,593	7,277	9,870	1.2	3.3	4.6
2018年	189,543	191,751	192,222	2,208	471	2,679	1.2	0.2	1.4

2. 第一次所得・再投資収益

(1) 収支(受取-支払)

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・二次速報差(金額)	二次速報・年次改訂差	一次速報・年次改訂差	(二次速報/一次速報)比率	(年次改訂/二次速報)比率	(年次改訂/一次速報)比率
2014年	22,159	22,323	35,090	164	12,767	12,931	0.7	57.2	58.4
2015年	35,083	35,008	41,407	-75	6,399	6,324	-0.2	18.3	18.0
2016年	38,985	39,091	49,326	106	10,235	10,341	0.3	26.2	26.5
2017年	44,263	44,282	53,290	19	9,008	9,027	0.0	20.3	20.4
2018年	53,288	53,516	53,448	228	-68	160	0.4	-0.1	0.3

(2) 受取(対外直接投資分)

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・二次速報差(金額)	二次速報・年次改訂差	一次速報・年次改訂差	(二次速報/一次速報)比率	(年次改訂/二次速報)比率	(年次改訂/一次速報)比率
2014年	25,276	25,567	48,756	291	23,189	23,480	1.2	90.7	92.9
2015年	46,575	46,656	54,823	81	8,167	8,248	0.2	17.5	17.7
2016年	52,834	52,860	67,787	26	14,927	14,953	0.0	28.2	28.3
2017年	60,983	60,985	68,488	2	7,503	7,505	0.0	12.3	12.3
2018年	68,813	69,056	69,028	243	-28	215	0.4	0.0	0.3

(3) 支払(対内投資分)

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・二次速報差(金額)	二次速報・年次改訂差	一次速報・年次改訂差	(二次速報/一次速報)比率	(年次改訂/二次速報)比率	(年次改訂/一次速報)比率
2014年	3,117	3,244	13,666	127	10,422	10,549	4.1	321.3	338.4
2015年	11,492	11,648	13,416	156	1,768	1,924	1.4	15.2	16.7
2016年	13,849	13,769	18,461	-80	4,692	4,612	-0.6	34.1	33.3
2017年	16,720	16,703	15,198	-17	-1,505	-1,522	-0.1	-9.0	-9.1
2018年	15,525	15,540	15,580	15	40	55	0.1	0.3	0.4

(資料) 国際収支統計の公表計数に基づいて筆者が作成。計数は2019年4月の年次改訂を反映したベース。

る。一次速報から1回目の年次改訂までの計数の改訂は、誤報告等の訂正のみを反映しており、改訂規模が小さい(このため、1回目の年次改訂しか経ていない2018年の改訂規模は、他の年に比べてかなり小さい)。

B. 金融収支の改訂とその特徴(表5)

- ① 金融収支の改訂規模は、経常収支同様に年によってかなりの振れがあるが、1兆円を超える規模となる年が多く(例えば、2014年は約2.9兆円)、改訂幅は経常収支より大きい傾向がある。
- ② 経常収支同様に、(直接投資に第一次所得の再投資収益と同額対応計上される)「収益の再投資」の計上時期の調整により直接投資の寄与が相応に大きい。但し、それ以外の要因(誤報告の訂正等)による改訂もかなり大きい。
- ③ 資産・負債別にみると、いずれの収支項目でも資産(対外投資)サイドの改訂規模が大きい。これは、対外投資については、外貨建てのものが多いため、報告金額の円換算の際に誤りが発生し易いことが要因と思われる。

4-3-2. 年次改訂の評価・課題

年次改訂の導入をDQAF等に基づいて評価すると、①規則的かつ公表されたスケジュールに従った改訂が導入された、②一定期間の時系列の遡及データが公表されている等の観点で、有用性が向上した。また、再投資収益の計上時期が2回目の年次改訂以降では適正となった。何よりも二次速報公表後に年間数千億円を超える計数改訂がしばしば発生しており、年次改訂がなければ、これらは統計に反映されないことを考えれば、年次改訂の導入が日本の国際収支統計の正確性向上に寄与したことは間違いない。

なお、改訂期間(約2年間)は、国際収支統計を作成するシステム上のデータ保有期間の

制約(原データの保有期間は25ヶ月間)、及び誤報告の訂正や遅延報告の提出の86%がこの期間に集中しているという状況に基づいて決められた(Takeda(2013), p.10)。米独等と較べると短い、日本の実情に基づくものであり、統計の品質向上という目的に照らして特段問題はないと思われる。

一方、残された課題も多い。主要な課題は以下の通り。

A. 正確性の一層の向上

国際収支統計の改訂状況に合わせ、誤差脱漏¹²⁾の変化をみると表6の通り。

一次速報と年次改訂後の誤差脱漏を比較すると、2016年、2017年では縮小しているが、他の年では拡大している。

また、誤差脱漏の規模が大きく、2016年は経常収支の約4割(37.2%)、2015年も3割を超えている(31.8%)。さらに、2017年を除けば「黒誤」が続いており、①経常収支における受取の過少計上ないし支払の過大計上、②金融収支における資産の過大計上ないし負債の過少計上のいずれか(または双方)が傾向的に発生していることになる。

BPM6も示す通り、誤差脱漏の大小がそのまま国際収支統計の正確性を示す訳ではない(例えば、支払、受取双方で同額の報告漏れがあれば、相殺し合って誤差脱漏はゼロとなる。BPM6 paragraph 2.25を参照)。しかしながら、年次改訂の導入にも拘わらず一定の傾向(黒誤)を持った大規模な誤差脱漏が継続し、縮小する傾向も見られないという状況は、正確性向上の余地がなお大きいことを示していると考えべきである。

B. Revision Studyの公表

現在のところ、日本の国際収支統計の改訂では、どの段階でも単に改訂された計数が公表されるだけであり、改訂の要因や改訂が統

表5 金融収支：主要項目の改訂状況

金融収支

(1) 収支(資産—負債)

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・ 二次速報差 (金額)	二次速報・ 年次改訂差	一次速報・ 年次改訂差	(二次速報/ 一次速報) 比率	(年次改訂/ 二次速報) 比率	(年次改訂/ 一次速報) 比率
2014年	34,211	55,675	62,782	21,464	7,107	28,571	62.7	12.8	83.5
2015年	212,369	215,079	218,764	2,710	3,685	6,395	1.3	1.7	3.0
2016年	287,337	288,605	286,060	1,268	-2,545	-1,277	0.4	-0.9	-0.4
2017年	171,145	177,466	186,400	6,321	8,934	15,255	3.7	5.0	8.9
2018年	188,481	199,737	200,049	11,256	312	11,568	6.0	0.2	6.1

(2) 資産

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・ 二次速報差 (金額)	二次速報・ 年次改訂差	一次速報・ 年次改訂差	(二次速報/ 一次速報) 比率	(年次改訂/ 二次速報) 比率	(年次改訂/ 一次速報) 比率
2014年	-26,400	-1,449	23,931	24,951	25,380	50,331	-94.5	-1,751.6	-190.6
2015年	324,874	320,538	336,693	-4,336	16,155	11,819	-1.3	5.0	3.6
2016年	103,286	107,689	111,424	4,403	3,735	8,138	4.3	3.5	7.9
2017年	-127,117	-123,126	-107,273	3,991	15,853	19,844	-3.1	-12.9	-15.6
2018年	-21,242	-33,939	-34,702	-12,697	-763	-13,460	59.8	2.2	63.4

(3) 負債

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・ 二次速報差 (金額)	二次速報・ 年次改訂差	一次速報・ 年次改訂差	(二次速報/ 一次速報) 比率	(年次改訂/ 二次速報) 比率	(年次改訂/ 一次速報) 比率
2014年	-60,611	-57,124	-38,851	3,487	18,273	21,760	-5.8	-32.0	-35.9
2015年	112,505	105,459	117,929	-7,046	12,470	5,424	-6.3	11.8	4.8
2016年	-184,051	-180,916	-174,636	3,135	6,280	9,415	-1.7	-3.5	-5.1
2017年	-298,262	-300,592	-293,673	-2,330	6,919	4,589	0.8	-2.3	-1.5
2018年	-209,723	-233,676	-234,751	-23,953	-1,075	-25,028	11.4	0.5	11.9

2. 直接投資

(1) 資産

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・ 二次速報差 (金額)	二次速報・ 年次改訂差	一次速報・ 年次改訂差	(二次速報/ 一次速報) 比率	(年次改訂/ 二次速報) 比率	(年次改訂/ 一次速報) 比率
2014年	110,913	127,533	146,622	16,620	19,089	35,709	15.0	15.0	32.2
2015年	153,693	159,864	167,591	6,171	7,727	13,898	4.0	4.8	9.0
2016年	183,623	183,902	193,502	279	9,600	9,879	0.2	5.2	5.4
2017年	188,706	184,902	195,369	-3,804	10,467	6,663	-2.0	5.7	3.5
2018年	177,130	177,607	175,788	477	-1,819	-1,342	0.3	-1.0	-0.8

(2) 負債

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・ 二次速報差 (金額)	二次速報・ 年次改訂差	一次速報・ 年次改訂差	(二次速報/ 一次速報) 比率	(年次改訂/ 二次速報) 比率	(年次改訂/ 一次速報) 比率
2014年	9,888	9,529	20,745	-359	11,216	10,857	-3.6	117.7	109.8
2015年	6,500	-414	6,271	-6,914	6,685	-229	-106.4	-1,614.7	-3.5
2016年	35,006	38,219	44,914	3,213	6,695	9,908	9.2	17.5	28.3
2017年	20,269	20,541	22,963	272	2,422	2,694	1.3	11.8	13.3
2018年	27,822	28,707	28,591	885	-116	769	3.2	-0.4	2.8

3. 証券投資

(1) 資産

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・ 二次速報差 (金額)	二次速報・ 年次改訂差	一次速報・ 年次改訂差	(二次速報/ 一次速報) 比率	(年次改訂/ 二次速報) 比率	(年次改訂/ 一次速報) 比率
2014年	113,569	121,117	122,486	7,548	1,369	8,917	6.6	1.1	7.9
2015年	368,653	369,493	369,829	840	336	1,176	0.2	0.1	0.3
2016年	332,201	333,800	327,071	1,599	-6,729	-5,130	0.5	-2.0	-1.5
2017年	111,790	111,394	114,597	-396	3,203	2,807	-0.4	2.9	2.5
2018年	204,401	204,163	207,023	-238	2,860	2,622	-0.1	1.4	1.3

(2) 負債

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・ 二次速報差 (金額)	二次速報・ 年次改訂差	一次速報・ 年次改訂差	(二次速報/ 一次速報) 比率	(年次改訂/ 二次速報) 比率	(年次改訂/ 一次速報) 比率
2014年	168,987	170,721	170,816	1,734	95	1,829	1.0	0.1	1.1
2015年	210,394	208,867	209,535	-1,527	668	-859	-0.7	0.3	-0.4
2016年	28,874	29,297	30,576	423	1,279	1,702	1.5	4.4	5.9
2017年	170,316	171,408	171,110	1,092	-298	794	0.6	-0.2	0.5
2018年	108,374	107,819	107,258	-555	-561	-1,116	-0.5	-0.5	-1.0

(資料) 国際収支統計の公表数に基づいて筆者が作成。計数は2019年4月の年次改訂を反映したベース。

表6 改訂に伴う誤差脱漏の変化

1. 経常収支

(単位：億円，%)

年	一次速報	二次速報	年次改訂値	一次速報・ 二次速報差 (金額)	二次速報・ 年次改訂差	一次速報・ 年次改訂差	(二次速報/ 一次速報) 比率	(年次改訂/ 二次速報) 比率	(年次改訂/ 一次速報) 比率
2014年	10,539	30,765	25,656	20,226	-5,109	15,117	191.9	-16.6	143.4
2015年	47,519	52,524	56,283	5,005	3,759	8,764	10.5	7.2	18.4
2016年	88,713	91,441	79,583	2,728	-11,858	-9,130	3.1	-13.0	-10.3
2017年	-42,181	-38,453	-36,866	3,728	1,587	5,315	-8.8	-4.1	-12.6
2018年	858	10,011	9,953	9,153	-58	9,095	1,066.8	-0.6	1,060.0

(資料) 国際収支統計の公表数に基づいて筆者が作成。計数は2019年4月の年次改訂を反映したベース。

計全体に及ぼす影響等は公表されていない。したがって、統計ユーザーは、計数がなぜ改訂されたのか、その結果をどう解釈すべきなのか分からない。

上述の通り、2005年のIMF ROSC ミッションでは、国際収支統計の改訂頻度を引き上げるとともに、「データ改訂の分析結果を公表する (publish revision studies)」ことが推奨された。既に見たように、当該推奨に対し、日本の関係当局は「改訂研究の公表を一層拡大する」と回答したが、このコミットメントはまだ果たされていない。関係当局は、国際的なコミットメントを果たすとともに、ユーザーへのサービス向上の観点からも早期に対応すべきである¹³⁾。

誤報告の訂正や報告漏れについては、規模や発生タイミングが事前には分からないため、ケース・バイ・ケースで対応せざるを得ない。一方、再投資収益の計上時期の調整については、改訂のタイミング、要因等は予め分かっており、改訂の際に事由を公表する¹⁴⁾のは勿論、速報段階で将来の改訂を明示すべきである。

C. ヴィンテージ・データへの配慮

国際収支統計の時系列データは、日本銀行の時系列検索サイト及び財務省HP (エクセルベース) で提供されている。ただ、統計の改訂のたびに新しいデータが古いデータを上書きするため過去データが残らない。このため、改訂規模や方向性の事後的な把握・検証が困難となっている。

また、時系列データについては一次速報値にはpが付されているが、二次速報以降の計数には特段のフラグが立てられておらず、データを見るだけではどこまでが二次速報値で、どこからが1回目(または2回目)の年次改訂値なのか分からない。DQAFは、前掲の表1にある通り、有用性の小項目として、「4.3.2 速報値及び(または)改訂値は、明確

に特定されている」ことを品質要件としており、現行の日本の状況はこの要件を満たしていない。

さらに、過去の一次速報、二次速報のデータについては、財務省HPに掲載されている過去の報道発表資料 (PDF版のみ) に掲載されているが、加工が難しいほか、掲載されている計数も当月または当期分及び前月、前年同月分のみであり、利便性が低い。

こうした状況は、revision study が公表されていないことと合わせ、改訂要因の分析や先行きの改訂の方向等の予測を困難にしている。また、政策判断の多くは速報段階のデータに基づいてなされていると思われるため、ヴィンテージ・データは「証拠に基づく政策立案」(evidence-based policy making) の観点からも必要性が高い。統計作成機関としては、将来の検証に資する観点から、時系列のヴィンテージ・データを整備し、利用しやすい形で公表すべきである。

D. 再投資収益の速報段階のデータの適正化

既述の通り、年次改訂の導入により、再投資収益が最終的にはあるべき計上時期 (収益の稼得期間) に計上されることになった。

しかしながら、再投資収益に関する計上時期の調整が行われるのは対象年計数の2回目の年次改訂時であり、それまでの間、公表されている再投資収益の計数は対応する時期の経済活動の実態を反映していない。例えば、前掲の図1に即して考えると、本来Y年1月に計上すべき再投資収益の計数Aは、2回目の年次改訂までは(Y+1)年6月に計上されている。Aは(Y+1)年6月の真の再投資収益の値とは明らかに無関係である。

現在の計上方法は、毎年の再投資収益の計数の変化が小さければ、改訂が完了するまでの簡便かつ近似的な計上方法として正当化の余地があるが、実際の計数は表7の通り受取・支払ともに振れが大きい。従って、現在

の計上方法の正当化は難しい。

一次速報から1回目の年次改訂までの時期に再投資収益の原データが完全な形で入手できないことはやむを得ない。また、年次改訂の導入に当たり、まずは導入を優先して現在のような簡便な計上方法を採用したことも理解できる。しかしながら、導入から6年を経た現在でも2回目の年次改訂までの間、再投資収益（及び収益の再投資）に計上時期の経済実態を反映しない計数を計上し続けているのは不適切である。年次改訂が完了するまでは、一定の前提を置いて推計を行って推計値を計上する扱いとすべきである。

年次改訂が完了するまでの統計データの推計方法としては、①過去数年間の関連企業の収益等の平均値から直近の配当の支払い等を控除する（例：スロベニア）、②過去の収益に占める内部留保の比率を当該年の収益見込みに乗じる（例：イタリア）、③対象企業の収益や配当の見通し等を用いて推計する（例：フランス）、④主要先の報告頻度を高くする（例えば、一般企業が年ベースのところを四半期ベースとする）ことで、直接投資収益や配当等の大口データを入手し、それを基に推計を行う（例：米国）等が考えられる¹⁵⁾。どの推計方法が適切かは、経済構造の違い、直接投資先の分布のほか、元データの入手可能性等によって国毎に異なりうる。

日本については、再投資収益の年毎の振れがかなり大きいこと、直接投資先の収益等を早期に高精度で見通すことが難しいことを踏まえると、過去の実績値や収益見通しに依存

する上記①～③の方法の妥当性は低いと思われる。したがって、④の方法に依ることとし、報告負担に配慮しつつ、主要先に絞った四半期ベースのサーベイを導入することで配当見通しや四半期ごとの収益に関するデータを入力し、年次改訂が完了するまでの再投資収益の暫定値を推計することが望ましい。そのうえで、確定値とのギャップについて綿密な revision study を行って原因を究明し、サーベイの内容や推計方法を改善していくことが適切なアプローチである¹⁶⁾。

5. おわりに

年次改訂の導入により我が国の国際収支統計の品質は大幅に向上した。一方で、本稿で指摘したように更なる改善の余地も大きい。データ・ユーザーの視点に立てば、①改訂の規模が大きい、②改訂頻度を増やしたにも拘らず誤差脱漏の規模が大きく、しかもバイアスがある、③改訂の背景等に関する分析が開示されない、④改訂前のデータも不便な形でしか提供されない、という状況では、統計の品質・信頼性に疑義が生じる恐れがある。この点、③の revision study の公表や④のヴィンテージ・データの時系列形式での提供は容易な筈であり、早急に対応すべきである。一方、①の改訂規模の縮小のためには、速報時点のデータの正確性の向上が必要であり、より難度が高い。報告漏れや誤報告等を削減するためには、報告義務の情宣や報告書の手引き等の充実といった地道な努力を重ねるほかないが、再投資収益の計上時期の調整に起因する

表7 再投資収益の暦年変化（前年比）

（単位：％）

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
受取	202.7	171.2	0.9	-13.2	120.9	31.5	12.4	23.7	1.0	0.8
支払	95.2	-256.8	-71.6	-83.3	4,961.7	87.8	-1.8	37.6	-17.7	2.5

（注）2013年以前はBPM6ベースへの組替計数を使用。

（資料）国際収支統計の公表計数に基づいて筆者が作成。計数は2019年4月の年次改訂を反映したベース。

改訂については、4. Dで述べた方向で計上方法を見直したうえで、推計方法を改善するという対応が早期に取られることを期待したい。また、②の誤差脱漏の改善は国際収支統計の作成機関にとって永遠の課題である。まずは、黒字方向のバイアスの原因を究明することで改善の方向性を探ることが適当である。

金融・経済のグローバル化が一段と進む中、経済実態を適切に把握し、効果的な政策対応・経営判断を行う上で国際収支統計の重要性は一段と高まっている。年次改訂の導入により、我が国の国際収支統計の品質は大きく向上したが、残された課題に積極的に対応することで、より一層の品質向上を期待したい。

注

- 1) Carson, Khawaja, and Morrison (2004) は、統計の改訂を事由に応じて以下の4カテゴリーに整理している。
 - A. より精度の高い、またはより概念に適合する原データに基づく計数への置き換え
 - B. 季節要素、指数の基準年の見直しに伴う定期的な時系列データの改訂
 - C. 統計作成方法の見直し、概念、定義、分類等の見直しに伴う改訂
 - D. 誤り (error) の訂正
- 2) 統計作成機関はデータを再作成するコストを負う。また、改訂の規模・内容によっては、統計ユーザーも分析結果を見直すコストを負う可能性がある。
- 3) 経常勘定の計数については、従来から原計数の他に季節調整値が公表されている。季節調整値については、年間計数が揃ったところで季節調整替えを行い、連続性のある時系列データの始期である1996年1月以降の月次データが遡及改訂される。具体的な季節調整替えの手法等については、日本銀行のwebsite (http://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2019/not190514a.htm/) を参照。
- 4) 財務省HPに掲載されている2005年9月～2013年12月の国際収支統計の「訂正」は報告者の大口の報告漏れ等に伴う6回に限られる。
- 5) 2003年のIMF国際収支委員会では、日本銀行(財務省からの委任に基づいて国際収支統計を作成)が、「実際に国際収支統計の確報公表後に大口の報告漏れが発覚した事例があるが、確報値は訂正しないという原則に従って改訂を行わなかった」と報告している(Bank of Japan (2003))。
- 6) 再投資収益とは、直接投資先企業の収益のうち、投資家に配分されずに内部留保として積立てられたものを投資家に帰属する持分とみなして計上するもの。国際収支統計では、内部留保の増分を一旦直接投資家に配当されたものとみなして第一次所得に計上する一方、配当後直ちに直接投資先に再投資されたものとして同額を「収益の再投資」として直接投資に計上する扱いとしている(詳しくは、IMF (2009) (BPM6) paragraphs 8.15-8.16, 11.33-11.36を参照)。
- 7) 後述のROSC報告書でも、国際収支統計に関する詳細評価に「再投資収益を適切に作成するために、データソースや推計手法を改善すべき」との指摘がある(IMF (2006c), p.178)。
- 8) 公表された事由は、「報告漏れ」、「報告誤り等」等に限られる。
- 9) 詳細は以下の内閣府のwebsiteを参照：https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/about_old_kaku/about_old_kaku.html。
- 10) IMF統計局が主要マクロ経済統計に関する国際基準の遵守状況を確認するために行うミッション(the data module of the Reports on the Observance of Standards and Codes: ROSC)。IMF統計局のチームが対象国を訪問し、統計作成当局や原データの提供者、主要統計ユーザー等との協議を踏まえ、DQAFに基づいて対象統計の品質を評価する。具体的には、DQAFの中項目毎に、4段階(Observed: 品質基準に適っている, Largely observed: 品質基準に概ね適っている, Largely Not Observed: 品質基準にあまり適っていない, Not Observed: 品質基準に適っていない)で評価する。評価の対象となる統計は、国民経済計算、金融統計、政府財政統計、消費者物価、生産者物価、国際収支統計、対外債務統計の7統計(日本へのミッションの時点では対外債務統計は対象外)。日本に関する全219ページのROSCミッションの報告書は2006年3月9日にIMF websiteで公表された(IMF (2006a), IMF (2006b), IMF (2006c)の3部構成)。

- 11) 具体的な評価については、IMF (2006c), p.177の評価一覧を参照。
- 12) 国際収支統計は二重計上方式 (double entry system) を採用しており、一つの取引を二重に計上することで全体をバランスさせている。例えば、財貨100を輸出して輸出代金100を受け取る場合、経常勘定・財貨・受取に+100、金融勘定・その他投資・現預金に+100(資産の増加)を計上する(経常収支=金融収支となる)。もっとも、実務上はそれぞれの取引の計上時期のずれ、価格・為替等の評価や元データのカバレッジの違い、誤報告等の存在といった様々な理由で同額計上すべき取引の計上額に差異が発生する。このため、国際収支マニュアルは、こうしたずれを調整するためのバランス項目として「誤差脱漏 (errors and omissions)」を用意している。詳しくは、IMF (2009), paragraph 2.24-2.26を参照。
- 13) 表2に示した通り、米国の国際収支統計作成機関である商務省経済分析局は、毎年6月に年次改訂を行い、その翌月(7月)に詳細なrevision studyを公表しており、今後日本が対応を考えるに当たって参考にすべきと思われる。例えば、2019年に行った年次改訂のrevision studyについては、Bryda, Kebbeh, and Peck (2019)を参照。
- 14) 再投資収益の計上時期の調整については、日本銀行国際局(2013)に説明があるが、ユーザーの多くは、何年も前に公表された同論文を改訂の際に参照することはないと思われるため、年次改訂の都度、revision studyの一環として再投資収益の改訂事由を示すことが適当である。
- 15) 欧州各国が採用している再投資収益の推計方法については、ECB (2016)を参照。フランスの再投資収益の推計方法の詳細については、Banque de France (1998), 同(2002)を参照。米国の推計方法については、米国商務省経済分析局の担当部署から直接聴取した。
- 16) 具体的な推計方法としては、例えば、直接投資に積極的な上場企業等の主要先から、直接投資先の収益、配当、直接投資家の出資比率に関するデータを四半期ベースで入手したうえで、直近の「全先の報告額」と「主要先の報告額」の比率を乗じることにより全先ベースの計数を算出するというやり方が考えられる。比率は過去の実績を利用するが、それ以外のデータは足もとの実績または実績見込みであるため、本文中の①～③より優れていると思われる。もっとも、直接投資先が多数の場合、報告者がそれぞれについて収益(予想)、配当等の情報を四半期ベースで把握するのはかなり難しい。このため、推計結果と確定値の乖離を踏まえ、四半期サーベイにおける海外子会社のカバレッジや調査項目等について報告者と綿密に調整し、それに合わせて推計方法の詳細を見直していくことが適切である。

参考文献

- 伊藤陽一(2005)、「国際統計(機関)における統計の品質論について—Q2004サテライト会議を中心に—」、『統計研究参考資料』No. 89, 法政大学日本統計研究所
- 財務省・日本銀行(2015)、「国際収支関連統計における年次改訂の実施等について」
- 日本銀行国際局(2013)「国際収支関連統計の見直しについて」
- Banque de France (1998), “Reinvested Earnings—The French Experience”, BOPCOM98/1/17
- (2002), “The Estimate of Reinvested Earnings”, BOPCOM 02/31
- Bank of Japan (2003), “Direction of Review for Revision of Policy on BOP, IIP, and EDS in Japan”, BOPCOM-03/7
- Bryda, Eric, Kebbeh, C. Omar, and Peck, Ted (2019), “Annual Update of the U.S. International Transactions Accounts”, *Survey of Current Business*, U.S. Bureau of Economic Analysis
- Carson, Carol S, Khawaja, Sarmad, and Morrison, Thomas K (2004), “Revisions Policy for Official Statistics: A Matter of Governance”, IMF Working Paper WP/04/87
- Carson, Carol S, and Laliberte, Lucie (2002), “Assessing Accuracy and Reliability: A Note Based on Approaches Used in National Accounts and Balance of Payments Statistics”, IMF Working Paper WP/02/24
- Deutsche Bundesbank (2016), “Revision policy for the balance of payments and the international investment position: Extract from the Statistical Supplement 3, balance of payments statistics”

European Central Bank (ECB) (2016), *European Union : Balance of Payments and International Investment Position statistical sources and methods*

International Monetary Fund (IMF) (2003), *Data Quality Assessment Framework and Data Quality Program*, Fifth Review of the Fund's Data Standards Initiatives

———— (2006a), *Japan : Report on the Observance of Standards and Codes (ROSC) — Data Module*

———— (2006b), *Japan : Report on the Observance of Standards and Codes (ROSC) — Data Module : Response by the Authorities*

———— (2006c), *Japan : Report on the Observance of Standards and Codes (ROSC) — Data Module : Detailed Assessments Using the Data Quality Assessment Framework (DQAF)*

———— (2009), *Balance of Payments and International Investment Position Manual 6th edition (BPM6)*

———— (2012), *Data Quality Assessment Framework - Generic Framework*

———— (2019), *United States : Balance of Payments*, Special Data Dissemination Standard Plus, Dissemination Standard Bulletin Board

———— (2020), *France : Balance of Payments*, Special Data Dissemination Standard Plus, Dissemination Standard Bulletin Board

Takeda, Hidetoshi (2013), “Progress in Implementing BPM6 in Japan”, BOPCOM-13/11

Assessment on the Quality of Japan's Balance of Payments Statistics after Introducing the Annual Revision System

Hidetoshi TAKEDA*

Abstract

In order to ensure the quality of statistics, it is necessary to revise the data regularly to reflect improvements in source data, corrections of errors, and so on. This is clearly stated in the data quality assessment framework prepared by the IMF. From this viewpoint, Japan's balance of payments statistics (BOP) up to 2013 had problems in its quality because it had been revised only once in principle except for the incorporation of updated seasonal factors. Then, based on the recommendations from the IMF mission team in 2005-2006, Japan's authorities introduced the annual revision system in Japan's BOP in 2014, and the released data for the past two years decided to be revised once a year. This has greatly improved the quality of Japan's BOP. On the other hand, there remains issues to be addressed, including continuing large errors and omissions, the recording timing of reinvestment earnings before the second annual revision, and the lack of releasing revision studies. Under the progress of globalization in economies, the high-quality BOP data are necessary for proper understandings of economic conditions, effective policy makings, and appropriate business decisions. Therefore, the authorities are required to address quickly to the remaining issues.

Key Words

revision of statistical data, revision study, annual revision, Data Quality Assessment Framework (DQAF), reinvested earnings

* Graduate School of Advanced Integrated Studies in Human Survivability, Kyoto University

【書評】

木村和範 著
『所得分布の要因分解法』

(共同文化社, 札幌, 2019年)

芳賀 寛*

2019年に上梓された木村和範会員(以下、著者)の著書(以下、本書)は、統計学における通常の散布度と人間社会における所得分配の不平等度、さらに現代日本社会の格差分析にも係る貴重な研究成果である。著者は本書に先行する業績(単著)として、『ジニ係数の形成』¹⁾、『ジニの統計理論』²⁾、『格差は「見かけ上」か：所得分布の統計解析』(以下、木村(2013))³⁾を2000年代後半から順に発表している。これら単著のうち本書の刊行に直接関連すると考えられるのは、木村(2013)である。

著者は木村(2013)の主なねらいについて、「人口構成の変化が格差の変動に与える影響(人口動態効果)を検出するために果たすと期待される平均対数偏差の有効性を検討し、併せてその代替指標としての標準偏差分解式の応用可能性を方法論的に考察すること」⁴⁾としている。公的統計(全国消費実態調査〔マイクロデータ〕)から得られる年齢階級別所得分布統計と、平均対数偏差(*mean logarithmic deviation*: 以下、*MLD*)に代わる標準偏差等の要因分解方式に基づいて、人口動態効果——人口構成の変化(特に高齢者層の増加)が統計的測度の変動に与える影響——にも係る数理的検討が、木村(2013)で詳細に行われた。

ここで人口動態効果に著者が特に着目した事情として重要なのは、閣議決定を経た政府

の公式見解でもある『経済財政白書』2006年版⁵⁾(以下、『2006白書』)の叙述内容であろう。すなわち『2006白書』は、当時の日本における所得格差の実情について統計を使って示す一方で、「ジニ係数で表される所得格差の長期的な上昇傾向については、人口構造の高齢化の進展により見かけ上所得格差が拡大している可能性もある」⁶⁾と述べた。そして、この「見かけ上」の所得格差の拡大に係って『2006白書』は、所得格差拡大傾向の要因を*MLD*およびムッカジーとショロックス⁷⁾の方式に類似した要因分解式に基づいて計測し、*MLD*の2時点間変化(以下、 ΔMLD)を押し上げた主因が人口動態効果(人口構成の高齢化による寄与)であり、年齢階級内所得格差と年齢階級間所得格差はむしろ ΔMLD を押し下げているとした⁸⁾。

*MLD*および ΔMLD の要因分解によって、特定の年齢階級(例えば高齢者層)が所得格差の拡大に果たすとされる寄与を計測し得るのか、「見かけ上」の寄与とそうではない実質的寄与に分けて格差拡大の寄与分が検出できるのか。これら方法論的検討に基づいて、所得格差の拡大は、所得格差が大きいとされる高齢者層の増加に由来する「見かけ上」の現象に過ぎず、実際の格差は数値で示されるほどには大きくないといえるのか。『2006白書』の叙述も契機としつつ、*MLD*および ΔMLD とその要因分解に係る課題が、このようにして

* 正会員, 東北・関東支部, 中央大学経済学部

木村(2013)で一先ず指定されたといえよう。そしてこのことにも関連して、木村(2013)第1章⁹⁾で著者は、ムッカジーとショロックスが MLD に着目するに至った理論的経緯を説明し、更に ΔMLD の要因分解式にかんして、 ΔMLD を規定する3要因(級内変動、級間変動、人口動態効果)は全て客観的実在性を欠いた仮象(見かけ)ではないこと、3要因の各々が ΔMLD に対して加法的に固有の寄与を成すこと、を論じている¹⁰⁾。

他方で木村(2013)について著者は、「原系列を対数変換することに起因する困難を回避する目的から、対数変換を不要とする統計量(とくに標準偏差)を計測指標として所得分布(マイクロデータ)の統計解析を試みた。しかし、そこでは、2つの時点にかんする統計量の差の要因分解が途中で終わり、厳密な意味での人口動態効果の計測までには至っていない。このことは、悩ましい思いとして引きずってきた¹¹⁾と述べる。本書は、この「悩ましい思い」への著者自身による「解法の書」でもあるといえよう。

本書(viii+180ページ)の目次は、次のとおりである。

はしがき

第1章 平均対数偏差

第2章 平均対数偏差の要因分解

第3章 平均対数偏差にかんする要因別計算式の比較

第4章 平均対数偏差にかんする要因分解式の比較

補論 相関係数の誘導と数学的性質

第5章 要因分解の一般式

例解1 平均対数偏差(仮説的数値例)

例解2 平均対数偏差の要因分解(仮説的数値例)

例解3 ムッカジーとショロックスの方式による年齢階級別人口動態効果(平均対数偏差)

例解4 様々な統計量の要因分解

(その1: 仮説的数値例)

例解5 様々な統計量の要因分解

(その2: 全国消費実態調査)

あとがき

初出一覧

事項索引

本書は、初出一覧(p.177)によれば、北海学園大学経済学部の紀要『経済論集』および同大学教務センターの紀要『学園論集』へ2017年9月～2019年7月に掲載された、著者による9編の論考に基づく。それらにおける研究の焦点は、所得分布に関連する各種統計量の要因分解式の誘導、人口動態効果——人口構成の変化(特に高齢者層の増加)が統計的測度の変動に与える影響——の実体的基礎にかんする数理統計的検討にある。この意味で、旧稿(9編の論考)を整理、編集するとともに更に考察を加えられた本書は、所得分布にかんする統計解析方法論に属する研究書としても位置づけ得るだろう。

詳細を極める本書の全内容、殊に緻密な数理に係る著者の深意を的確に紹介するのは評者の能力および紙幅に照らして相当難しい。以下では、著者の考察内容が分かりやすく説明される本書のあとがきを参照しつつ第1～5章について順に要約し、最後に若干の私見を加えることにしたい。

第1章では、 MLD について新たに誘導される定義と、その数学的性質にかんする説明が行われる。

周知のとおり、分散および標準偏差は、統計学(数理統計学)における散布度として常識化されているが、これら散布度は、相加平均からの個別値の隔たり、偏差(=個別値-相加平均)に依拠する統計的測度である(本書では平均偏差(=個別値-相加平均)と記述されているが、この書評では偏差(=個別値-相加平均)とする)。

$$MLD = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\log \bar{x} - \log x_i) \quad (1)$$

として定義づけられる MLD も、個別値と相加平均との隔たり（対数変換値）に依拠する。ただし定義式(1)では、相加平均（対数変換値）が被減数であり、上記の偏差（＝個別値－相加平均）とは被減数と減数が逆になる。これは、 MLD の非負性を担保するためである。著者は、(1)式から誘導した新たな定義式

$$MLD = \log m_A - \log m_G \quad (2)$$

（ただし m_A は所得分布の相加平均、 m_G は所得分布の相乗平均）

を使って、マクローリン型不等式の援用により、（相加平均） \geq （相乗平均）を証明した後、 MLD の非負性の証明を行った¹²⁾。(2)式は、後の第3章、第4章で、 MLD および ΔMLD の要因分解式にかんする数学的性質、特に人口動態効果の数学的性質の検討に係って威力を発揮することになる。

第2章では、原系列（世帯所得）が世帯主の年齢によって m 個のグループに分割される前提で、 MLD および ΔMLD にかんする要因分解式が誘導される。著者は、 MLD および ΔMLD にかんする2種類の要因分解、すなわち、(A)ムッカジーとシヨロックスの仕方で誘導される要因分解（以下、MS方式）、(B)MS方式とは異なる独自の仕方で著者が誘導する要因分解（以下、別解）、を丁寧に説明される。この別解こそが、著者自身による「悩ましい思いへの解法」となる。

さて、著者によれば、MS方式による要因分解式の誘導については、《不平等、格差の分析手法 対数標準偏差 シュロックス分解》によって理解の途が開かれ¹³⁾、 MLD の要因分解方法ならびに恒等式

$$\begin{aligned} a_1 b_1 - a_2 b_2 &\equiv \frac{1}{2} (a_1 - a_2) (b_1 + b_2) \\ &+ \frac{1}{2} (a_1 + a_2) (b_1 - b_2) \end{aligned} \quad (3)$$

による ΔMLD の要因分解方法を学んだ、ということである。

ここで著者は、恒等式

$$MLD \equiv MLD \times \frac{1}{N} \times N$$

からスタートし、単一時点にかんする MLD の要因分解式を誘導した後に、 ΔMLD の年齢階級別寄与分に恒等式(3)を応用して別解を誘導する。それらは、次のようになる。

【以下の数式における文字・記号にかんする注記】

j : 年齢階級の番号、 p : 世帯シェア〔構成比〕、 x : 所得、 $\bar{\quad}$: 2時点の相加平均、 Δ : 2時点間の差

① 単一時点〔級内変動、級間変動への分解〕

〈MS方式：全年齢階級〉

$$MLD = \sum_{j=1}^m p_j \cdot MLD_j + \sum_{j=1}^m p_j (\log \bar{x} - \log \bar{x}_j)$$

〈MS方式：年齢階級寄与分〉

$${}^{MLD}C_j = p_j \cdot MLD_j + p_j (\log \bar{x} - \log \bar{x}_j)$$

〈別解：全年齢階級〉

$$MLD = \sum_{j=1}^m p_j \cdot MLD_j + \sum_{j=1}^m p_j (MLD - MLD_j)$$

〈別解：年齢階級寄与分〉

$${}^{MLD}C_j = p_j \cdot MLD_j + p_j (MLD - MLD_j)$$

② 2時点間〔級内変動、級間変動、人口動態効果への分解〕

〈MS方式：全年齢階級〉

$$\begin{aligned} \Delta MLD &= \sum_{j=1}^m \bar{p}_j \cdot \Delta MLD_j \\ &+ \sum_{j=1}^m \bar{p}_j (\Delta \log \bar{x} - \Delta \log \bar{x}_j) \\ &+ \sum_{j=1}^m \{ \overline{MLD}_j + (\log \bar{x} - \log \bar{x}_j) \} \Delta p_j \end{aligned}$$

〈MS方式：年齢階級寄与分〉

$$\Delta MLD C_j = \bar{p}_j \cdot \Delta MLD_j + \bar{p}_j (\Delta \log \bar{x} - \Delta \log \bar{x}_j) \\ + \{ \overline{MLD}_j + (\log \bar{x} - \log \bar{x}_j) \} \Delta p_j$$

〈別解：全年齢階級〉

$$\Delta MLD = \sum_{j=1}^m \bar{p}_j \cdot \Delta MLD_j \\ + \sum_{j=1}^m \bar{p}_j (\Delta MLD - \Delta MLD_j) \\ + \sum_{j=1}^m \overline{MLD} \cdot \Delta p_j$$

〈別解：年齢階級寄与分〉

$$\Delta MLD C_j = \bar{p}_j \cdot \Delta MLD_j + \bar{p}_j (\Delta MLD - \Delta MLD_j) \\ + \overline{MLD} \cdot \Delta p_j$$

上記のとおり、単一時点および2時点間における MLD および ΔMLD の要因分解が、全年齢階級および年齢階級別寄与分について第2章で定式化された後、第3章では、MS方式および別解に基づく要因別計算式が異なる場合、それが同一の数値を与えるか否か、与えたとすれば如何なる場合かが考察される。第1の要点は、 MLD および ΔMLD にかんする2種類の要因分解式が与える様々な変動(単一時点では級内変動と級間変動、2時点間変化については級内変動、級間変動、人口動態効果)には、無条件で同じ値を与えるものもあるが、所定の数学的条件を満たさなければ同一の値を与えないものもあることである。第2の要点としては、数式の形式性および実質性から判断すると、 MLD および ΔMLD の要因分解式はMS方式よりも別解が望ましいが、それでもなお原系列の対数変換に伴う困難を回避できないこと、が指摘される。

第4章で著者は、 MLD および ΔMLD の大きさを規定する第3の変動要因(人口動態効果)に着目して、MS方式と別解を比較検討する。MS方式および別解による人口動態効果は、各々の要因分解式の誘導過程が示すとおり、2時点間における級内変動の差の一部と

級間変動の差の一部の2つを源泉とする。ゆえに、2種類の何れの人口動態効果にも実体的基礎があり、「見かけ上」とはいいい難い。

その上で、MS方式による人口動態効果には、少なくとも2つの問題(全年齢階級の人口動態効果および年齢階級別人口動態効果に係る問題)がある。第1の全年齢階級の人口動態効果に係る問題とは、年齢階級別世帯シェアの総和である全年齢階級の世帯シェアは、基準時点と比較時点の何れにおいても等しく1であるために、世帯シェア(全年齢階級)の2時点間変化はゼロであるが、MS方式による人口動態効果(全年齢階級)の値がゼロになるとは限らないという問題である。第2の年齢階級別人口動態効果に係る問題とは、MS方式の要因分解式において、2つの実体的源泉をもつ年齢階級別人口動態効果($\Delta MLD C_j$)と年齢階級別の世帯シェア変化(Δp_j)との関係が、 $\Delta p_j \leq 0 \Leftrightarrow \Delta MLD C_j \leq 0$ (復号同順)になるとは限らないことにかんする問題である。ここで著者は、年齢階級別の世帯シェア変化と人口動態効果との間の符号の不突合(*discrepancy*)を考察するために、MS方式による年齢階級人口動態効果について新たに誘導した

$$\Delta MLD C_j = \left(\log \sqrt{\frac{{}^t m_A \cdot {}^o m_A}{{}^t m_{Gj} \cdot {}^o m_{Gj}}} \right) \Delta p_j$$

を用いた(ただし、 ${}^t m_A$ ：比較時点における全年齢階級の所得分布の相加平均、 ${}^o m_A$ ：基準時点における全年齢階級の所得分布の相加平均、 ${}^t m_{Gj}$ ：比較時点における第 j 年齢階級の所得分布の相乗平均、 ${}^o m_{Gj}$ ：基準時点における第 j 年齢階級の所得分布の相乗平均)。 $\Delta p_h = \Delta p_j$ のときに年齢階級別人口動態効果が同じ大きさとなるには、所定の条件が満たされなければならない、2つの年齢階級別人口動態効果が同値になるとは限らない(このことに関連して著者は、全世帯のグループ分けにおいて階級の編成基準を異にする場合については未検討であるとして、本書のあとがき p.167 以降

で考察を加えている)。これに対して、別解による年齢階級別人口動態効果は、

$$\overset{AMLD}{Classis} C_j = \overline{MLD} \cdot \Delta p_j$$

であり、MS方式にみられる上のような問題が生じない(このことに係って第4章の補論で著者は、コーシー=シュワルツの不等式により相関係数を考察している)。別解では全年齢階級にかんする人口動態効果は常にゼロであり、MS方式の場合とは対照的であることが明示される。

続く第5章では、前章までで著者が精緻に展開された別解の誘導様式に基づき、9種類の統計量 *Stat* (相加平均, 分散, 標準偏差, 対数分散, *MLD*, 平方変動係数, 変動係数, ジニ係数, 平均差) を系とする要因分解の一般式が、次のように誘導されている。

- ① 単一時点 [級内変動, 級間変動への分解]
 <全年齢階級>

$$Stat = \sum_{j=1}^m p_j \cdot Stat_j + \sum_{j=1}^m \bar{p}_j (Stat - Stat_j)$$

<年齢階級別寄与分>¹⁴⁾

$$Stat C_j = p_j \cdot Stat_j + \bar{p}_j (Stat - Stat_j)$$

- ② 2時点間 [級内変動, 級間変動, 人口動態効果への分解]
 <全年齢階級>

$$\begin{aligned} \Delta Stat &= \sum_{j=1}^m \bar{p}_j \cdot \Delta Stat_j + \sum_{j=1}^m \bar{p}_j (\Delta Stat - \Delta Stat_j) \\ &\quad + \sum_{j=1}^m \overline{Stat} \cdot \Delta p_j \\ &= \sum_{j=1}^m \bar{p}_j \cdot \Delta Stat_j + \sum_{j=1}^m \bar{p}_j (\Delta Stat - \Delta Stat_j) \\ &\quad \therefore \sum_{j=1}^m \overline{Stat} \cdot \Delta p_j = 0 \end{aligned}$$

<年齢階級別寄与分>

$$\begin{aligned} \Delta Stat C_j &= \bar{p}_j \cdot \Delta Stat_j + \bar{p}_j (\Delta Stat - \Delta Stat_j) \\ &\quad + \overline{Stat} \cdot \Delta p_j \end{aligned}$$

最後に要因分解の一般式に基づく応用例が、

5つの例解¹⁵⁾で示される。

以上のとおり著者は、本書の第1章で *MLD* の定義式から誘導される再定義式を提起し、第2~4章で *MLD* および ΔMLD にかんする2種類の要因分解方式についてそれらと比較検討し、第5章で別解の誘導方法に基づいて9種類の統計量を系とする要因分解の一般形式を示すとともに、各章における考察を補強するために詳細な例解を付している。著者による別解の誘導方法は、既に紹介したように、この分野では先駆的な試みであるムッカジーとシヨロックスの研究を参照、検討しつつ創造されたともいえよう (MS方式による要因分解について人口動態効果に焦点をあてて行われた著者の考察は、人口動態効果を検出するための「最初の要因分解式の誘導方法」が適切かどうかという問題を提起しており、注視されるべきである)。 ΔMLD にかんする要因分解式を応用すれば、「見かけ上」の格差を計測する人口動態効果を検出できると喧伝される中で、MS方式の有効性、問題点を著者は方法論的に省察し、更にMS方式とは異なる別解の方式を独自に誘導し、悩ましい思いを超える道筋を示された。

ここで著者が行った方法論的省察の要点を評者なりに簡潔にまとめると、次のようになる。①非負の値をとる2種類の要因分解式の何れについても、人口動態効果は「見かけ上」ではなく実体的な基礎を有する。②MS方式にかんする人口動態効果の実質の意味をもつには、統計系列が所定の条件を満足する必要がある、無条件で実質の意味があるとはいえない。条件を満足しない統計系列においては、(a)人口動態効果の符号と世帯シェアの変動の符号が不突合となる、(b)世帯シェアの変動が同じ大きさである2つの階級については、人口動態効果が異なる。よって、この場合には人口動態効果が実質の意味をもちえない。③このようなMS方式にみられる問題が別解にはない¹⁶⁾。

あとがきで著者は、本書で取り上げた統計量 (*MLD* を含む 9 つの統計量) による所得分布の統計解析の考察では、所得の均等分布が平等性の基準として暗黙裡に想定されており、これについては「厚生的観点」を欠くという批判もあるだろうと述べている¹⁷⁾。所得分布の統計解析で *MLD* が利用される第 1 の理由は、低所得層の所得変化に対する鋭敏性であり (効用および社会厚生的観点に係る問題は別として、対数の適用は相対的低所得層の所得上昇を社会の改善として数理形式的に表現する)、第 2 の理由は、2 時点 (基準時点、比較時点) に係る ΔMLD の要因分解に基づく人口動態効果の検出機能である、といえよう。他方で *MLD* を含む 9 つの統計量には、著者が述べるように、均等分布を基準に所得の分配が観察、計測、評価されるという共通性も認められる。

このような統計的測度の特性をめぐっては、およそ 3 四半世紀前に田村市郎が、分配状態が平等であるとか不平等であるとかいうのは統計学上如何なる意味であるかと問題を提起して、統計学における通常の散布度と人間社会における所得分配の不平等度との違いを次のように説明した。「散布度というのの一つの集団を構成する個々の事物の大きさに於ける相違の大小を意味し、平均からの個々の項の開き、もしくは個々の項の相互間における開きの大小に依って測定せられる。(中略) 不平等度は本来事物の大きさに於ける相違を問題とするものではなく、(中略) 各分配分の構

成比如何が不平等度に於ける本来の問題なのである。散布度の測定はもともと平均の真实性を検する為に案出せられたものであり、不平等度の測定は所得の分配状態を見んが為に行われたものである。(中略) 前者の問題は偏差若くは差違であり、後者の問題は構成比 (配分比) である」¹⁸⁾。田村のこの見地は、統計学における通常の散布度と人間社会における所得分配の不平等度、更に現代日本社会の格差分析に対しても、依然として重い意味を有するのではないだろうか¹⁹⁾。

本書で展開された所得分布にかんする統計解析方法論が今後に残した検討課題について著者は、別解に基づいて導かれた要因分解の一般式の系となる統計量 (9 種類) 以外の有無、「見かけ上」の格差拡大 (縮小) を検出するといわれる対数分散 (*logarithmic variance*) の数学的性質、所得分布の計測にかんする様々な統計量の有効性、を挙げている²⁰⁾。所得の分配、所得格差の実際はどうなっているのか、格差の拡大は「見かけ上」なのか、各種統計量を要因分解して検出される人口動態効果とは何か、これらは、著者の指摘のとおり、人間社会の続く限り答えが求められる問題であろう。上に引用した田村の見地も顧慮しての方法論的検討に基づく格差分析が、より一般的には本学会の目的でもある社会科学に基礎をおいた統計理論の研究、統計の批判的研究が、近時喧しいデータサイエンスの流れに抗して更に進められることを改めて切望したい。

注

- 1) 木村和範 (2008) 『ジニ係数の形成』北海道大学出版会。
- 2) 木村和範 (2010) 『ジニの統計理論』共同文化社。
- 3) 木村和範 (2013) 『格差は「見かけ上」か：所得分布の統計解析』日本経済評論社。
- 4) 木村和範 (2013) p.229。
- 5) 内閣府 (2006) 『平成 18 (2006) 年版 経済財政白書 —— 成長条件が復元し、新たな成長を目指す日本経済 ——』国立印刷局。
- 6) 内閣府 (2006) p.262。

- 7) Mookherjee, D and A. Shorrocks (1982), "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality", *The Economic Journal*, Vol. 92.
- 8) 内閣府 (2006) pp.262-263。なお、『2006 白書』における「付注3-8 異時点間の平均対数偏差変化の要因分解」(内閣府 (2006) pp.352-353)については、級内変動が MLD によって、級間変動が平均によって各々計測されており、比較の基礎が不統一である、また級内変動と級間変動ではウェイトが単一であるが、人口動態効果ではウェイトの第1項が級内変動、第2項が級間変動で、固定されるべきウェイトが分かりにくい、という問題が認められる。更に『2006 白書』は、 MLD を用いて高齢者層の人口動態効果を計測しているが、実際には全年齢階級の人口動態効果を計測しており、格差押し上げ要因を高齢者層とみる証拠になり得るのか、という問題も認められる。これらのことを評者は、本書公開後に行われた著者による研究報告を通じて教えられた(木村和範「平均対数偏差による所得分布の要因分解」中央大学経済研究所社会経済ミクロデータ研究会〔坂田幸繁 幹事〕2019年12月14日)。
- 9) 初出は、杉森滉一、木村和範、金子治平、上藤一郎 編著 (2009)『社会の変化と統計情報』北海道大学出版会、に所収の第6章「所得格差の統計的計測——平均対数偏差と「見かけ上」の格差——」。
- 10) 木村和範 (2013) p.20。
- 11) 木村和範 (2019)『所得分布の要因分解法』共同文化社、p.ii。
- 12) MLD の非負性の証明について著者は、「先行研究があること、周知の事柄に属することを否定するものではない。しかしながら、所得格差の分析における平均対数偏差の意義を勘案すれば、かかる統計量の数学的性質を確認することも必要である」と述べている(木村和範 (2019) p.8)。
- 13) MS方式については、投稿者不詳の《不平等、格差の分析手法 対数標準偏差 シュロックス分解》に触れる機会があり、平均対数偏差の要因分解法にかんする知見を得、蒙が啓かれたとされる(木村和範 (2019) p.ii)。《不平等、格差の分析手法 対数標準偏差 シュロックス分解》については、http://takamasa.at.webry.info/200805/article_1.html
- 14) 本書のあとがき(木村和範 (2019) p.165)における(17)式の級間変動(右辺第2項)については、本書評における式のように評者が修正したことを、念のために申し添える。
- 15) 木村和範 (2019) p.119以降。
- 16) 人口動態効果の実質的意味に係る著者の論点を更に敷衍すると、次のようになろう。(a)MS方式では、年齢階級別の人口動態効果の符号と世帯シェアの変動の符号が不突合となる場合があるが、常に起こるわけではなく、2つの時点における年齢階級別の統計系列の相乗平均の値に左右される。別解では、年齢階級別人口動態効果は2時点における全年齢階級の MLD の相加平均と世帯シェアの積であり、年齢階級別の統計系列から独立しているので、MS方式のようなことはない。(b)MS方式では、同一の世帯シェアの変化は同一の値の人口動態効果を与えるとは限らない。別解では、同一の世帯シェアの変化は同一の値の人口動態効果を与える。(c)MS方式では、全年齢階級の人口動態効果がゼロになるとは限らない。別解では、全年齢階級の人口動態効果は常にゼロになる。
- 17) 木村和範 (2019) p.161。
- 18) 田村市郎 (1944)「所得不平等度の意義及測定法」日本統計学会『国民所得とその分布』日本評論社、pp.159-160。引用文については、現代かなづかいに評者が変えた。
- 19) 芳賀寛 (1995)「所得分布研究の再検討」『北海学園大学経済論集』43-2, p.52。統計値集団あるいは系列を対象とする統計解析技法の利用は、研究対象である社会経済過程の本質、運動法則を直ちに明らかにし得ないかもしれないが、特定の数理的形式に社会経済の状態や運動を押し込めるのではない様式に沿って、社会経済の観察過程に位置づけられるならば、社会科学にとっても重要な一過程を形成し得る。偏差に依拠して展開される通常の統計数理と、それとは異なる統計数理(例えば個別値相互の隔差)とが混在する所得分布の統計解析方法論、より一般的には現実への批評性が不十分で基本統計量にかんして頓着のない統計解析、都合のよい統計情報で推進されるEBPM、を再考するさいにも顧慮すべき事柄であろう。
- 20) 木村和範 (2019) pp.165-166。

支部だより
(2019年4月～2020年3月)

北海道支部

下記の通り、支部研究会が開催されました。

日時：2019年6月22日(土) 15:00～18:00

場所：北海学園大学豊平区キャンパス7号館1階・D103教室

報告：

1. 木村和範（北海学園大学経済学部）
所得分布の要因分解法
2. 丸山洋平（札幌市立大学デザイン学部）
人口移動の影響を考慮した親子同居率の実質的地域差：
人口静態と人口動態との関係

日時：2020年2月26日(水) 13:00～17:00

場所：北海学園大学豊平区キャンパス7号館4階・D401教室

報告：

1. 木村和範（北海学園大学経済学部）
相加平均，相乗平均，調和平均
2. 古谷次郎（北星学園大学経済学部）
高等学校「総合的な探究の時間」における公的統計データを利用した教材開発

(水野谷武志 記)

東北・関東支部

下記の通り、支部例会が開催されました。

日時：2019年4月6日(土) 13:30～17:30

場所：立教大学池袋キャンパス12号館地下1階第2会議室

報告：

1. 大井達雄（和歌山大学）
インバウンド観光需要の季節変動に関する小地域分析
2. 清水 誠（国連アジア太平洋統計研修所）
公的統計研修の国際的動向
3. 森 博美（東北・関東支部）

「甲斐国現在人別調」の職業データによる地域分析

日時：2019年5月11日(土) 13:30~17:00

場所：立教大学池袋キャンパス12号館地下1階第2会議室

報告：

1. 高部 勲（総務省統計局）
多項ロジットモデル及び主成分分析を用いた統計的マッチング手法とその改善、
及び関連する研究の動向について
2. 長谷川晋一（新潟市都市政策部GISセンター）
公的統計と行政情報の統合マイクロデータとEBPM

日時：2019年6月1日(土) 13:00~17:30

場所：立教大学池袋キャンパス12号館地下1階第3・4会議室

報告：

1. 伊藤伸介（中央大学）
海外の公的統計における行政記録データの利活用をめぐって：
デンマーク、オランダと北米の現状
2. 星野智樹（内閣府）
通貨を中心とする国際収支の分析視点

日時：2019年7月6日(土) 13:00~17:00

場所：立教大学池袋キャンパス12号館2階会議室

報告：

1. 伊藤陽一（東北・関東支部）
アメリカ合衆国における統計専門家の倫理：W. Seltzerの所説の紹介を中心に
2. 李 善珠（筑波大学）
教育部門における公的統計調査の現状について
3. 阿部穂日・高橋雅夫（統計センター）
公的統計マイクロデータの利用制度改正について
2019年度統計データ分析コンペティションについて

日時：2019年11月16日(土) 14:00~18:00

場所：静岡労政会館5階第1会議室

報告：

1. 森 博美（東北・関東支部）
純移動選好度の人口による加重平均を用いた地域の転入・転出超過状況の評価
2. 坂田大輔（神奈川大学）
公文書に基づく戦後統計制度再建期に関する研究：戦後統計法規の出発点
3. 藤岡光夫（静岡大学）
公表データベースを用いた性別、雇用形態別、所得・労働時間の統合格差分析

日時：2019年12月7日(土) 13:30~17:00
場所：立教大学池袋キャンパス12号館2階会議室
報告：

1. 岩橋正樹（総務省）
統計改革と統計分類：SUT体系構築に求められる統計分類
2. 倉田知秋（総務省）
2015年産業連関表とSUT体系への移行に向けた動き

日時：2020年1月11日(土) 13:30~17:00
場所：立教大学池袋キャンパス12号館2階会議室
報告：

1. 高山和夫（内閣府）
統計分析審査官の業務内容と今般の統計改革について：英国を参考に
2. 櫻本 健（立教大学）
多国籍企業の節税フレームを統計で捕捉する選択肢
3. 坂田大輔（神奈川大学）
統計報告調整法の成立過程

（倉田知秋 記）

関西支部

下記の通り、支部例会が開催されました。

日時：2019年4月20日(土) 13:30~17:00
場所：キャンパスプラザ京都6階第1講習室
報告：

1. 平井太規（神戸学院大学）
労働時間と結婚タイミング
2. 森 博美（東北・関東支部）
甲斐国現在人別帳の生国データによる移動分析再論

日時：2019年5月18日(土) 13:30~17:00
場所：キャンパスプラザ京都6階第1講習室
報告：

1. 橋本貴彦（立命館大学）
グローバル化が進展した下での生産性基準と費用基準の検証
2. 戴 艶娟（広東外語外貿大学）・泉 弘志（関西支部）・劉 力（広東外語外貿大学）

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

日時：2019年6月15日(土) 13:30~17:00

場所：阪南大学あべのハルカスキャンパス第1セミナー室 (23F)

報告：

1. 西内亜紀・新井郁子 (統計情報研究開発センター)・草薙信照 (大阪経済大学)
関西国際空港と中部国際空港が周辺地域に与えた影響
2. 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

日時：2019年7月27日(土) 13:30~17:00

場所：大阪経済大学 E館7階第1会議室

報告：

1. 武内真美子 (九州大学)
海外勤務、留学経験、英語力と高学歴雇用者の所得の関係
2. 伊藤伸介 (中央大学)
ヨーロッパにおけるデータシェアリングの現状：公的統計を中心に

日時：2019年11月23日(土) 13:30~17:00

場所：立命館大学大阪いばらきキャンパス B棟4階B411研究会室

報告：

1. 武田英俊 (京都大学)
国際収支マニュアル改訂の検討状況と暗号資産の取り扱い
2. 森 博美 (東北・関東支部)
予測確率からみた20~30代の居住期間選択について

日時：2019年12月21日(土) 13:30~17:00

場所：立命館大学大阪いばらきキャンパス A棟4階AC436教室

報告：

1. 塩谷昌史 (大阪市立大学)
19世紀半ばにおけるロシア中央統計委員会の設立について
2. 芦谷恒憲 (兵庫県統計課)
兵庫県統計普及・加工分析事業の概要と課題

(村上雅俊 記)

九州支部

九州支部例会は九州経済学会の分科会として開催されました。

日時：2019年12月7日(土) 14:00~17:00

場所：九州大学伊都キャンパス イースト2号館

報告：

1. 伊藤伸介（中央大学）
医療健康データの二次利用の現状：デンマークとオランダを例に
2. 尹 清洙（長崎県立大学）
経済統計から見る論理と直観
3. 中敷領孝能（熊本学園大学）
「奇跡の経済教室」を検討する
4. 松川太郎（鹿児島大学）
毎月勤労統計調査における調査環境と不正について

（西村善博 記）

機関誌『統計学』投稿規程

経済統計学会（以下、本会）会則第3条に定める事業として、『統計学』（電子媒体を含む。以下、本誌）は原則として年に2回（9月，3月）発行される。本誌の編集は「経済統計学会編集委員会規程」（以下、委員会規程）にもとづき、編集委員会が行う。投稿は一般投稿と編集委員会による執筆依頼によるものとし、いずれの場合も原則として、本投稿規程にしたがって処理される。

1. 総則

1-1 投稿者

会員（資格停止会員を除く）は本誌に投稿することができる。

1-2 非会員の投稿

- (1) 原稿が複数の執筆者による場合、筆頭執筆者は本会会員でなければならない。
- (2) 常任理事会と協議の上、編集委員会は非会員に投稿を依頼することができる。
- (3) 本誌に投稿する非会員は、本投稿規程に同意したものとみなす。

1-3 未発表

投稿は未発表ないし他に公表予定のない原稿に限る。

1-4 投稿の採否

投稿の採否は、審査の結果にもとづき、編集委員会が決定する。その際、編集委員会は原稿の訂正を求めることがある。

1-5 執筆要綱

原稿作成には本会執筆要綱にしたがう。

2. 記事の分類

2-1 研究論文

以下のいずれかに該当するもの。

- (a) 統計およびそれに関連した分野において、新知見を含む会員の独創的な研究成果をまとめたもの。
- (b) 学術的な新規性を有し、今後の研究の発展可能性を期待できるもので、速やかな成果の公表を目的とするもの。

2-2 報告論文

研究論文に準じる内容で、研究成果の速やかな報告をとくに目的とする。

2-3 書評

統計関連図書や会員の著書などの紹介・批評。

2-4 資料

各種統計の紹介・解題や会員が行った調査や統計についての記録など。

2-5 フォーラム

本会の運営方法や統計、統計学の諸問題にたいする意見・批判・反論など。

2-6 海外統計事情

諸外国の統計や学会などについての報告。

2-7 その他

全国研究大会・会員総会記事、支部だより、その他本会の目的を達成するために有益と

思われる記事。

3. 原稿の提出

3-1 投稿

原稿の投稿は常時受け付ける。

3-2 原稿の送付

原則として、原稿は執筆者情報を匿名化したPDFファイルを電子メールに添付して編集委員長へ送付する。なお、ファイルは『統計学』の印刷レイアウトに準じたPDFファイルであることが望ましい。

3-3 原稿の返却

投稿された原稿（電子媒体を含む）は、一切返却しない。

3-4 校正

著者校正は初校のみとし、大幅な変更は認めない。初校は速やかに校正し期限までに返送するものとする。

3-5 投稿などにかかわる費用

- (1) 投稿料は徴収しない。
- (2) 掲載原稿の全部もしくは一部について電子媒体が提出されない場合、編集委員会は製版にかかる経費を執筆者（複数の場合には筆頭執筆者）に請求することができる。
- (3) 別刷は、研究論文、報告論文については30部までを無料とし、それ以外は実費を徴収する。
- (4) 3-4項にもかかわらず、原稿に大幅な変更が加えられた場合、編集委員会は掲載の留保または実費の徴収などを行うことがある。
- (5) 非会員を共同執筆者とする投稿原稿が掲載された場合、その投稿が編集委員会の依頼によるときを除いて、当該非会員は年会費の半額を掲載料として、本会に納入しなければならない。

3-6 掲載証明

掲載が決定した原稿の「受理証明書」は学会長が交付する。

4. 著作権

4-1 本誌の著作権は本会に帰属する。

4-2 本誌に掲載された記事の発行時に会員であった執筆者もしくはその遺族がその単著記事を転載するときには、出所を明示するものとする。また、その共同執筆記事の転載を希望する場合には、他の執筆者もしくはその遺族の同意を得て、所定の書面によって本会に申し出なければならない。

4-3 前項の規定にもかかわらず、共同執筆者もしくはその遺族が所在不明のため、もしくは正当な理由によりその同意を得られない場合には、本会が承認するものとする。

4-4 執筆者もしくはその遺族以外の者が転載を希望する場合には、所定の書面によって本会に願い出て、承認を得なければならない。

4-5 4-4項にもとづく転載にあたって、本会は転載料を徴収することができる。

4-6 会員あるいは本誌に掲載された記事の発行時に会員であった執筆者が記事をウェブ転載するときには、所定の書類によって本会に申し出なければならない。なお、執筆者が所属する機関によるウェブ転載申請については、本人の転載同意書を添付するものとする。

- 4-7 会員以外の者，機関等によるウェブ転載申請については，前号を準用するものとする。
- 4-8 転載を希望する記事の発行時に，その執筆者が非会員の場合には，4-4，4-5項を準用する。
1997年7月27日制定（2001年9月18日，2004年9月12日，2006年9月16日，2007年9月15日，2009年9月5日，2012年9月13日，2016年9月12日一部改正）

機関誌『統計学』の編集・発行について

『統計学』編集委員会

みなさまからの投稿を募集しています。ぜひ研究成果の本誌上での発表をご検討ください。

1. 原稿は編集委員長宛に送付して下さい(下記メールアドレス)。
2. 投稿は常時受け付けています。
なお、書評、資料および海外統計事情等の分類の記事については調整が必要になることもありますので念のため事前に編集委員長に照会して下さいをお願いします。
3. 次号以降の発行予定日は次のとおりです。
第119号：2020年9月30日
第120号：2021年3月31日
4. 原則として、すべての投稿が審査の対象となります。投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、および「査読要領」の確認をお願いします。最新版は、本学会の公式ウェブサイト (<http://www.jsest.jp/>) を参照して下さい。
5. 編集委員会は2020年4月から次の体制となります。引続きよろしくをお願いします。
2020年度編集委員会委員長 小林良行(東北・関東)
同副委員長 村上雅俊(関西)
同委員 水野谷武志(北海道)、山田 満(東北・関東)、松川太一郎(九州)

投稿、編集委員会についての問い合わせや執筆の推薦その他とも、下記編集委員長のメールアドレス宛に送付して下さい。

editorial@jses.jp

編集後記

投稿者のみなさま、そしてお忙しい中快く論文の審査をお引き受けいただきました査読者のみなさまに改めてお礼申し上げます。編集委員会の活動にご理解ご協力ありがとうございました。『統計学』創刊60周年記念事業委員会は2つの特集の編集ありがとうございました。昭和情報プロセス(株)品川様には印刷でいつもお世話になっています。
(池田伸 記)

Statistics

No. 118

2020 March

Special Section: The 60th Anniversary of the Journal

Special Topic A: Problems in Microdata Analysis of Official Statistics Based on Probability Sampling Designs

Effects of Sampling Weights on the Secondary Analysis of Official Statistics Microdata
..... Yukishige SAKATA (1)

Special Topic B: Methodological Perspectives in the Creation and Release of Official Microdata

Survey Design and Microdata Potential of Sample Survey in the Official Statistics
..... Kozo YAMAGUCHI (19)

Articles

Assessment on the Quality of Japan's Balance of Payments Statistics after Introducing the Annual Revision System
..... Hidetoshi TAKEDA (36)

Book Reviews

Kazunori KIMURA, *The Decomposition of Income Distributions*, Kyodo-bunka-sya: Sapporo, 2019.
..... Hiroshi HAGA (50)

JSES Activities

Activities within JSES Branches (57)
Prospects for the Contribution to *Statistics* (62)

Japan Society of Economic Statistics
