

# 統計学

第 100 号

---

## 論 文

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 — …………… 濱砂 敬郎 ( 1 )  
付加価値生産性と全労働生産性…………… 泉 弘志 ( 14 )

## 特集 地域・地点情報と統計 — 課題と展望 —

- Exploring the Usability of GPSed Records : A Data Typological Approach … Hiromi MORI ( 29 )  
標本調査データからの小地域情報の抽出可能性  
— 都道府県別業況 DI の推定をめぐる検証 — …………… 坂田 幸繁 ( 41 )

## 研究ノート

- 粘着価格モデルと期待形成 — Taylor(1980) の検討 —…………… 佐野 一雄 ( 57 )

## 書 評

- 岩崎俊夫 著『社会統計学の可能性 — 経済理論・行政評価・ジェンダー —』  
(法律文化社, 2010 年) …………… 松川太一郎・御園 謙吉・杉橋やよい ( 66 )  
岩井 浩 著『雇用・失業指標と不安定就業の研究』  
(関西大学出版部, 2010 年) …………… 福島 利夫 ( 73 )

## 海外統計事情

- 第 8 回日本・中国経済統計学国際会議 (島根県立大学) …………… 矢野 剛 ( 79 )

## 資 料

- 「有田文庫」について …………… 長屋 政勝 ( 82 )  
フランスにおける個人情報保護法と個人データの統計利用に関する  
B. リヤンディの報告 (解題と翻訳) …………… 西村 善博 ( 91 )

## フォーラム

- 匿名データの教育目的利用に関する一考察…………… 小林 良行 (100)

## 追悼

- 三瀧信邦会員を偲んで…………… 伊藤 陽一 (106)  
広田純会員を偲んで…………… 伊藤 陽一 (110)

## 本会記事

- 支部だより…………… (114)  
投稿規程・執筆要綱・投稿原稿査読要領 …………… (119)  
編集委員会規程…………… (124)
- 

2011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ことを望むものである。

1955年4月

## 経 済 統 計 研 究 会

## 経 済 統 計 学 会 会 則

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

第2条 本会の目的は次のとおりである。

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

第3条 本会は第2条に掲げる目的を達成するために次の事業を行う。

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

第4条 本会は第2条に掲げる目的に賛成した以下の会員をもって構成する。

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

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

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

第6条 本会に、理事若干名をおく。

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

第7条 本会に、本会を代表する会長1名をおく。

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

第8条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

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

第9条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

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

第11条 本会の会計年度の起算日は、毎年4月1日とする。

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

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

付 則 1. 本会は、北海道、東北、関東、関西、九州に支部をおく。

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

1953年10月9日（2010年9月16日一部改正[最新]）

# 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 —

濱砂敬郎\*

## 要旨

2007年に成立した新しい統計法は、政府統計を公的統計と命名し、「国民にとって合理的な意思決定を行うための基盤となる重要な情報である」と位置づけている。国民が積極的に統計実践にかかわり、統計調査における回答義務を受容するための基本的な要件は、統計調査が公共性を保持していることである。統計委員会が策定した『基本計画』において、既存の指定統計が基幹統計として存続する必要性＝調査目的が審議されたことは、統計調査の公共性を確保する観点から、画期的なことである。本稿では、基幹統計の調査規則における目的規定とそれに規定される調査事項を分析することによって、それがきわめて一般的形式的であることを指摘する。また、調査目的の公共性にたいする国民の認識を深めるためには、地方自治体の統計作成と統計利用における主体性を、法律的制度的に確立する重要性を明らかにしている。なお、論点を明確にするために、日独比較を試みている。

## キーワード

統計調査の公共性、調査目的、目的規定、基本計画、国民の統計的主体性

### 1. はじめに

2007年に成立した新しい統計法（以下『新法』と略称する）は、政府統計を「国民にとって合理的な意思決定を行うための基盤となる重要な情報である」と位置づけ、「国民経済の健全な発展及び国民生活の向上に寄与する」ために、「公的統計の体系的かつ効率的な整備及びその有用性の確保」を図ることを基本目的としている（『新法』第1条より、および第3条「基本理念」参照）。法の目的を実現するために、統計委員会が政府統計全体の体系的な整備を進める「司令塔」として設けられ、総合的かつ計画的に「公的統計の

整備」を推進する「基本的な計画」（以下『基本計画』と略称）の策定と、基幹統計の指定制度が定められている（『新法』第4条第2項、第2条第4項、および第2章第1節「基幹統計」第5条～第8条、同章第2節第1款第9条～第13条）。

『基本計画』の課題と問題点については、別稿（浜砂 2010）において考察し、つぎのような論点を指摘している。

1) 第2次世界大戦後、121の政府統計が指定統計として承認されてきたが、基幹統計ないしは一般統計として存続する統計は56である。その過半は、郵送調査に依っているが、

① 『基本計画』の策定過程では、郵送調査が、調査方法として帯びている課題（調

\* 九州大学名誉教授  
福津市若木台2-14-5

査対象者の把握と調査票の回収において克服すべき問題点等)が、ほとんど審議されなかったこと、

- ② 『基本計画』では、郵送調査法の採用は、統計調査の民間委託化を促進する技術的な要因として捉えられており、今後、多くの基幹統計の統計実査が民間事業者に委ねられていく可能性があること、および
  - ③ 郵送調査では、調査員調査においてより、統計調査者と被調査者は、さらに国家と市民の現代的な権利・義務関係に立つことを迫られるが、『基本計画』では、報告(回答)義務規定の適用について明確な方向性が示されていないこと。
- 2) 『基本計画』の基調は、基幹統計を中心として統計体系の整備を図っていくことであるが、基幹統計の指定に先行して、一般統計が実施される傾向が強く見受けられることから、「統計体系」の形成・整備が、社会経済の新しい統計需要を先取りする一般統計に先導されながら進行していること。
  - 3) 一般統計のなかでは、各省庁の統計所管部局より、行財政所管部局(原局)によってより多くの統計調査が実施される統計作成の「原局化」現象が拡大していること、そして、後者の統計群の多くでは、母集団フレームが行政登録簿や業界資料によって作成され、統計実査が民間事業者に委ねられていること。
  - 4) 基幹統計の指定権は、予算権や企画権ほどには効力が強くなく、さらに一般統計には及ばないことから、財政措置が整えば、統計調査の実施権と企画権を備える各省庁の行財政原局は、実査機構を備えていなくても、郵送調査法によって、統計調査を実施することができること。
  - 5) したがって、一般統計群をめぐる行財政事情が、基幹統計群を、一般統計群の先行性を媒介し、「誘導」することによって、政府統計全体の「体系化」を基底から方向付

けて行っていること。

1)～5)のような問題点は、全体として、分散型の統計システムを前提とした統計委員会制度、『基本計画』の策定措置、および基幹統計の指定制度によっては、『新法』の目的＝「公的統計システムの体系的な整備」を実現することが容易ではないことを物語っている。本稿では、調査目的の側面から、「公的統計」の公共的性格にかんする論点を考察することによって、『新法』と『基本計画』が提起している問題点を明らかにする。分散型統計システムの性格と特徴は、そのシステムにおいて進行する統計調査の調査目的に投影せざるを得ないからである。

なお、『基本計画』については、すでに様々な観点から評価が寄せられているが、それについては、浜砂(2010)を参照。

## 2. 「統計主体」としての国民と統計調査の調査目的

上述したように、『新法』は、政府統計を、公的統計として「国民にとって合理的な意思決定を行うための基盤となる重要な情報である」＝「社会の情報基盤」と位置づけている。そして、統計実践(統計作成と統計利用)の担い手を統計主体と呼ぶならば、『新法』が成立する審議過程においては、国民が「積極的な統計主体」として位置づけられる局面も、見受けられた[統計制度改革検討委員会(2006:13)]。

しかし、『新法』をみると、国民を、統計作成において情報の提供を決定する主体としても、統計利用において「直接間接に様々な利益を」享受する積極的な統計利用者としても、具体的に規定する条文は見受けられない。統計調査における回答(報告)と秘密保護にかんする国民の権利義務関係は、統計調査における調査主体(政府)の権利(第13条)と義務(第39条～第44条)として定められている。

〔報告義務〕

第13条 行政機関の長は、第9条第一項の承認に基づいて基幹統計調査を行う場合には、基幹統計の作成のために必要な事項について、個人又は法人その他の団体に対し報告を求めることができる。」（以下第2項と第3項は省略）

〔第4章 調査票情報等の保護（調査票情報等の適正な管理）〕

第39条 次の各号に掲げる者は、当該各号に定める情報を適正に管理するために必要な措置を講じなければならない（以下第一号～第三号は省略：統計作成機関の守秘義務としての秘密保護規定：筆者注）。

〔第40条（調査票情報等の利用制限）は省略。〕（守秘義務）

第41条 次の各号に掲げる者は、当該各号に定める業務に関して知り得た個人又は法人その他の団体の秘密を漏らしてはならない（以下第一号～第六号は省略：統計業務従事者の守秘義務としての秘密保護規定：筆者注）。

〔第42条（調査票情報等の提供を受けた者による適正な管理）は省略〕

（調査票情報の提供を受けた者の守秘義務等）

第43条 次の各号に掲げる者は、当該各号に定める業務に関して知り得た個人又は法人その他の団体の秘密を漏らしてはならない。」〔以下第一号と第二号（調査票情報等の被提供者における守秘義務としての秘密保護規定：筆者注）は省略〕

『新法』の条文規定をみるかぎり、国民は統計調査にたいする協力と理解を求められ、調査回答のデータ保護が保証される受動的な「統計主体」＝「統計客体」として位置づけられていることは、旧統計法と変わらない。

ところで、統計調査において国民を積極的な統計主体として措定する法理念は、政府の行財政活動にたいする国民の「知る権利」と「個人情報に関する自己決定権」にもとづい

ている。二つの権利は、国際的には1970年代から広く受け入れられるようになってきた現代的な行政法の基本認識である〔例えば、戸松(1997)、藤原(1997)〕。そして、「知る権利」を統計法規に翻案すると、つぎのような規定が設けられなければならないであろう〔ドイツ連邦統計法第17条：浜砂(1990：273-274)〕。

〔第17条 通知〕

被調査者は、文書で、つぎのようなことについて通知を受けなければならない。

1. 調査の目的、種類および範囲、
2. 統計の秘密保護（第16条）、
3. 申告義務の存在、ないしは申告義務の任意性（第5条第2項）と第15条）
4. （補助標識と調査標識の：筆者注）分離と抹消（第12条）、
5. 調査委託者（調査員：筆者注）の権利と義務（第14条）、
6. 申告回答の要求にたいする拒否と抗告が遅延効果をもたないこと（第15条第6項）、
7. 住所データファイルを作成するための補助標識と調査標識（第13条第2項）、
8. 連続番号と整理番号の意味と内容（第9条第2項）。〕

本条項は、ドイツ連邦憲法裁判所が、1983年国勢調査にたいする違憲判決において判示した現代的な統計調査の二つの基本原則、『調査目的の公共性』と『個人情報にかんする自己決定権』にもとづいている。① 国民が、統計調査において個人情報を提供する意思決定者であって、意思決定のためには、統計調査にかんする情報が公示、さらには被調査者本人に通知されなければならないこと、② 統計調査においては、被調査者すべてが申告することが、全数調査であれ、標本調査であれ、調査目的と調査方法にかなう要件であること、および③ ①にもかかわらず、②が成立するためには、国民が申告義務を受け入れることが必要であって、申告義務を受け入れる基本

原則は、調査目的の公共的な性格にあることが、判決の主旨である。「それ（判示された二つの基本原則：筆者注）は、発達した民主主義社会における統計調査の申告義務のあり方を示し、わが国でも、発想の転換が迫られる一つの歴史的な教訓である〔浜砂(1990：第9章)，同(2006a：5)〕。」

もとより、『基本計画』が「国民の理解の促進」〔総務省(2009：35)〕を強調しているように、統計調査が成立する要件は、調査目的＝利用目的の公共性と、それが規定する調査内容にたいする被調査者としての国民の受容度にある。それでは、基幹統計の調査目的は、統計調査の法規にどのように規定されているであろうか、現状に目をむけてみよう。

調査目的の公共性の観点からみると、『基本計画』の積極的な特徴は、『計画』本文において、「国勢統計，国民経済計算，経済構造統計の重要性」〔(総務省(2009：8))〕が強調され、統計委員会の各作業部会において、既存の指定統計の必要性が、一つ一つの統計について審議され、調査目的と利用目的、あるいは利用状況が見直されていることである〔統計委員会第2作業部会(2008：39-43)，同第3作業部会(2008：3-6)〕。それは、これまで、調査目的＝利用目的が調査実施時にはより具体的に説明・広報されることがあっても、統計法規では、非常に簡単な一般的な規定内容に止まっていたからである。とくに、国勢調査にいたっては、他の指定統計と違って、調査目的が法的に規定されていない。国勢調査令をみると、政令の(趣旨)第1条＝「統計法第4第2項の規定による国勢調査に関してはこの政令の定めるところによる。」が調査目的の規定に代替している。統計法第4条が、国勢調査が指定統計であることを直接に規定しているから、国勢調査令が、上位法＝統計法の規定を受けて、調査規定を定めていることが、かえって調査目的にかんする条文が存在しない事由になっていると考えられる。

このような事情は、『新法』のもとでもかわっていない。因みに、平成22年国勢調査の調査目的は、これまで関連する文書や資料において区々に述べられてきたが、2010年4月になって、漸くまとまった文書において公示されている〔(総務省(2010a))〕。

ここでは、例えば、就業構造基本調査と労働力調査にかんする調査目的の規定を見てみよう。表1には、それぞれの調査規則における調査目的の条文をそのまま転載している。

両者の目的規定がともに、いかに一般的、形式的であるかは、表3の統計委員会基本計画部会第2作業部会における両調査の必要性にかんする記述と比較してみると、一目瞭然であろう。就業構造基本調査が標本センサスであり、労働力調査が経常的な標本調査であることは、「全国及び地域別の就業構造に関する〇〇」という表現から推察できるかもしれない。しかし、それは、両統計調査にたいする事前・事後の情報がなければ、確かな認識とはなり得ないであろう。また、両統計調査規則における調査目的の規定から、調査内容＝就業概念の基本的な相違〔前者では有業者(Usual)概念が、後者では労働力(Actual)概念〕を識別することもできないであろう。

さらに、調査目的の規定が一般的、形式的であるためか、それを実現する調査事項の規定も、内容がきわめて希薄である。両調査規則では、世帯や抽出単位にかんする定義はなされているが、就業概念にかんする定義・説明はなく、両調査における就業概念の相違は、「カ 就業日数又は就業時間に関する事項」(就調)と「ヌ 一週間の就業時間」(労調)に表示されているにすぎない。

就業構造基本調査と労働力調査の例は、決して極端な事例ではない。ここにいくつかの統計調査の目的規定をあげているが、詳しく見る必要はないであろう(表2参照)。ほとんどの規定が、「〇〇の状況(構造)を調査して、〇〇の基礎資料を得ることである」と

表1 就業構造基本調査と労働力調査の調査目的と調査事項

調査名	就業構造基本調査	労働力調査
作成機関	総務省統計局	総務省統計局
調査目的	国民の就業及び不就業の状態を調査し、 <u>全国及び地域別の就業構造に関する基礎資料を得ること。</u>	国民の就業及び不就業状態の状態を明らかにするための基礎資料を得ること。
就業にかんする調査事項	一 十五歳以上の世帯員に関する事項（イからへまで一般的事項：省略） ト 在学，卒業等教育の状況 チ 就業状態 リ 所属の事業所の名称，経営組織及び事業の種類 ヌ 所属の企業全体の従業者数 ル 仕事の種類 ヲ 従業上の地位 ワ 主な仕事からの年間収入 カ 就業日数又は就業時間に関する事項 コ 就業開始の時期 タ 転職及び追加就業希望に関する事項 レ 副業に関する事項 ソ 新規就業希望に関する事項 ツ 調査時の一年前の就業状態及び就業理由 ネ 前職に関する事項 ナ 職業訓練及び自己啓発に関する事項 ニ 世帯に関する事項 イ 年齢別世帯員数 ロ 収入の種類 ハ 年間収入	一 すべての世帯員に関する事項（一般的事項：省略） 二 十五歳以上の世帯員に関する事項 イ 氏名 ロ 配偶の関係 ハ 在学，卒業等教育の状況に関する事項 ニ 収入に関する事項 ホ 就業又は不就業の状態に関する事項 ヘ 所属の事業所の名称，経営組織及び事業の種類 ト 所属の企業全体の従業者数 チ 仕事の種類 リ 従業上の地位 ヌ 一週間の就業時間 ル 前職に関する事項 三 世帯に関する事項（一般的事項：省略）
相違点の説明と「問題点」	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 標本センサス</li> <li>・ 就業概念：有業者方式（Usual方式）</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 経常標本調査</li> <li>・ 就業概念：労働力方式（Actual方式：国調）</li> </ul>

（出所） 総務省統計局ホームページ→「統計制度」→「統計の企画・立案」→「基幹統計の調査規則等」より

表2 調査目的の規定例

家計調査	国民生活における家計収支の実態を毎月把握して，諸種の経済及び社会問題等に関する施策立案の基礎資料を提供する。
全国消費実態調査	家計の実態を調査し，全国及び地域別の世帯所得分布，消費の水準及び構造等に関する基礎資料を得ること。
社会生活基本統計調査	国民の社会生活の実態を明らかにするための基礎資料を得ること。
国民生活基礎統計調査	国民の保健，医療，福祉，年金，所得等国民生活の基礎的な事項を調査して，厚生行政の企画及び運営に必要な基礎資料を得るとともに，各種調査の調査客体を抽出するための親標本を設定する。
工業統計調査	統計調査に用いる産業分類並びに疾病，傷害及び死因分類を定める政令の規定に基づき，産業に関する分類の名称及び分類表を定める等の件（平成14年3月7日総務省告示第139号）に定める日本標準産業分類に掲げる大分類F－製造業を営む事業所について，業種別，従業者規模別，地域別等に従業者数，製造品出荷額等を把握し，我が国工業の実態を明らかにし，工業に関する施策の基礎資料を得る。
商業統計調査	商業の実態を明らかにし，商業に関する施策の基礎資料を得る。

（出所） 総務省統計局ホームページ→「統計制度」→「統計の企画・立案」→「基幹統計の調査規則等」より

「形式化」・「一般化」されている。ここでは、わが国の統計調査における調査目的の軽視状況が、大屋(1995)によって、すでに1990年代に指摘されていたことだけを指摘しておく。統計調査における調査目的の決定的な重要性を考慮すると、このような目的規定では、統計調査が政府の統計調査であるという「公共性」以上に公共的な性格を主張することはできないであろう。

### 3. 調査目的の公共性の制度的な確立に向けて

さて、統計委員会基本計画部会第3作業部会において検討された就業構造基本調査と労働力調査の必要性にかんする箇所を見てみよう。表3に、その全文を掲載している。

両者ともに、それぞれの統計調査の結果が、① 政府の雇用政策や経済政策の基礎資料となっていること、② 政府、とくに内閣の景気判断や月例報告にもちいられていること、および③ 労働経済学や社会学の研究において、広く活用されていることを指摘している。重要なことは、このようなより具体化された統計の必要性＝調査目的にかんする解説を統計委員会作業部会内部の議論に止どめず、広く公表すること、できれば統計調査の調査規則の目的条項等に法文としてもちこむことではないかとおもわれる。その理由の第一は、統計調査の公共的性格が、これまでの調査時の例示と違って、法制度的に明示されるから

である。

統計調査の調査目的＝統計調査の必要性に関連して、『基本計画』は、国勢調査、経済センサスと国民経済計算については、その政治的社会的な意義を直接に述べている。例えば、国勢調査については、① それが、人口・世帯の規模と構造を把握すること、② 調査結果が、民主主義的政策の基準・基礎であること、さらには③ 個人・世帯統計の母集団フレームを策定し、合理的に統計体系を整備する基礎であること〔総務省(2009:8)〕が指摘されている。①～③の3項とも、特段に新しいことではなく、言い古されてきたことであるが、これを新統計法、または該当する調査令や調査規則に条項として表明することが肝要かとおもわれる。それは文字通り、統計調査の公共性にたいする「政府全体の決意表明」であって、法文化することによって、その「重み」は増すとおもわれるからである。

理由の第二は、これも当然のことであるが、調査目的が具体的に法文化されることによって、統計調査の公共性にかんする関心や議論が高まる契機が与えられるからである。というのも、統計委員会の作業部会における統計調査の必要性にかんする論述は、諸外国の例と比較すると、まだまだ一般的形式的であって、もっと調査目的が実態的かつ具体的に明確にされるべきであると考えられるからである。

例えば、上述の「平成22年国勢調査実施

表3 就業構造基本調査と労働力調査の必要性

就業構造基本調査の必要性	就業構造に関する最も基本的な労働の供給サイド（個人・世帯）の統計であり、労働政策、経済政策、税制、男女共同参画等の諸施策の企画に必要な基礎資料として活用されるほか、経済学、社会学等の研究者や市場関係者等に広く利用されており、基幹統計の基準を満たしていると考えられる。
労働力調査の必要性	失業率など、毎月の就業・不就業の動向を示す最も基本的な労働の供給サイド（個人・世帯）の統計であり、速報結果は毎月閣議に報告されるなど、政府の景気判断や各種雇用政策の検討に活用されるほか、労働経済学、社会学等の分野で広く研究者に利用されており、基幹統計の基準を満たしていると考えられる。

(出所) 統計委員会基本計画部会第3作業部会(200:3-4)



計画」によると、同調査は「公正な行政運営の基礎を成す情報基盤」を形成することによって、「衆議院小選挙区の画定、地方交付税の算定、過疎地域の要件など、多くの法令」に利用されている〔総務省(2010a)〕。そして、広報等において、国勢調査の結果が行財政行為の基準となっている代表的な法令として、衆議院議員選挙区画定審議会設置法第3条、地方交付税法第12条や過疎地域自立促進特別措置法第2条が紹介されている〔総務省統計局(2010)〕。

しかし、選挙区改定の基準規定、地方交付金算定の要件規定や過疎地域の指定規定が、しばしば政治的な対立の争点や違憲訴訟の案件になっていること、また専門家にとっても、理解や解説が困難な規定内容であることは、統計作成機関側に起因する問題点ではないが、国勢調査の公共性にかんする国民の受容度を低下させている政治的な要因になっているようにおもわれる〔すぎやま(2007)、渡辺(1986:第1章)〕。また、地方交付金の配分要件である財政力指数が1.0を越える地方自治体の割合が8%（平成20年度：全国1827市町村中138市町村）に満たないことは、国勢調査の結果が「公正な行政運営の基礎」として活用されるという立論に大きな陰を投げかけている財政事情であろう〔総務省(2010b)〕。このような国勢調査をめぐる政治的経済的な環境にたいする国民の認識を深めるためにも、調査目的の法文化と法文の具体化が必要であって、ここに、「的確な情報提供並びに国民の理解及び協力の促進」〔総務省(2009:35)〕を進めていく基点があると言っても、過言ではないであろう。

問題の理解を深めるために、ドイツにおいて、わが国の就業構造基本調査に対応するマイクロセンサスについて、調査目的と調査事項（標識）にかんする法文規定を紹介しよう。先述したように、ドイツ連邦統計法は、統計調査における被調査者の知る権利を定め、統

計調査について通知を受けるべき事項を明示している。それにしたがって、申告義務がある統計調査の法規には、「調査目的」にかんする条文が設けられ、法案審議のために連邦議会に提出される政府原案には、条文と同じ拘束力をもつ「条文根拠づけ (Begründung)」が添えられている。マイクロセンサス法も例外ではなく、調査方法（調査周期、申告義務、標本規模等）とともに調査目的と調査事項にかんする条文法規が設けられ、「条文根拠づけ」（以下『条文根拠づけ』と略称）において、「センサス全体の一般的な意義」、「調査経費」、「被調査者の負担」、および個々の条文にかんする根拠と必要性が記述されている。

マイクロセンサス法第1条の目的規定は、つぎの通りである。

#### 〔第1条 調査の種類と目的〕

- (1) 種類の規定は省略（人口・労働市場・世帯の居住状況にかんする連邦統計を作成するための標本センサスであること：筆者注）。
- (2) マイクロセンサスの目的は、人口構成、人口と家族の経済的社会的な状況、労働市場、就業人口の職業的な構成と職業教育、ならびに住宅事情について、細かな分類において統計データを提供することである。調査結果は、連邦と州における政策的な決定のための基礎である〔Deutscher Bundestag (2004:2)〕。

『法文根拠づけ』によると、本条項は、「マイクロセンサスの最も重要な利用目的を定める」（同上:10）規定であって、本センサスの「一般的な意義」をつぎのように説明している。「1957年以来マイクロセンサスは、人口と労働市場にかんする世帯標本調査として実施されている。その主要な課題は、人口構造、人口、家族と世帯の経済的社会的な状況、就業、休職、教育と居住状況にかんする包括的で、最新かつ信頼できる調査結果を、連邦と州の議会、政府と行政にたいして提供することである。また、マイクロセンサスの結果は、

科学と調査研究，経済界ならびにその他の政治的社会的な機関にとって，重要な情報源である（同上：9）。」

マイクロセンサスは，このようなセンサス目的を実現するために，調査事項として，就業（マイクロセンサス法第4条第1項第8号～14号）についてだけでなく，基本事項（同条第1項第1号と第2号），生計（同条第1項第3号），社会保険（同条第1項第4号，第2項の第1号と第2号，第4項），就学（同条第1項第5号），学歴（同条第1項第6号），職業教育（同条第1項第7号），居住・住宅（同条第3項第4項），病気・事故・障害（同条第2項1号c），通学・通勤（同条第5項第1号），および出産児数（同条第5項第2号）にかかわる標識をそなえている。そして、『条文根拠づけ』が，調査事項を定める条文に列示されている調査標識一つ一つについて，それを把握する必要性を明示している。

ここでは，調査標識「就業」にかんする規定（第4条第1項第8号～第14号）だけを紹介しておこう（(Deutscher Bundestag(2004:3-4)））。

#### 「第4条 調査標識

(1) 第1号（基本標識）～第7号（職業教育）

は省略〔（ ）内は筆者注〕。

第8号 常時ないしは臨時就業，短時間雇用，休職，

第9号 就業者について

事業所の経済部門と規模，勤務先の状況，自宅での就業，就業している職業ならびに職業上の地位，転職，現在の雇用主における（雇用者），または自営業者としての就業の開始年・月，所定週労働時間と報告週の実週労働時間，ならびに両者が相違する労働市場的な理由とその他の理由，完全時間就業ないしは部分時間就業；市場的な要因をふくむ部分時間就業の理由，期限付きないしは無期限の労働契約，期限付き労働契約の理由，期限付き就業の総期間，交代労働，土曜・日曜・祝日

労働，夜間労働，平均夜間実労働時間，夕刻労働，副業

第10号 副業をもつ者については省略（常時または臨時就業，調査週の実労働時間等7個の調査標識：筆者注）。

第11号 失業者および求職者については省略（失業手当や失業補助の給付等10個の調査標識：筆者注）

第12号 非就業者については省略（以前の就業等7個の調査標識：筆者注）

第13号 無業者については省略（就業希望（の有無）等3個の調査標識：筆者注）

第14号 調査1年前の状況は省略（居住地等4個の調査標識：筆者注）。」

当然，就業についてだけでなく，基本的な標識（第4条第1項第1号と第2号）はじめ，出産児数（同第5項第2号）までの全標識について，同様に具体的な規定があり，さらにマイクロセンサス法の実施細則である同行政規則には，さらに詳細かつ直裁な規定がなされている。

つぎに，マイクロセンサス法案は，上に紹介した就業（第4条第1項第8号）や副業（同第10号）を把握する必要性についても，つぎのような実態の具体的な説明を設けている。「第4条第1項第8号から第10号について

労働市場の現状，および進展する労働と労働時間の弾力化を細かく分析するためには常時就業，臨時就業や少時間雇用，ならびに所定の週労働時間と実労働時間にかんする情報は，とくに重要である。同様なことは，完全時間就業と部分時間就業，および有期就業にかんする設問にもあてはまり，それは労働市場の現況，ならびに世帯の経済的社会的な状況を考慮すると，相当に重要である。

（中略：他の就業にかんする標識が，労働市場の評価，影響を受ける社会経済的な階層の確定と年々の労働量と生産性の推計に必要であること：筆者注）

労働時間の弾力化は，交代・週末・祝日・

夜間労働の導入または拡大によって影響を受ける。労働時間政策や賃金率政策を決定するための基礎として、就業形態的な意義が増加している自宅就業にかんする設問と同様に、労働形態にかんする情報は不可欠である [Deutscher Bundestag(2004: 12)].」

第11号から第14号が定める調査標識の必要性 (同上: 12) についても、同様な説明が記載されているが、ここでは割愛する。

これまでに紹介してきたマイクロセンサスにおける調査規定の包括性と実態性は、国勢調査はじめ他のドイツの重要な統計調査にも見受けられる特徴である [浜砂(1990: 第8章, 第9章)]. それを、わが国の社会統計群に見受けられる目的規定の形式性と一面性と比較するとき、両国の政府統計をめぐる政治経済的環境と、統計調査を支える統計システム、さらには統計体系にかんする本格的な考察に進む必要性を痛感するが、それは別稿に期することにしたい。しかし、ここまでの考察でも、両国の統計システムの相違 (中央統計機構の分散性と連邦統計の集中性) が統計調査の調査目的と調査内容に及ぼしている影響を予感せざるを得ない。換言すると、政府統計全体の「体系的公共性」にかんする考察を展望をすることができよう。

ところで、マイクロセンサス法にかんする連邦政府の原案は、連邦議会と連邦参議院における審議と可決によって、文字通り「連邦国家全体の決議」となる。それは、マイクロセンサスだけでなく、わが国の基幹統計に相当する政府の重要な統計調査 (指定統計: *Angeordnete Statistik*) が実施されるごとに行われている [浜砂(1990: 第9章)]. さらに、統計調査を指定する法律が調査方法の転換にかかわるような重要な論点を内包しているときには、連邦議会に専門家を招聘して、長時間におよぶ公聴会が行われている。2009年4月20日に、連邦議会内務委員会において開催された2011年センサス指定法についての

公聴会は、最近におけるその代表的な事例である [Deutscher Bundestag(2009)]. 政府統計の公共性とそれを広範に議論する「最良・最高の場」が制度的に確保されていると言えよう。法制度的に大きな彼我の差を感じられずにはおれないが、わが国においても、『新法』の基本理念は、一つ一つの統計調査において具現されるべきであろう。換言すると、『新法』に、基幹統計の重要性とその指定基準にかんする条文が設けられ、統計委員会において、基幹統計として存続する指定統計の調査目的=利用目的が見直されたことは、その第一歩と評価すべきであろう。

#### 4. 補論：調査目的の公共性と統計主体としての地方自治体

最後に、「統計主体」としての地方自治体と調査目的の関連性を考察することによって、本稿を閉じることにしよう。

『新法』においても、地方自治体は、独自の統計調査を実施すること (第24条) が認められている。しかし、全国的に実施される統計調査では、地方自治体が、統計主体である中央政府の実査機構として位置づけられていること (第16条) は、旧統計法と変わらない。したがって、『基本計画』も、とくに調査環境の悪化状況と地方自治体がおかれている行財政的な状況を考慮して、地方自治体の統計組織を実査機構として保全する措置を答申している [総務省(2009: 29-30)]. 答申には、地方統計機構の脆弱化にたいする危機意識を読み取ることができるが、地方自治体が、能動的な「統計主体」として確立していく積極的な方向性と展望をうかがうことはできない。

他方、上述したような調査目的をめぐる政治的環境を反映してか、地域住民の社会経済的な生活に直接にかかわっている地方自治体職員層には、政府統計の存在理由にたいする消極的な意識傾向さえ発生している。例えば、

1995年国勢調査をめぐって実施された「統計調査環境実態調査：国勢調査員調査」（九州大学経済学部統計学研究室）は、統計の社会的評価や申告義務にたいする否定的な回答傾向が、農山村地域では、「市町村職員型」の国勢調査員層に、他の主婦層のような調査員層よりも強く見受けられることを析出している〔朝倉・浜砂(1998：338～346)〕。

このような政治的経済的な環境にあって、政府の統計調査にたいする社会的な受容度を高めていくためには、わが国の中央—地方の統計システムを基本的に見直すことによって、地方自治体統計を確立していくことが必要であろう。

多くの地方自治体では、行財政政策や将来計画の策定において、実態調査の企画・実施や計画モデルの作成・分析を民間のシンクタンクに委託することによって、その方法や技術が地方自治体に蓄積されないだけでなく、調査結果を分析し、モデルの方法・含意を十分に理解できるスタッフが組織的に育成されず、地方自治体職員に統計意識が根付いていないのが実情であろう。さらに、いろいろな公共事業（空港・道路・ダム等の建設や航路開設等）において、統計利用が「楽観的」な費用効果分析、「目標指向的」な環境評価や「希望観測的」な建設需要の予測によって、住民や関係機関にたいする「説得装置」として機能していることは、ニュース報道がよく伝えるところである<sup>1)</sup>。統計利用主体としての地方自治体の不活性化は、将来計画や政策立案の対象となる住民にたいする説明責任の有効性を弱め、「公的統計が国民にとって合理的な意思決定を行うための基盤」として住民に受けとめられない大きな要因である。それによって、住民の統計意識が高められないだけでなく、住民生活に接触する地方自治体が統計作成の主体としても、劣化する政治経済的な要因になっていると考えられる。

他方、悪化をたどる地方社会の格差・過疎

事情と、それがもたらす地域生活の荒廃、および地方自治体の劣化は、一方的な中央依存・産業誘致型の「政治経済」から脱却し、内発的な地域再生を指向する社会的な要因を生成している〔片山他(2006)〕。地域社会が自立的な発展を遂げるためには、地域社会の中核・指導層が、地勢的な自然・社会資源と住民の生活条件にかんする客観的な「試算」＝統計利用を行うことによって、科学的に政策的な展望を築くことが必要であろう<sup>2)</sup>。統計利用において、地域住民が個々に自立的な主体として確立することは容易なことではないから、その糸口として、地域住民の眼前において、地方自治体が、行財政活動において十全かつ公正な統計利用を踏まえることがきわめて重要であるとおもわれる。それは、行財政権限の地方政府への移譲と住民人口層の変容によって、地方自治体の住民にたいする行政サービスの範囲が、いよいよ拡大しているからである。

したがって、統計作成と統計利用において、自立的な地方自治体統計が積極的に確立して行くことが、統計環境を保全し、公的統計の公共性を高めていく重要な政治的な要因である。それを社会的かつ具体的に保障するためには、統計実践においても、地方自治体の能動的な主体性が法制的に定立されること、とくにセンサス統計の作成と利用における地方自治体の参画を組織的制度的に確立することが基点となろう〔浜砂(2006a：4-5)〕。

もとより、地方自治体の統計的主体性を確立するためには、わが国の中央—地方の統計システムを基本的に見直すことが必要である。その手掛かりとして、米国とドイツのセンサスシステムを見ると、アメリカの2000年人口センサスでは、センサス局(W. DC)のもとに12の地方分局(Permanent Regional Offices)＝地方センサスセンター(Local Census Center)が置かれ、402地域にセンサス調査事務局(Census Field Office)と520地点に地

域センサス事務所 (Local Census Office) が設置されている。法制度的にも、連邦がセンサスの主体であることは、合衆国憲法→法文典→センサス法に明示されている [浜砂 (2001: 50-52)]。

他方、ドイツでは、ドイツ基本法 (Grundgesetz: 憲法) によって、州と市町村が統計活動の主体として公認され、センサス統計の作成においても、「中央政府である」連邦が行う連邦統計の計画・調整に積極的に参加し、その調査経費を負担している。そして、現在進行している人口センサスの方法転換問題においても、破綻した1987年国勢調査にたいする都市統計家会議(地方自治体の連合組織)の経験報告は、主導的な「起爆薬」となり、州統計局のスタッフが、方法転換プロジェクトの主体を担っている。

つぎに、統計利用においても、都市行政を規制する都市計画(総合計画と部門計画)において「都市統計と都市研究 (Stadtestatistik und Stadtforschung)」が重要な位置を占めており、「自治体統計と都市・計画研究 (kommunalstatistik, Stadtforschung und-entwicklungsplanung)」において有能な専門家が確保されている。さらに都市統計家会議が、ド

イツ統計学会と「統計週間」(毎年秋期に開催される両協会の年次大会)を共催し、人口・労働統計にはじまり、地域構造統計や都市企業統計等の分野において、活発な研究部会を設けている [浜砂(1985)]。そして、ドイツ旅行者が経験する森林・緑地と建物・集落が織りなす景観美や充実した社会インフラ(例えば人口120万の福岡市は、幹線以外に私鉄を合わせて4本の通勤線と3路線の地下鉄を備えるに過ぎないが、人口60万のフランクフルト市は、9本の通勤線と7路線の地下鉄網をもつ)は、そのような統計情報に支えられた自立的な自治体行政なしには理解できないことであろう [浜砂(2006b: 6-7)]。

したがって、アメリカでは、センサスが合衆国連邦政府の統計であることが、ドイツでは、州を中心に市町村に及ぶ連邦全体が統計の主体であることが、財政的にも組織的にも、明白である。このような比較からも、「地方自治体が政府統計の作成・利用の主体として法制的に定立されること」、「とくにセンサス統計の作成と利用における地方自治体の参画を組織的制度的に確立すること」を主張する所以である。

## 注

- 1) 例えば、「ソフトと社会資本 改定GDPかさ上げ」[朝日新聞(西部本社版)2000年10月28日号8面]、「官需支える魔法の試算 需要予測 独自数値で『水増し』」(同2002年7月26日号15面)、「民意 長野発にっぽん 公共事業やめ方模索 客観データに議会沈黙」(同2002年8月23日号4面)、「『民営』効果期待外れ 建設・運営細る地元参入」[同(夕刊)2006年10月18日号3面]等。
- 2) 注1)の新聞記事の後2者は、実態的に「公正」な「試算」が、自立的な地域再生の方向を語る具体例でもある。

## 参考文献

- [1] Deutscher Bundestag (2004), "Entwurf fuer das Gesetz zur Duerchfuehrung eine Repraesentativstatistik ueber die Bevoelkerung und den Arbeitsmarkt sowie die Wohnsituation der Haushalte", *Drucksachen 15/2543*.
- [2] Deutscher Bundestag (2009), "Oeffentliche Anhoerungen : Zensus 2011 und Aenderung von Statistikgesetzen", *A-Drs. 16(4)/586A*.
- [3] Statistisches Bundesamt (2009), "Mikrozensusgesetz 2005 vom 24. Juni 2004", *MZG 2005 54a*.

Homepage von Statistischen Bundesamt.

- [ 4 ] 朝倉啓一郎, 浜砂敬郎 (1998) 「国勢調査員の職業類型と統計環境の地域的動向」『日本統計研究所研究所報』No. 24, pp.47-67.
- [ 5 ] 大屋祐雪 (1995) 「統計情報化と調査目的」『統計情報論』第3章, 九州大学出版会.
- [ 6 ] 片山善博他 (2006) 「<鼎談>『少子高齢化論』の盲点を衝く!」『環』Vol. 26, pp.46-76, 藤原書店.
- [ 7 ] すぎやまこういち (2007) 『一票の格差を考える会 ニュースとトピックス』, 一票の格差を考える会ホームページ (<http://www.ne.jp/nsahi/ippyou/kakusa/topics.html>).
- [ 8 ] 総務省 (2009) 『公的統計の整備に関する基本的計画』, 総務省.
- [ 9 ] 総務省 (2010a) 『平成22年国勢調査実施計画 — 正確・円滑な調査と精度の高い統計をめざして』, 総務省.
- [10] 総務省 (2010b) 「財政指数」『平成20年度地方公共団体の主要財政指標一覧』, 同省広報サイト ([http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/H20\\_chiho.html](http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/H20_chiho.html)).
- [11] 総務省統計局 (2010) 『国勢調査e-ガイド』, 同局広報サイト (<http://www.stat.go.jp/data/koku-sei/2010/index.htm>).
- [12] 統計委員会基本計画部会第2作業部会 (2008) 『第2ワーキンググループ報告書』, 統計委員会.
- [13] 統計委員会基本計画部会第3作業部会 (2008) 『第3ワーキンググループ報告書』, 統計委員会.
- [14] 統計制度改革検討委員会 (内閣府) (2006) 『統計制度改革検討委員会報告』, 内閣府.
- [15] 戸松秀典 (1997) 「情報の公開」『岩波講座 現代の法 10 情報と法』, pp.163-186, 岩波書店.
- [16] 浜砂敬郎 (1985) 『西ドイツ統計学会の現況』『統計学』第48号, pp.81-93.
- [17] 浜砂敬郎 (1990) 『統計調査環境の実証的研究 — 日独比較分析』, 産業統計研究社.
- [18] 浜砂敬郎 (1998) 「構造転換期における統計調査環境の一断面 — 国勢調査員の任用類型と統計環境の地域的動向」『経済学研究』(九州大学)第64巻第5・6合併号, pp.325-352.
- [19] 浜砂敬郎 (2001) 『2000年世界人口センサスの動向 — ドイツ・欧州を中心に』『統計学』第79号, pp.49-65.
- [20] 浜砂敬郎 (2006a) 「国勢調査の現状と課題」『区政会館だより』No. 198, pp.3-5, 東京都特別区協議会.
- [21] 浜砂敬郎 (2006b) 「方法転換が進む欧米諸国の人口センサス」『よろん』第98号, pp2-7, 日本世論調査協会.
- [22] 浜砂敬郎 (2010) 「2007年統計法といわゆる『基本計画』について — 統計調査(実査)の側面から —」『経済学研究』(九州大学)第77巻第1号, pp.27-44.
- [23] 藤原静雄 (1997) 「個人データ保護」『岩波講座 現代の法 10 情報と法』pp.187-211, 岩波書店.
- [24] 渡辺精一 (1986) 『現代の地方財政 — 自治体財政分析の方法 —』, 自治研中央推進委員会.

## On the Public Interest of “Official Statistics” in Japan

— From the Viewpoint of Survey Purposes —

Keiro HAMASUNA

### Summary

The new Statistics Act (Act No. 53 of 2007) is legislated on May, 2007 by the total revision of Statistics Law (Act No. 18 of 1947). In the Act for the government statistics the term “Official Statistics” is used and it takes the position of critical information for the citizens in their reasonable decision making. The public interest of statistical survey is the most important premise in order that citizens may actively take part in the statistical practices and are specially willing to accept the obligation of the answer for statistical survey. In the Basic Plan that the Statistics Commission draw up the survey purposes that concretizes the public interests of the Fundamental Statistics are discussed and it is very significant to maintain them. In this paper the author points out the superficiality and unsubstantiality in the purpose provisions of the survey rules for the Fundamental Statistics by analyzing them and their topics.

Further, author observes, in order that citizens may recognize their survey purpose it is very important that the subjectivity of local authorities in the statistical survey is legally and institutionally established. Besides in the analysis he tries to compare them with those of German statistics.

### Key Words

public interest of statistical survey, survey purpose, purpose provisions of statistical survey, Basic Plan concerning the development of Official Statistics, citizen's subjectivity in statistical practice

【論文】

## 付加価値生産性と全労働生産性

泉 弘志\*

### 要旨

生産性とは産出量の投入量に対する比率であるが、産出量に付加価値額を使用する生産性指標が付加価値生産性である。日本でも欧米でも産業別生産性の計測に産業別付加価値生産性がかなり頻繁に使用されているが、産業別名目付加価値ならびに産業別実質付加価値には、実質付加価値がマイナスになる場合がある等、生産性計測における産出量の指標として種々の欠陥がある。この欠陥は、実質化の方法に関してトロンキスト付加価値数量指数のような工夫をしても解決にはならない。

全労働生産性は、産出量が生産物数量であり、投入量が直接労働、原料に投下されている労働、固定資本減耗分に投下されている労働の合計である生産性である。全労働生産性には、付加価値生産性のような欠陥はなく、この方法で産業別生産性を計測することができる。

### キーワード

付加価値生産性、全労働生産性、ダブルデフレーション、実質付加価値

### はじめに

生産性とは投入量に対する産出量<sup>1)</sup>の比率であるが、国内産業全体や各産業の生産性を計測するさい投入量、産出量に如何なる量を採用すべきかが問題となる。どのような量を投入量、産出量に採用するかによって国内産業全体や各産業に関する生産性指標はいろいろな種類に分かれる。

何を投入量に採用しているかということで分類すると、労働生産性、固定資本生産性、原材料生産性、多要素生産性（全要素生産性）、全労働生産性、等々という生産性指標になる。労働生産性、固定資本生産性、原材料生産性は、これらの生産性の名称に使用されているそれぞれの項目を投入要素とする生産性である。多要素生産性（全要素生産性）は、労働、

固定資本、原材料など性質の異なった投入物を、何らかの方法で集計し、多要素の集計された投入量を投入要素とする生産性である。全労働生産性は、当該産業で使用されている直接労働だけでなく、固定資本（減耗）に投下されている労働、原材料に投下されている労働も含めた、全労働を投入要素とする生産性である。

何を産出量に採用しているかということで、現在の日本や世界で通常見られる生産性を分類すると、純付加価値生産性、粗付加価値生産性、生産物生産性という生産性指標になる。生産物<sup>2)</sup>の量は数量<sup>3)</sup>と金額の両面から構成されているので、これを区別すると、生産物数量生産性、生産物金額生産性となる。生産物金額から中間投入費用を引くと粗付加価値となり、それから固定資本減耗費用を引くと純付加価値になる。これらを産出量とする生産性が、それぞれ粗付加価値生産性、純付加

\* 大阪経済大学経済学部

〒533-8533 大阪市東淀川区大隅2-2-8



価値生産性である。

具体的な生産性指標は産出要素と投入要素を組み合わせて、純付加価値労働生産性、粗付加価値労働生産性、生産物数量労働生産性、生産物金額労働生産性、純付加価値原材料生産性、粗付加価値原材料生産性、生産物数量原材料生産性、生産物金額原材料生産性、純付加価値固定資本生産性、粗付加価値固定資本生産性、生産物数量固定資本生産性、生産物金額固定資本生産性、純付加価値多要素生産性（純付加価値全要素生産性）、粗付加価値多要素生産性（粗付加価値全要素生産性）、生産物数量多要素生産性（生産物数量全要素生産性）、生産物金額多要素生産性（生産物金額全要素生産性）、等々となる。全労働生産性は、産出量が生産物数量であり、投入量が直接労働、原料に投下されている労働、固定資本減耗分に投下されている労働の合計である生産性である。

本稿では主として産出量に如何なる量を採用すれば的確な、つまり意味が明瞭で客観的な生産性指標になるかを考える<sup>4)</sup>。

### 1. 産業別産出の金額と数量

商品の産出量には金額と数量の両面がある。生産性の計測に使用される産出量は、正確には、金額ではなく数量である必要がある。というのは、生産性は、産出物が商品という形態をとらない場合でも必要な、歴史貫通的(超歴史的)指標であるからである。資本主義社会が成立するより前の社会では多くの生産物が商品の形態をとらなかった。資本主義社会では多くの生産物が商品の形態をとるが、全ての生産物が商品の形態をとっているわけではない。商品の形態をとらない産出量には、数量は存在するが、金額は存在しない。生産性は商品の形態をとる生産物の生産とそうでない生産物の生産に共通な指標である。

産出金額に関して、生産物金額、粗付加価値額、純付加価値額の3つが区別できる。こ

れら3つの間には、生産物金額から中間投入額を引くと粗付加価値額となり、それからさらに固定資本減耗額を引くと純付加価値額になるという関係がある。

まず、生産物金額とそれに対応する数量について考えてみよう。

一種類の財貨・サービス金額は固定価格表示にすると、それは金額であるとともに数量も表していると考えることができる。例えば、A万円の鉄鋼という場合、1万円の鉄鋼量が固定されていれば、そのA倍の数量の鉄鋼というように、単位金額で表される数量を単位量としてその何倍であるかということによって表された数量と考えることができる。この場合、トン等物量単位で表すか、万円等の固定価格で表すかは、表示単位の相違であって、実質的には同じものを表しているのだから、時点間比較や国際間比較は、物量単位でしようかと固定価格の金額単位でしようと同じになる。

多種類の財貨・サービスの場合、この関係は少し複雑である。物量単位での加算は一般的にはできない。異なった商品の物量単位での加算、例えば、鉄鋼Aトンと米Bトンの加算は、船舶への積載限界を考慮するような場合は別として、一般的には意味がない。通常多種類の商品の集計は金額で行われる。そして、多種類の商品の集計された金額に関しても固定価格に変換することができる。しかし、多種類の商品の集計された固定価格金額の時点間比較や国際間比較は、各商品の数量だけでなく、採用された固定価格体系(=商品間相対価格)にも左右される値であり、一種類の商品の固定価格表示生産金額の時点間比較や国際間比較が数量の相違のみを表しているのとは異なる。

多種類の財貨・サービスの場合、固定価格にすると採用する価格体系が異なると数量指数が異なってくるので、基準時点(国)価格を採用する方法(ラスパイレス数量指数)だけでなく、比較時点(国)価格を採用する

方法（パーシェ数量指数）やそれらの幾何平均を使用する方法（フィッシャー数量指数）等々いろいろな方法が工夫されている。また、基準時点（国）や比較時点（国）価格だけでなく、途中の価格と金額も使用する連鎖式数量指数もある。

通常、数量指数の算式は市場価格を使用して計算される。しかし、市場価格が、多種類の財貨・サービスを集計するための価格として適当かどうかを検討されなければならない。マルクス経済学は、価値価格（投下労働量に比例した価格）、生産価格（産業間均等利潤率が成立した時の価格）、市場価格（現実の市場で成立している価格）を区別し、その関連を考察する。財貨・サービスの数量指数を作成する場合、ラスパイレズ式、パーシェ式、フィッシャー式といった算式の問題だけでなく、どの価格を使用した場合に、生産物の数量変動の表示としてより適したものになるか、という問題を検討する必要がある。私は、市場価格でも生産価格でもなく、価値価格がより適していると考えている。理由は、価値価格を使用した方が、市場価格や生産価格を使用した場合に比べて、それぞれの産業の生産過程の状態をより直接的に反映し、生産の本質により合致した数量指数になると考えるからである<sup>5)</sup>。

次に、粗付加価値額とそれに対応する数量について考えてみよう。財貨金額や財貨数量が存在の大きさであるのと異なって、粗付加価値は、生産過程において中間投入金額から財貨・サービス金額へどれだけ大きくなったかという金額変化の大きさであり、粗付加価値に対応する数量は、中間投入物の財貨・サービスへの物的変化の大きさである<sup>6)</sup>。ここでは、粗付加価値に対応する数量を生産粗数量ということにしよう。生産は、無から財貨・サービスを生み出しているのではなく、既に存在するものをより有用なものに変化させることを意味している。粗数量という用語の使

用は、中間投入物から財貨・サービスへの変化の大きさであって、中間投入物と固定設備（生産手段の全体）から財貨・サービスへの変化ではないということを表現しようと意図している。

93SNAは、産出には2つの主要な種類すなわち財貨とサービスがあり、財貨が物理的対象であるのに対して、サービスは変化であると言っている<sup>7)</sup>。そして、サービスの例として、消費者のもつ財貨の状態の変化（輸送、清掃、修理等）、人の物理的状態の変化（輸送、宿泊、内科・外科の治療、容姿の改善等）、人の精神的状態の変化（教育、情報、助言、娯楽等）、制度単位それ自身の一般的経済状態の変化（保険、金融仲介、保護、保証等）を挙げている。ここで、93SNAが「サービスは変化である」という場合の変化と「中間投入物の財貨・サービスへの物的変化」という場合の変化の相違について考えておこう。変化ということでは共通であるが、SNAの言うサービスが「消費者の需要に応じて生産者の活動によって実現される消費単位の状態の変化」であるのに対して、中間投入物の財貨・サービスへの物的変化は、一般的には、生産単位（企業）の内部で行われ、変化それ自体が生産者と消費者の間で取引されるのではない。市場で取引されるのは、中間投入物や財貨・サービスであって、中間投入物の財貨・サービスへの物的変化自体ではない。SNAの言うサービスは変化それ自体が取り引きされる。従って、サービスには、（法と秩序の維持や防衛のような特殊なものは別として）一般的には、価格（単位数量当たり金額）が存在するが、中間投入物の財貨・サービスへの物的変化自体には価格は存在しない<sup>8)</sup>。

財貨が、個、トン、立法メートル等の単位で計測できるのに対して、変化である生産粗数量は、そのような物量単位では計測出来ない。鉄鋼石や鉄はトン単位で計測出来ても、

鉄鋼石の鉄への変化はトン単位では計測できない。

詳細に分類された産業連関表を見ると、1つの財貨・サービスを生産するために、多くの種類の中間投入物を使用されていることがわかる。多くの種類で構成される中間投入物を財貨・サービスに変化させる過程が各産業の生産過程である。細分化された物量表示産業連関表において、時点間あるいは国際間で、投入係数が全く同じであれば、産業ごとに1セットの中間投入物から1単位の生産物への変化を1単位の变化量と定義し、その何倍であるかで、各産業の中間投入物から生産物への変化の数量が定義でき、時点間あるいは国際間で大きさの比較ができる。ここでは、中間投入物を構成する財貨・サービスの質も、生産結果である財貨・サービスの質も固定していると仮定している。この場合は、中間投入物と生産結果の財貨・サービスに関する2時点（国）間の価格を共通にして粗付加価値を計算すれば、つまりダブルデフレーションの方法で実質付加価値を求めれば、この粗付加価値はその産業の生産粗数量をあらわすことになる。

このような産業の場合、価格を0時点（国）の価格に統一しようと、1時点（国）の価格に統一しようと、それらの平均価格に統一しようと、個々の産業の実質粗付加価値の0時点（国）1時点（国）間比率は等しい。そして、これらの産業別実質粗付加価値とその産業の労働量との比率の0時点（国）1時点（国）間比較は、労働生産性の的確な比較となり、産業別実質粗付加価値とその産業の固定資本（あるいは固定資本減耗）の比率の0時点（国）1時点（国）間比較は、固定資本生産性の的確な比較となる。

投入係数が同じであっても産業間生産物量比率が異なることはありうる。一種類の財貨・サービスの実質付加価値ではなく、複数の財貨・サービスの実質付加価値の集計値は、

複数の財貨・サービスの実質金額と同様、採用された固定価格体系にも左右される値である。

しかし、2時点（国）間で物量投入係数が異なる産業に関しては、産出される財貨・サービスが同じであっても、別の投入物からの変化、つまり別の種類の変化、であるから、その産業の粗生産数量の2時点（国）間の比較は、厳密に言うとは、できない。これは、異なった種類の財貨・サービスの数量が比較できない、例えば鉄の数量と米の数量が比較できない、のと同様である。

しかし、細分化された物量表示産業連関表の投入係数は一般的には時点間あるいは国際間で異なる。物量表示産業連関表の投入係数が異なるということは、異なるセットの中間投入物からの生産物への変化であるということであるから、たとえ生産過程の結果としての生産物が同じであっても別の種類の変化であるということの意味している。種類の異なるものは単純に大小比較出来ないし、足し算や引き算も出来ない。

純付加価値は、生産過程における中間投入金額と固定資本減耗額の合計金額から生産物金額への金額変化の大きさであるから、純付加価値に対応する数量は、中間投入物と固定設備との生産物への物的変化の大きさである、と考えることができる。ここでは、純付加価値に対応する数量を生産純数量ということにしよう。生産という用語で、生産物量ではなく変化の大きさであるということを表現し、純数量という用語を使うのは中間投入物と固定設備（生産手段の全体）の生産物への変化の大きさであって、中間投入物の生産物への変化ではないということを表現したいということである。生産純数量を物的単位で計測するのは、生産粗数量を計測すること以上に困難である。生産純数量は物量表示産業連関表の投入係数が同じであるだけでなく、固定資本係数も同じである場合には、実質純付加価

値は生産純数量を表す。

生産物金額は、一種類の産品の場合、固定価格表示にすると、生産物数量を表すものとして扱うことができる。多種類の産品の場合は少し複雑であるが、その固定価格表示の金額は、いろいろ工夫すればそれ相応に、生産物数量の相対的大きさを表すものになる。しかし、粗付加価値や純付加価値は、それらに対応する数量の相対的大きさを表すものになるか、これが以下の検討課題である。

## 2. 産業別名目付加価値は産業別生産数量を表すか？

まず、産業別名目付加価値がどのような大きさに決まるかをマルクスの生産価格モデルで考えてみよう。生産価格は各産業の利潤率が均等になるときの各生産物の価格である。現実においては、各時点の一時的な需給関係、独占・寡占、政府の規制等様々な要因・事情が働いて、産業別利潤率は均等にはならず、市場価格は生産価格から乖離するが、営利企業は利潤を求めて動いており、生産価格とそれに対応する付加価値は、各生産物の市場価格や各産業の名目付加価値がどのような大きさに決まるかを考えるさいの基準を提供する。

純付加価値や粗付加価値には価値ということばが使用されているが、それらはマルクス経済学という価値の概念ではなく、生産価格

や市場価格のレベルのカテゴリーであるということに留意すべきである。『資本論』には純付加価値や粗付加価値という用語は出てこないが、国民経済計算における純付加価値や粗付加価値の定義や推計法に基づいて考えると、これらはマルクス経済学という価値の概念ではなく、生産価格や市場価格のレベルのカテゴリーとして位置づけられる。

第1表は、マルクスが『資本論』第3巻9章で商品価値の生産価格への転化を示した数値例である。ただし、固定資本、固定資本減耗、不変流動資本、利潤、純付加価値、粗付加価値という項目は泉が付け加えたものである。

この表の資本の欄で示されているのは前貸資本額であって、当該期間に消費された資本額ではない。固定資本に関しては当該期間の固定資本減耗額ではなく、投下されている固定資本総額が含まれている。不変流動資本(中間投入)や可変資本(賃金)の場合、前貸資本額は年間消費額を年間回転数で割った値になるが、この章におけるマルクスの数値例では、簡単化のため、年間回転数は5つの産業部門において全て1であり、流動資本の前貸額と年間消費額は等しいと仮定されている。マルクスの数値例には不変資本総額が載っているだけで固定資本と不変流動資本という内訳は無いので、適当に割り振った数字を入れて

第1表 マルクス（『資本論』第3巻第9章）による商品価値の生産価格への転化

	資本	固定資本	固定資本減耗	不変流動資本	剰余価値率	剰余価値	価値どおりに販売された時の利潤率	消費されたc	商品の価値	費用価格	商品の価格	均等利潤率	利潤	純付加価値	粗付加価値
I	80c+20v	35	5	45	100%	20	20%	50	90	70	92	22%	22	42	47
II	70c+30v	23	4	47	100%	30	30%	51	111	81	103	22%	22	52	56
III	60c+40v	12	3	48	100%	40	40%	51	131	91	113	22%	22	62	65
IV	85c+15v	51	6	34	100%	15	15%	40	70	55	77	22%	22	37	43
V	95c+5v	91	6	4	100%	5	5%	10	20	15	37	22%	22	27	33

注：イタリックの欄は泉が挿入したものである。

おいた。また、消費された不変資本cの大きさは示されているが、このうちどれだけが固定資本減耗でどれだけが不変流動資本であるかは示されていないので、これに関しても適当に割り振った数字を入れておいた。

商品が価値どおりの価格（投下労働量に比例した価格）で販売されると利潤率は「価値どおりに販売された時の利潤率」の欄に示されているように産業別に異なった値になるが、利潤率が均等になるように価格を決めると、商品の価格は「商品の価格」の欄に示されているような数値になる。これが生産価格である。純付加価値は賃金（=可変資本v）プラス利潤、粗付加価値はそれに固定資本減耗を加えたものであり、この時のそれぞれの大きさは表に示した値になる。

以上のように純付加価値、粗付加価値の大きさが決まるとすると、第2表の数値例が示すように、当該産業の生産数量や技術が変化しなくても、他産業の生産数量や経済全体の剰余価値率等が変化するだけで、当該産業の純付加価値、粗付加価値の大きさが変化するという事は明白である。

第2表は、第1表の状態と比較して、全ての部門の生産性、技術は同じ、Ⅲ部門だけの生産数量が1.5倍、他の4部門の生産数量は同じという条件で、産業間で利潤率が均等になると想定すると、各産業の純付加価値、粗

付加価値が、どのような値になるかを示している。Ⅲ部門の剰余価値が40から60に増大しているので、全産業合計の剰余価値は110から130に増大している。この産業合計の剰余価値が、利潤率が均等になるように各産業に配分されるので、Ⅰ部門、Ⅱ部門、Ⅳ部門、Ⅴ部門の生産数量や剰余価値は1表と同じであるが、利潤は大きくなり、純付加価値も粗付加価値も大きくなっている。当該産業で使用される原材料、固定設備、労働の数量も、生産結果である生産物の数量も全く同じであるのに、他産業の生産数量が異なると当該産業の名目純付加価値や名目粗付加価値が異なる値になるということは、それらが当該産業の生産性を計測するための産出の指標として欠陥があるということを示している。

同様に、当該部門の生産数量や資本構成(生産技術)が変化しなくても、他部門の資本構成が変化するだけで、当該部門の純付加価値と粗付加価値の大きさが変化することができる。

また、マルクスは『資本論』第3巻11章で、全ての部門の生産数量、労働時間が変化しないという条件で労賃が変動した場合、生産価格にどのような影響を及ぼすかを分析しているが、これは、同条件で労賃が変動した場合に各産業の純付加価値と粗付加価値の大きさにどのような影響を及ぼすかという分析でも

第2表 Ⅲ部門の数量が第1表の1.5倍になった場合

	資本	固定資本	固定資本減耗	不変流動資本	剰余価値率	剰余価値	価値どおりに販売された時の利潤率	消費されたc	商品の価値	費用価格	商品の価格	均等利潤率	利潤	純付加価値	粗付加価値
I	80c+20v	35	5	45	100	20	20%	50	90	70	93.6	23.6%	23.6	43.6	48.6
II	70c+30v	23	4	47	100	30	30%	51	111	81	104.6	23.6%	23.6	53.6	57.6
III	90c+60v	18	4.5	72	100	60	40%	76.5	196.5	137	172.0	23.6%	35.5	95.5	100.0
IV	85c+15v	51	6	34	100	15	15%	40	70	55	78.6	23.6%	23.6	38.6	44.6
V	95c+5v	91	6	4	100	5	5%	10	20	15	38.6	23.6%	23.6	28.6	34.6

注：イタリックの欄は泉が挿入したものである。

ある。労賃が騰貴した場合、(1) 不変資本と可変資本の割合が平均に等しい産業の純付加価値と粗付加価値の大きさは不変のままである。(2) 可変資本の割合が高い産業では純付加価値と粗付加価値の大きさは大きくなる。(3) 不変資本の割合が高い産業では純付加価値と粗付加価値の大きさは小さくなる。

以上では、マルクスの生産価格モデルを使用して考えたが、マルクスの生産価格モデルでなくても、多部門の均衡価格モデルであれば、同じように、当該部門の生産量や生産技術が変化しなくても、他部門の生産量や生産技術が変わるだけで、当該部門の付加価値の大きさが変化する事を示すことができる。一般に、多部門の均衡価格モデルにおけるある部門の価格及び付加価値は、その部門の事情だけで済むのではなく、他部門の事情に影響を受けるからである。

現実の市場価格はマルクスの生産価格どおりではないし、各種の多部門均衡モデルで示される価格どおりでもない。現実の市場価格は、一時的な需給関係、独占・寡占、政府の規制等々様々な要因によって、マルクスの生産価格や各種多部門均衡モデル価格から乖離する可能性がある。それは、現実の市場価格によって決定される産業別付加価値の動きが、マルクスの生産価格や各種多部門均衡モデル価格より一層、産業別生産数量の動きから乖離する可能性があることを意味している。

### 3. 産業別実質付加価値は産業別生産数量を表すか？

前節で見たように、産業別名目付加価値は産業別数量を表しているとは言えないが、それでは産業別実質付加価値はそれを表すであろうか？粗付加価値の実質化はダブルデフレーションによって行われる。この節ではダブルデフレーションによって得られた産業別実質粗付加価値が産業別生産数量を表しているかどうかを検討する。

粗付加価値の実質化がダブルデフレーションによって行われるのは、粗付加価値に対応する数量すなわち中間投入物の生産物への物的変化自体の大きさが直接には計測できず、その価格は存在しないから、間接的に実質中間投入金額と実質生産物金額から求めているということである。

デフレーションによる金額の実質化は、一般的な物価変動による影響を取り除くだけでなく、前節で見たような理由による価格の相違も取り除いて、同じ数量であれば同じ金額になるように調整することが要件である。前節の説明で明らかなように、生産価格や市場価格で表された産業別名目金額の変化は産業別生産物数量の変化に正比例しない。しかし、これらは、実質値にすると、一種類の産品の場合はデフレーターが正確であれば完全に、多種類の産品の場合でも工夫すれば対応に、生産物数量の変化を表すものになる。それでは、産業別名目粗付加価値をダブルデフレーションによって産業別実質粗付加価値に変換すると、粗付加価値に対応する産業別生産数量すなわち中間投入物の生産物への物的変化の大きさを表すものになるかどうか、これがここでの検討課題である。

#### 3-1 通常のダブルデフレーションによる場合

粗付加価値のダブルデフレーションによる実質化は、通常、生産物金額と中間投入金額を固定価格表示にした上で、それらの差額として求めるという方法によって行われる。この方法は非常に多く用いられている。しかし、この方法で求めた産業別実質粗付加価値は、産業別生産粗数量を表しているとはとても考えられない値を示すことがある。

第1に、このようにして求めた産業別粗実質付加価値は、マイナス値になる場合がある。

例えば第3表を見ていただきたい。この表では金属製品の日本粗付加価値をダブルデフレーションで韓国価格に変換した値がマイナ

第3表 「購買力平価により統一価格に変換した産業連関表」から求めた2000年日韓粗付加価値

	国内生産額 物量	日本価格に統一場合の粗付加価値			韓国価格に統一した場合の粗付加価値		
		日本/韓国 (倍)	日本 (百万円)	韓国 (百万円)	日本/韓国 (倍)	日本 (億ウォン)	韓国 (億ウォン)
食料品	3.5	7868943	1244422	6.3	410656	72764	5.6
飲料	3.9	4849094	1318041	3.7	139075	44961	3.1
たばこ	2.8	2602185	927912	2.8	84992	30333	2.8
繊維工業製品	1.0	1028714	820483	1.3	90799	69174	1.3
衣服・他の繊維既製品	1.1	1637219	1430709	1.1	63256	54862	1.2
製材・木製品	5.6	2367270	177454	13.3	224058	26409	8.5
パルプ・紙	4.3	3092288	499084	6.2	225512	35460	6.4
化学製品	2.9	7926496	1314763	6.0	785165	148864	5.3
石油・石炭製品	2.3	5339482	1916530	2.8	480105	174269	2.8
ゴム製品	3.7	1144157	209669	5.5	96368	21489	4.5
なめし革・毛皮・同製品	0.7	263633	320669	0.8	13222	15230	0.9
窯業・土石製品	3.3	3637519	695594	5.2	295477	58324	5.1
鉄鋼	2.8	4715650	850805	5.5	455349	96452	4.7
非鉄金属	3.9	2044415	475631	4.3	125522	25233	5.0
金属製品	1.3	6255649	7727844	0.8	- 140499	72381	- 1.9
一般機械	4.1	10895392	1587490	6.9	759648	132476	5.7
電子・電気機器	2.3	19070939	8794190	2.2	1114932	406525	2.7
輸送機械	3.4	9989983	2182322	4.6	727505	199978	3.6

泉 弘志・梁 炫玉・李 潔(2008)「2000年産業別生産性水準の日韓比較」『大阪経大論集』第58巻, No. 6掲載の資料等を使用して作成

ス値になっている。

名目粗付加価値の場合マイナス値が持続するということはありません。もし名目粗付加価値のマイナスが持続するのであれば、企業はその生産を中止するであろう。

産業連関表の枠組みで考えると粗付加価値の合計は最終需要の合計に等しい。最終需要を構成しているのは消費財や投資財という生産物であるから、実質化してもマイナスにならない。従って粗付加価値の合計もマイナスにはならない。

しかし、産業別実質粗付加価値がマイナス値になることはありません。企業は名目値で利潤が得られれば実質粗付加価値がどのような値になろうと生産を続けることができる。名目値で利潤が得られている状

態でも、生産額と中間投入額を実質値に変換するさい、生産物価格との相対値で中間投入物価格が非常に高い価格体系への変換であれば、実質粗付加価値はマイナスになる可能性がある。企業は、他時点の価格体系あるいは他国の価格体系で計算した場合に粗付加価値がマイナスになるかどうかには関係なく、当該時点・当該国の価格体系で利潤がプラスになるような生産であれば続けることができる。

産業別実質粗付加価値がマイナス値になる場合、この産業別実質粗付加価値がその産業の生産粗数量の表示として不適当であることは明瞭であると思う。

ダブルデフレーションによって求められた実質粗付加価値がマイナスになる可能性があることはSNAでも指摘されている。経済企

画庁経済研究所国民所得部編集（1996）の6.223項には「ある価格のセットの下で経済的に効率的であり、利益をあげることができる生産過程は別の価格のセットの下ではそうでなくなり、そうした価格のもとでは使用されなくなるかもしれない。このような理由のために、大きく異なる価格セットを用いて数量を再評価することによって求められる総付加価値の計数は、ほとんど経済的意味をもたないこともあるし、負になることすらある」と書かれている。

『OECD生産性測定マニュアル』も、通常のダブルデフレーションで実質化された付加価値が負値になる可能性を指摘し、このような場合は「別の手法を採るべきである」として、トロンキスト数量指数の使用を推奨している。トロンキスト数量指数に関しては、次節「3-2 トロンキスト付加価値数量指数を使用する場合」において検討する。

第2に、このようにして求めた産業別実質付加価値は、同じ産業別生産数量に関するものであるにもかかわらず、どの価格体系に統一するかによって、増大（より大）になったり、減少（より小）になったりする。

例えば、第4表をみていただきたい。これは、13トンの原材料を使用して6トンの生

産物を生産していたのが、10トンの原材料を使用して5トンの生産物を生産するように変化した場合、この産業の生産数量（純生産数量）は増加したのか、減少したのかを実質粗付加価値で判断することができるかという問題である。

価格を0時点に統一した実質粗付加価値は8万円から10万円に増大しているが、価格を1時点に統一した実質粗付加価値は38万円から35万円に減少している。これは実質粗付加価値という指標が、生産粗数量そのものを表しているのではないということを示している。0時点から1時点への生産粗数量そのものの変化は、どのように計測するかにかかわらず客観的に存在し、それは、増大したか、減少したか、どちらかであるはずである。ところが、このような方法で実質化された粗付加価値は増大になったり減少になったりして、増大か減少かという基本的な事実すら確認できない。

0時点と1時点の平均価格を使用して両時点の実質粗付加価値を表示するという方法も考えられる。しかし、この方法も解決にはならない。というのは、0時点から1時点への純生産粗数量の変化は同じであっても、両時点あるいはどちらかの価格が変化すれば平均

第4表 通常のダブルデフレーション

		0時点			1時点		
		物量 (トン)	価格 (万円/トン)	金額 (万円)	物量 (トン)	価格 (万円/トン)	金額 (万円)
名目価格	中間投入	13	4	52	10	4	40
	生産	6	10	60	5	15	75
	名目粗付加価値			8			35
価格を0時点に統一	産出	6	10	60	5	10	50
	実質粗付加価値			8			10
価格を1時点に統一	産出	6	15	90	5	15	75
	実質粗付加価値			38			35



価格が変化し、平均価格で表示された実質粗付加価値が増大になったり減少になったりするということは、同じように存在するからである。

生産物に関する実質金額に関しては、一種類の産品の場合、0時点価格を使用するか、1時点価格を使用するかによって、増大になったり減少になったりするということはない。ところが、実質粗付加価値は、一種類の産品の場合でも、0時点価格を使用するか、1時点価格を使用するかによって、増大になったり減少になったりする。

生産物に関する実質金額に関しても、複数の生産物の集計値に関しては、0時点価格を使用するか、1時点価格を使用するかによって（つまりラスパイレース指数を使用するか、パーシェ指数を使用するかによって）増大になったり減少になったりすることがありうる。0時点と1時点の平均価格を使用するという方法も解決にならないということは、付加価値の場合と同様である。しかし、この問題に関しては、私は、集計するための価格を、生産物を集計するのに適した価格に特定化することによって解決すると考えている。私は、生産物を集計するための価格は、生産というものの本質に基づいて、生産物に投下されている労働量に正比例する価格が適していると考えている。特定国の特定時点の各生産物に投下されている投下労働量は特定値である。この点で市場価格が生産の本質に基づかない偶然的な要因によっていろいろな値になりうるのとは異なる。0時点と1時点の平均投下労働量も1つの値に特定される。この平均投下労働量に正比例する価格で集計すれば、複数の生産物の集計値に関しても、0時点から1時点への増減、変化率は確定する。

ところが、粗付加価値に関しては、1種類の産品の場合でさえ、金額は計測できてもその数量が計測できない。単位数量と価格が確定できない。粗付加価値に対応する労働量も

中間投入物に投下されている労働量も生産物に投下されている労働量も計測できる。しかし、各種類の純生産粗数量が計測できないのであるから、各種類の純生産粗数量の変化を労働量ウェイトとして総合するというようなことは、出来るはずがない。

第3に、基準時点（国）と比較時点（国）の価格を同じに統一したとしても、どの価格に統一するかによって、多種類の商品についてはもちろん、1つの商品に関してさえ、基準時点（国）と比較時点（国）の粗付加価値の比率は異なる。例えば、第3表の場合、日本価格に統一した場合と韓国価格に統一した場合の粗付加価値の産業別日韓付加価値比率は異なっている。

実質粗付加価値がマイナス値になったり、増大・減少が逆転したりするほど特異でなくても、どの価格を使用するかによって、個々の産品についてさえ、基準時点（国）と比較時点（国）の粗付加価値の比率が大きく異なる場合があるというのは、実質粗付加価値の推計値を現実分析に適用する場合、複数の結果が出てきて、混乱をもたらす可能性があるということである。しかもこの場合、生産物の場合に可能であったような、平均投下労働量に基づいて、最も適した価格体系を採用するというような解決法は存在しない。

### 3-2 トロンキスト付加価値数量指数を使用する場合

次に、『OECD生産性測定マニュアル』等が推奨しているトロンキスト付加価値数量指数を使用する場合について検討する。

ラスパイレース指数が基準時点（国）ウェイトの加重算術平均指数、パーシェ指数が比較時点（国）ウェイトの加重算術平均指数、フィッシャー指数がそれらの幾何平均であるのに対して、トロンキスト指数は基準時点（国）ウェイトと比較時点（国）ウェイトの算術平均をウェイトにした加重幾何平均指数

である。

産出物  $i$  の指数を  $q_{i,t}/q_{i,t-1}$ 、集計物における産出物  $i$  の基準時点 (国) ウェイトを  $w_{i,t-1}$ 、比較時点 (or 国) ウェイトを  $w_{i,t}$  とすると集計物のトロンキスト指数 *Tornqvist* ( $Q_t/Q_{t-1}$ ) は (1) 式であらわされる。

$$Tornqvist \left( \frac{Q_t}{Q_{t-1}} \right) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{q_{it}}{q_{i,t-1}} \right)^{\frac{1}{2}(w_{i,t} + w_{i,t-1})} \quad (1)$$

産業別生産物数量指数が産業別付加価値数量指数と産業別中間投入数量指数の (基準時点と比較時点の金額シェアの算術平均をウェイトとする) 加重幾何平均に等しいと仮定し、記号を以下のように決めると (2) 式が成り立つ。 $j$  は産業部門を表す。

$$\text{産業別産出数量指数} : \frac{Q_t^j}{Q_{t-1}^j}$$

$$\text{産業別中間投入数量指数} : \frac{M_t^j}{M_{t-1}^j}$$

$$\text{産業別名目付加価値率} : S_{VA,t}^j = \frac{P_t^j Q_t^j - P_{t-1}^j M_t^j}{P_t^j Q_t^j}$$

$$\text{産業別名目中間投入率} : S_{M,t}^j = 1 - S_{VA,t}^j$$

$$\frac{Q_t^j}{Q_{t-1}^j} = \left[ \frac{M_t^j}{M_{t-1}^j} \right]^{\frac{1}{2}(S_{M,t}^j + S_{M,t-1}^j)} \cdot \left[ \frac{VA_t^j}{VA_{t-1}^j} \right]^{\frac{1}{2}(S_{VA,t}^j + S_{VA,t-1}^j)} \quad (2)$$

(2) 式を、生産物数量指数と中間投入数量指数から付加価値数量指数を求める式に変形すると (3) 式となる。

$$\frac{VA_t^j}{VA_{t-1}^j} = \left[ \frac{Q_t^j}{Q_{t-1}^j} \cdot \left[ \frac{M_t^j}{M_{t-1}^j} \right]^{\frac{1}{2}(S_{M,t}^j + S_{M,t-1}^j)} \right]^{\frac{1}{1 - S_{VA,t}^j - S_{VA,t-1}^j}} \quad (3)$$

たしかに、トロンキスト数量指数は必ず、正の値になる。そして基準時点 (国) の粗付加価値にトロンキスト付加価値数量指数を掛けて求めた比較時点 (国) の実質粗付加価値も正の値になる。

しかし、トロンキスト数量指数による方法も完璧なものではない。

第 1 に、トロンキスト数量指数を掛けて求

めた実質粗付加価値と実質中間投入額、実質生産額との間には加法整合性が成立しない。

例えば第 5 表 A の数値例の場合、上記の式どおりに計算するとトロンキスト粗付加価値指数は 1.00445 となり、これを使用して 1 時点の実質粗付加価値は 8.04 万円と計算される。この場合、実質中間投入額 (40 万円) に実質粗付加価値 (8.04 万円) を足した値は実質生産額 (50 万円) になっていない。

中間投入額に粗付加価値額が加わって生産額になるというのは、粗付加価値の基本的な性質であるはずなのに、この関係が成立していないというのは問題である。この問題は、実質粗付加価値、実質中間投入額、実質生産物金額を含む総合的な分析をする際、種々の不都合もたらす可能性がある。

第 2 に、粗付加価値に関するトロンキスト数量指数は、生産性計測における産出量の指標として不適当な値を示すことがある。

例えば、第 5 表 A と第 5 表 B を見ていただきたい。A も B も、0 時点では 13 トンの中間投入物から 6 トンの生産物を産出していたのが、1 時点では 10 トンの中間投入物から 5 トンの生産物を産出する状態、への推移である。A と B で、生産の物理的過程は相違していない。相違は、1 時点の生産物の価格が、A では 1 トン当たり 15 万円であるのに対して B では 16 万円ということだけである。この場合、粗付加価値に関するトロンキスト数量指数は、A では 1.00445 であり、B では 0.99045 である。つまり、トロンキスト数量指数は、A の場合実質付加価値が増大したと示し、B の場合実質付加価値が減少したと示しているということである。生産の物理的過程は相違していないのに、一方では実質付加価値が増大すると示し、他方では実質付加価値が減少していると示すということは、生産の実質値の指数として完全ではないということを意味していると考えられる。しかも、この場合 (生産の物量に関しては 0 時点 1 時点の両方とも、

**第5表 トロンキスト数量指数による実質粗付加価値の計算A**

	0 時点			1 時点			
	物量 (トン)	価格 (万円/トン)	名目金額 (万円)	物量 (トン)	価格 (万円/トン)	名目金額 (万円)	実質金額 (万円)
中間投入	13	4	52	10	4	40	40
生産物	6	10	60	5	15	75	50
粗付加価値			8			35	8.04

トロンキスト粗付加価値数量指数：1.00445

**第6表 トロンキスト数量指数による実質粗付加価値の計算B**

	0 時点			1 時点			
	物量 (トン)	価格 (万円/トン)	名目金額 (万円)	物量 (トン)	価格 (万円/トン)	名目金額 (万円)	実質金額 (万円)
中間投入	13	4	52	10	4	40	40
生産物	6	10	60	5	16	80	50
粗付加価値			8			40	7.92

トロンキスト粗付加価値数量指数：0.99045

名目付加価値 (= 実質付加価値) に関しては 0 時点について、A と B は同じである)、1 時点の名目付加価値が A より B の方が大きいのに、逆に、トロンキスト数量指数による 1 時点の実質付加価値は A より B の方が小さい。1 時点の物量も 0 時点の価格も変化しない状態で、1 時点の生産物価格が 1 トン 15 万円から 16 万円へ上昇すると、1 時点の名目付加価値が 35 万円から 40 万円へ上昇するというのは日常的感觉にあうが、実質付加価値 (= 0 時点価格で表された 1 時点付加価値) が、変化しないのでも増加するのでもなく、8.04 万円から 7.92 万円へ減少するというのは日常的感觉にもあわない。この場合、生産粗数量 (及び生産純数量) の 0 時点から 1 時点への変化の大きさは、価格がどうなろうとも同じなのであるから、市場価格に依存しない値になるのが、実質化することによって求めようしているものである。

以上から、トロンキスト実質付加価値指数

によって求めた実質粗付加価値も生産性計測における産出の指標として大きな問題を持っていることがわかる。

#### 4. 当該産業全労働生産性によって産業別生産性を示すことができる

全労働生産性は、産出量が生産物数量であり、投入量が当該産業の直接労働だけでなく固定資本 (減耗) や原材料に投下されている労働も含めた全労働である生産性である。全労働生産性における産出量は、必ず生産物数量であり、粗付加価値や純付加価値であることはないので、前節で述べた問題は存在しない<sup>9)</sup>。

財貨の数量は物理的対象として計測できる。もちろん、財貨の数量の計測にも、質の相違の扱いや種類の違う財貨の集計の問題など、難しい問題が存在するので、より正確な計測になるよう努力を積み重ねていかねばならない。

サービスは、消費者の求めに応じる財貨や人の状態の変化<sup>10)</sup>であるから、その数量の計測は財貨より難しい。しかし、サービスは、市場経済では、取引される実体であり、価格を持っている。正確なデフレーターを求めることができ、サービス金額の実質化ができれば、この実質化されたサービス金額をサービス数量として扱うことができる。だが、サービスに関するデフレーターの推計は財貨のデフレーターより難しい場合が多いであろう。また、サービスの数量の計測の場合にも、財貨の場合と同様、質の相違の扱いや種類の違うものの集計の問題が存在するので、この点に関しても、工夫を積み重ねていかねばならない。

全労働生産性に特徴的なことは、投入量が当該産業の直接労働だけでなく固定資本（減耗）や原材料に投下されている労働も含めた全労働であるという点にあるが、産出量に関して種類の違う財貨・サービスの集計を、可能なら、投下労働量に比例した価格で行なうという点にもある。既に2節で見たように、市場価格や生産価格は生産数量や生産技術の動きとは異なった動きをすることがある。それに対して、投下労働量に比例した価格で集計された生産物量は、生産数量と生産技術のみによって決まる量であり、この点で他の価格で集計するよりも、生産性計測のための産出量として、より適した量となる。

全労働生産性の投入量として固定資本（減耗）や原材料に投下されている労働量を求めると、固定資本（減耗）や原材料を生産する産業の生産性の相違が影響する。しかし、時点（国）間比較で、固定資本（減耗）や原材料を生産する産業の生産性の相違は捨象して、純粋に当該産業の生産性を比較したい時がある。このような場合、当該産業以外の産業の労働係数、固定資本減耗係数、投入係数は時点（国）間平均を使用し、当該産業の労働係数、固定資本減耗係数、投入係数は、各

は時点（国）のものを使用して、全労働を計算し、全労働生産性の時点（国）間比較を行うことによって、目的を達成することができる。我々はこのような場合の全労働生産性を当該産業全労働生産性という、通常の産品別全労働生産性と区別している<sup>11)</sup>。

#### おわりに

以上で主張した主要点は以下の通りである。

産業別名目粗付加価値（及び産業別名目純付加価値）ならびに産業別実質粗付加価値（及び産業別実質純付加価値）には、生産性計測における産出量の指標として、種々の欠陥がある。この欠陥は、実質化の方法に関してトロンスト実質付加価値指数のような工夫をしても解決にはならない。

但し、時点（国）間で物量投入係数（及び生産物と中間投入物の質）が全く同じである場合、ダブルデフレーションされた個々の商品の粗付加価値は産業別生産粗数量の時点（国）間比較の正確な指標となる。そして、時点（国）間で物量投入係数（及び生産物と中間投入物の質）の相違が僅少である場合、ダブルデフレーションされた粗付加価値は産業別生産粗数量の時点（国）間比較の近似値として使用可能であろう。従って、時点（国）間で、物量投入係数（及び生産物と中間投入物の質）の相違が僅少であり、それとの相対値で労働係数や固定資本係数が大きく相違する場合、粗付加価値労働生産性や粗付加価値固定資本生産性の時点（国）間比較は、それ相応に有効であろう。

全労働生産性には、付加価値生産性のような欠陥はなく、付加価値生産性が意味をなさない場合でも生産性を計測することができる。産業別生産性の指標として、当該産業全労働生産性指標が産業別粗付加価値生産性指標（及び産業別純付加価値生産性指標）より優れている。

## 注

- 1) SNAでは、産出 (Output) は「ある事業所内で生産され、その事業所の外部での使用に向けられた財貨やサービス」として定義されている(経済企画庁経済研究所国民所得部編集(1996)の6.38.項)。しかし、ここではアクティビティベースの枠組みで産出を考えることにする。つまり、SNAの「同質の生産単位」(同5.46.項)の産出として考えることにする。そうしないと事業所の規模・在り様という歴史的・制度的要因によって産出量の定義が変化してしまうからである。アクティビティベースの枠組みでの産出は生産 (Production) と同義と考えられる。
- 2) 本稿では生産物という用語を物的財貨だけでなくサービスも含んだものとして使用する。
- 3) 物量という用語もあるが、ここでは経済企画庁経済研究所国民所得部編集(1996)の用語法に従って数量という用語を使用する。SNAの日本語訳ではQuantityを物量、Volumeを数量と訳しており、 $Volume = Quality \times Quantity$ という関係がある。また、QuantityとVolumeには物的財貨の量だけでなく、サービスの量も含まれる。
- 4) 投入量の問題に主眼をおいて生産性を考察した論文に泉・李(2005)がある。本稿はこの論文の続稿であり、それを補完するものである。
- 5) 泉(2008) 参照
- 6) ポール・シュライアー著・清水監訳(2009)には「付加価値に対応する物的数量は何もない」(24ページ脚注)と書かれている。しかし、計測の難しさはともあれ、中間投入物の財貨・サービスへの物的変化とその大きさは客観的に存在し、これが付加価値に対応する物的数量である、と私は考える。
- 7) 経済企画庁経済研究所国民所得部編集(1996)の6.8.項
- 8) 総務省『小売物価統計調査』には多くのサービス価格の調査結果が掲載されているが、「中間投入物の財貨・サービスへの物的変化自体」に関する価格は掲載されていない。また、3.で検討するように、粗付加価値の実質化は、「中間投入物の財貨・サービスへの物的変化自体」に関する価格が存在しないので、中間投入物価格と生産物価格を使用したダブルデフレーションの方法で行われる。
- 9) 3-1第3表において2000年日韓産業連関表を産業別購買力平価で実質化すると、付加価値がマイナスになる産業があるということを示した。このような場合、産業別付加価値生産性という指標は意味をなさない。しかし、このような場合でも全労働生産性は問題なく計測できる。筆者は同じ産業別購買力平価を使用した全労働生産性指標による日韓2000年の産業別生産性水準比較の計算結果を泉・梁・李(2008)において公表している。
- 10) 経済企画庁経済研究所国民所得部(1996)の6.8.項
- 11) 当該産業全労働生産性の詳細は泉・李(2005)『統計学』第89号を参照。

## 参考文献

- [1] 泉 弘志 (2008) 「経済成長率と労働価値説」『経済理論学会第56回大会報告集』(CD)
- [2] 泉 弘志, 任 文 (2005) 「TLP (全労働生産性) による中国の部門別生産性の計測」『産業連関』Vol. 13, No. 3
- [3] 泉 弘志, 梁 炫玉, 李 潔 (2008) 「2000年産業別生産性水準の日韓比較」『大阪経大論集』第58巻第6号
- [4] 泉 弘志, 李 潔 (2005) 「全要素生産性と全労働生産性」『統計学』第89号
- [5] ポール・シュライアー著, 清水雅彦監訳, 佐藤隆/木崎徹訳 (2009) 『OECD生産性測定マニュアル』慶應義塾大学出版会
- [6] 経済企画庁経済研究所国民所得部編集 (1996) 『1993年改訂国民経済計算の体系』

## Value Added Productivity and Total Labor Productivity

Hiroshi IZUMI

(Faculty of Economics, Osaka University of Economics)

### Abstract

Productivity is the ratio of output to input. The productivity, for which value added is used as output, is value added productivity. Although value added productivity by industry is used considerably in Japan and also in the world, nominal value added and real value added by industry have some weak points in the case they are used to measure productivity by industry, for example, real value added by industry may be negative. These weak points cannot be solved fundamentally by making such trial as tornqvist real value added index.

Total labor productivity is the productivity for which volume of good and service is used as output and total labor quantity is used as input. Total labor means the sum of direct labor, labor inputted in intermediate commodities and labor inputted in fixed capital consumption, Total labor productivity has not such demerits as value added productivity has. We can measure productivity by industry by using total labor productivity.

### Key Words

value added productivity, total labor productivity, double deflation, real value added

# Exploring the Usability of GPSed Records :

## A Data Typological Approach<sup>1)</sup>

Hiromi MORI\*

### Summary

Up until quite recently, location information on surveyed units, for example, of households, establishments and enterprises, has been collected as area information, such as tract codes, in which one-to-one correspondences between the unit and the location information are not provided, despite the fact that each unit has inherently unique information in terms of its location.

This paper first addresses the issue that ambiguity of data due to insufficiently obtained location information under questionnaire-based surveys gives rise to several constraints in their use. Latest developments in information technologies have opened up new possibilities for the application of GPS for statistical purposes. One can create GPSed records by assigning relevant GPS codes to respective survey results. Compared with non GPSed records, GPSed records appear to yield several benefits. Thus, the remainder of the paper highlights the potential function of GPS codes with respect to the possibilities of cross-sectional as well as longitudinal data fusion, which is expected to explore new frontiers in integrated data production by expanding the dimensions of existing records. The discussion in this paper also implies that GPS coordinates are one of the possible key variables for fusing the data.

### Key Words

GPS coordinates, data archive, data fusion, integration

### 1. Introduction

In modern censuses, enumerating activities have been conducted at each census tract, which exclusively covers the whole scope of national territory. Census tracts were introduced with the intent of avoiding counting failures as well as multiple counting. Although some surveys inquire about respondents' addresses, in most cases, location information of surveyed units is given either by region or tract

code. The tract code has been used as the minimal unit to represent the location information of surveyed units within the tract. In other words, surveyed units in a particular tract have shared identical code numbers to represent their locations.

Modern information technology has provided a substantial breakthrough in obtaining the location information of surveyed units. Due to advanced information technology, together with the wide-spread use of reasonably-priced handheld PCs, the Geographic Positioning System (GPS), originally introduced as a military in-

---

\* Faculty of Economics, Hosei University  
4342 Aihara, Machida-shi, Tokyo, JAPAN 194-0298

vention, is now widely applied in various fields as a civilian technology.

The aims of this paper are twofold: first to document a set of problems caused by the insufficient collection of the location information of surveyed units, and second to draw a sketch of the potential uses of GPSed records with regard to the typology of data.

## 2. Statistical surveys and the dual nature of surveyed records

In conducting surveys, information is collected from surveyed units such as persons, households, establishments, enterprises and so on, through the use of questionnaires. The information obtained concerning surveyed units is usually arrayed as a record format, which, however, has a dual nature.

It is obvious that obtained data, i.e. the various attributes, activities and results, are ascribed to each surveyed unit. That is, individual records have been regarded as statistical copies of the surveyed unit. Another aspect is less obvious compared with the first one. The surveyed information belongs to or relates to the units that are located at a particular geographical point, i.e. a dwelling unit or site where business activities are carried out. Put differently, the set of informational data offered by surveyed units are related to some particular geographical point. One may term the former “unit information” and the latter “spot information”.

Spot information obtained from observations in a single survey is less obvious than unit information, because spot information refers not to the unit itself but to its locational existence. Repeated observations, however, may more clearly address the dual nature of the records. When the same unit has been repeatedly observed in a series of surveys or censuses, the

obtained records may reflect longitudinal change in the relevant unit. When the same spot has been observed in repeated surveys, it will document the kind of activities of one fixed point at different moments.

As these two aspects which the surveyed records inherently possess in a latent manner are substantially dynamic in nature, they may split off in cases when units change their locations over a period of time. Although the majority of the surveyed units continue to stay at the same spots, the replacement of units may possibly take place in surveys conducted at certain intervals. Different units may be observed in ensuing surveys at the same spot due to the replacement of units, i.e. by a former unit moving out followed by a substitute moving in. The observed spots in the previous survey can disappear, whether or not the dwelling units are existent, in cases when no succeeding tenants accommodate that dwelling unit. It may also be possible that new entrants are surveyed at new spots. Families can be occupants either of newly constructed or unsettled dwelling units, while establishments and companies can launch their business activities either at newly developed industrial sites or ones that were unoccupied when the previous survey was conducted.

Statistics has long been regarded as a science dealing primarily with massive phenomena. In traditional statistics, therefore, surveyed units used to be regarded simply as elements that mold a population or subpopulation. It was only in the latter half of the 20th century that statisticians began to shed light on individual survey records.

Due to these traditional statistical ideas, together with several technological constraints, statistics remained tolerant of the insufficient use of the location information inherent in sur-



Household survey record							Enterprise/establishment record																				
date of survey		location codes		survey items			date of survey		location codes		survey items																
survey identification code	year	date	prefectural code	city code	survey tract code	family sample number	seq. number of ind. in family	item 1	item 2	item 3	.....	survey identification code	year	date	prefectural code	city code	survey tract code	name	ZIP code	address	startup date	capital size	number of employees	item 1	item 2	item 3	.....

Figure 1 Examples of record layout forms

vey records. Although surveyed units such as households, establishments and enterprises mostly have definite location information regarding their existence, survey records documented them not at their particular points, but only as one of the component units of the tract. Instead of specified location codes inherent to respective surveyed units, a tract code number was given to all surveyed units that belonged to a particular tract. Each unit’s location information was collected not as a geographical point, but as small area. Because insufficient location information was obtained, statistics had to put up with “diluted” information in terms of the location of units that resulted in a number of constraints on its use. Figure 1 illustrates examples of traditional household and establishment/enterprise record layout forms.

**3. Information constraints of tract-based records**

**(1) Problems caused by border rezoning**

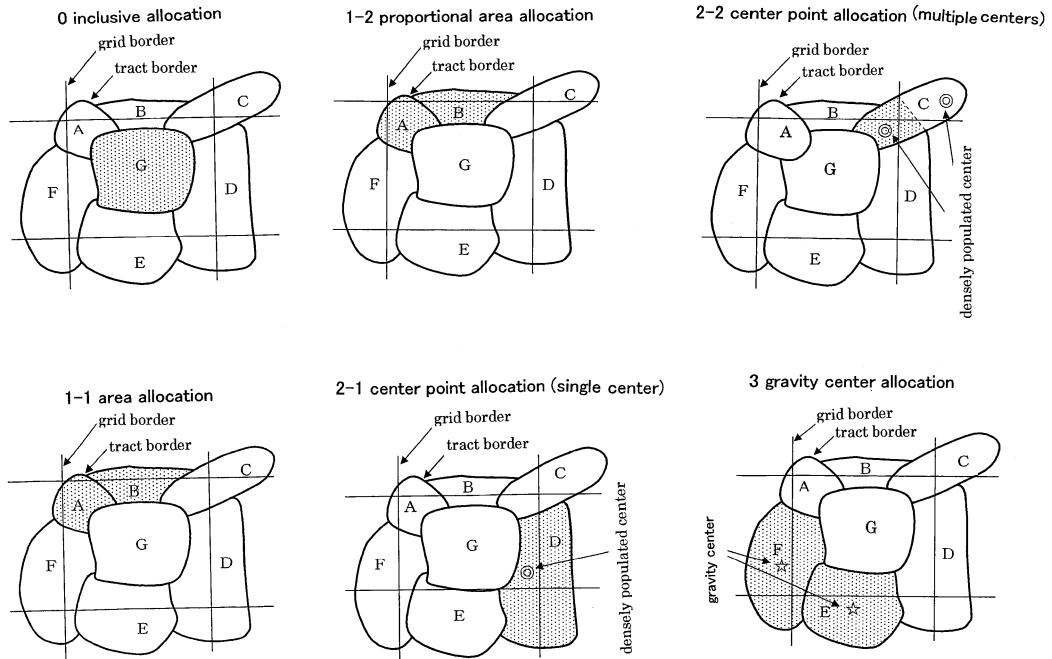
While Japan had more than 12,000 cities, towns and villages in the 1950s, the number had diminished drastically to about 2,200 by the year 2005. The annexation and reorganization of municipalities are real threats to statistical

comparability, since they require enormous amounts of clerical work to adjust historical statistics to the newly annexed or partitioned boundaries. The rezoning of boundaries renders time series regional data less consistent.

Census tracts are not totally immune from boundary rezoning. The completion of new roads and railways and the development of new residential areas make existing tract maps obsolete. Some tracts have been partitioned and then annexed to several neighboring tracts, while several others have been totally reorganized. Such tract rezoning also disturbs the comparability of small area time series data. The Basic Unit Block (BUB) was introduced in Japan in 1990 as the minimal survey tract area of a more or less durable nature. Although these are expected to be more robust than census tracts, they still are not always free from restructuring.

**(2) Allocation of surveyed units in tracts**

Grid Square Statistics were introduced in Japan based on the 1970 census results. Under this system, the whole national territory is divided into rectangles of about one square kilometer and 500 square meters by longitudinal



Source : <http://www.stat.go.jp/data/mesh/pdf/gaiyo2.pdf> (pp.24, 26, 28)

Figure 2 Allocation of tract units among grid squares

and latitudinal lines. These grids are called “basic grid squares” and “half grid squares”, respectively.

Since the geodetic line partitions areas mechanically into a set of uniform grids, they can be independent of any municipality rezoning and of tract reorganization. As case 0 in Figure 2 illustrates, for tracts that are totally included in a particular grid, the whole of their elements are properly allocated to that grid. In the case where the grid borders cross the tracts, however, tract elements, i.e. the surveyed unit records, should be processed in such a way as to cope with the problems of how to allocate them among grids in an appropriate manner. In all remaining cases, surveyed units are allocated more or less by approximation (case 1-1) or by calculation (cases 1-2, 2-1, 2-2 and 3). In either case from 1-1 through 3, an ambiguity oc-

curs in converting tract-based data into grid-based data.

### (3) Inadaptability of data for buffering analysis

Buffering analysis is now widely used to identify buffered polygon areas with a fixed distance surrounding specified input features, which can be polygons, lines or points. Since buffer polygon borderlines do not necessarily coincide with those of tracts, borders usually intercross. Similar to the grid estimates, estimates for buffered polygons, therefore, are usually subject to the ambiguity caused by inconsistent borders. Buffered circles and polygons usually have indented fringes due to the discordance of bordering.

All these difficulties, yielded in the process of allocating surveyed units in tracts to relevant

areas, derive from insufficiently obtained location information in surveys.

**4. Obtaining GPS coordinates**

Developments in information technologies have opened up a new scope in obtaining location information from each surveyed unit. Similar to the Internet, GPS was originally invented and has been utilized primarily for military purposes. Thanks to improvements in the accuracy of digital map software, together with widespread use of information terminals furnished with various GIS softwares, GPS now enjoys a wider acceptance in daily life as necessary information infrastructure. Official statistics, however, are relative latecomers in applying GPS for their practices.

Directly obtaining GPS coordinates through mobile terminals and indirect access to them either by means of address-GPS converting software or by applying appropriate calculation methodologies served as a powerful driving force for statistics to explore the wider dimensions of the applicability of coordinates, not only for the use of data but also for the production of data of improved quality. GPS coordinates collected by field workers in address canvassing

for the 2010 U.S. Population Census are used to pinpoint the residences of non-responders, and thus to improve the response rate. Statistics Poland is planning to collect GPS coordinates in the 2011 Census.

Besides such applications of GPS coordinates in the survey process, they are expected to provide a wider dimension of inputs to statistical practices. As one of the major aims of this paper is to address the characteristics of individual records with GPS coordinates (hereinafter termed GPSed records), it would be convenient to provide here a rough image of GPSed records. The diagrams in Figure 3 document images of a data format for GPSed records.

Unlike tract-coded records, GPSed records provide definite location information of surveyed units. As stated above, ambiguity in the use of data has sprung substantially from area-based locating. GPS coordinates are more appropriate variables than tract codes in terms of identifying the geographical points of surveyed units' existence. Once GPS coordinates are tacked to individual records by some measure or other, it becomes possible to allocate surveyed units not by estimation but by direct as-sorting of surveyed units according to the coor-

Household survey record								Enterprise/establishment record																
survey identification code	date of survey		location codes			seq. number of ind. in family	survey items			survey identification code	date of survey		location codes			survey items								
	year	date	prefectural code	city code	GPS coordinate X		GPS coordinate Y	family sample number	item 1		item 2	item 3	year	date	prefectural code	city code	GPS coordinate X	GPS coordinate Y	name	ZIP code	address	startup date	capital size	number of employees

Figure 3 Examples of GPSed records

dinate information. Units such as families, establishments and enterprises will have been surveyed intrinsically at the very point of their existence. It was not until the obtaining of coordinate information that statistics became able to employ location information on an extensive scale.

GPS coordinates tacked to each record as one of the unit's basic attributes will enable to liquidate the ambiguity described above. By doing so, all archived records will be able to cope with any form of zoning. GPSed time series records can enjoy longitudinal comparability in full scale. Furthermore, they are qualified to compile statistics that can meet any buffered zones.

Besides these advantages, GPSed records appear to have additional attributes. The following paragraphs will discuss potential uses of GPSed datasets with regard to the typology of data.

### 5. GPSed records by type of datasets

Datasets can be classified into several sub-categories by kinds of surveyed units and forms of datasets. Additional variables that account for the datasets will also be introduced to characterize the specific nature and usability of GPSed datasets.

A single census or survey result provides a snapshot of the surveyed units at a particular

date that forms a single cross-sectional dataset. A series of censuses or surveys conducted repeatedly during the time sequence will give repeated snapshots. These snapshots usually comprise repeated cross-sectional datasets. Leaving aside censuses, a series of survey results do not necessarily cover the same surveyed unit. Repeated cross-sectional datasets, therefore, do not portray snapshot observations of the same set of surveyed units. When the same units are surveyed repeatedly in a series of surveys, one can compile longitudinal datasets that form a matrix of N surveyed units and T periods for each surveyed variable. However, the number of surveyed units in each snapshot is not always the same in the longitudinal dataset because of the attrition of the surveyed samples. Including unbalanced datasets with an unequal number of surveyed units in each snapshot, the author simply terms such datasets here as longitudinal.

As for the nature of surveyed units, we will focus our discussion on the GPSed records of surveyed units with a rather stable nature in terms of their geographical locations. Thus, locations, i.e. dwelling units usually inhabited by families and sites where establishments/enterprises perform their economic activities, are currently our major concerns in discussing GPSed records. Individual records armed with

Table 1 Business/household datasets by type

surveyed units	observation unit	single snapshot	repeated snapshots	
		cross-sectional	repeated cross-sectional	longitudinal
business (enterprise/ establishment)	unit	(A)	..... (C) .....	..... (E) .....
	site			
household	unit	(B)	..... (D) .....	..... (F) .....
	dwelling			

GPS coordinates involve in themselves a potential moment to breakaway the dual nature that seems to be inseparably integrated in the surveyed records. This separation will turn out to be pronounced in the repeated snapshot datasets such as repeated cross-sectional and longitudinal datasets.

Table 1 illustrates categories of datasets by types of surveyed units and datasets.

## 6. Possible uses of GPSed records by type of datasets

Categories of GPSed datasets (A) through (F) in Table 1 appear to have particular attributes regarding each surveyed unit and its location information, which govern the scopes and dimensions of their usability.

### (A) Cross-sectional GPSed business datasets

As figures 1 and 4 have documented, a pair of GPS coordinates ( $x, y$ ) corresponds to each surveyed record, while surveyed units with a traditional record format share the same geocodes, such as tract and other area codes. In the latter case, whole units that fall within a respective area should carry an identical location code number, such as a tract code. GPSed records are distinguished from non-GPSed ones, among others, by a one-to-one correspondence of surveyed record with its location code. Since GPS coordinates provide an individual record with accurate pinpoint information in terms of each unit's location, GPSed records can be free from ambiguity in allocating units into respective regional areas that non-GPSed records were unable to do.

Allocating units in bordering areas to pertinent areas has been an extremely labor-intensive exercise in compiling grid square statistics.

As cross-sectional GPSed datasets can cope with any regional zoning, it may be possible to complete it automatically with the help of coordinate information. It is quite reasonable that the Japanese Statistics Bureau converts address data to GPS coordinates in compiling Grid Square Statistics from the Establishment and Enterprise Census data. They can also handle any claims in elaborating polygons required in various buffering analyses.

Cross-sectional GPSed business datasets may be applicable, for example, to the following analyses. Firstly, they can provide effective datasets for analysis of various aspects of industrial clusters. The territorial location of clusters, their economic size and density by region and industry are of major concerns among geographers.

The U.S. Census Bureau was exceptionally quick in assessing the damage caused by the hurricanes Katrina, Rita and Wilma with GPSed establishment records (Jarmin S.Ron and Miranda J., 2009). This case study offers one smart example demonstrating the potential usability of GPSed datasets, for example, in the field of disaster damage prevention. Central and local governments of most countries have already furnished various hazard maps. One may easily assess the extent of damage by overlaying GPSed records on hazard maps using coordinates as linking keys.

It is worth noting that GPSed cross-sectional records also have an advantage in enlarging the information potential of data by means of expanding dimensions through data fusion. Among individual records from multiple sources such as censuses, sets of heterogeneous surveys and administrative records, there may exist some which carry identical coordinate information. However, such cross-sectional record linkages

are “pseudo”, because it is not necessarily the relevant business units that were combined with each other as unified records in extended dimensions. The latest developments in statistics have shed light on data fusion as one of the possible expansions of information potential. Records with a multiplied number of variables generated by the coordinate-based cross-sectional data fusion among heterogeneous business records may allow intensive analyses that a single set of records could never hope to achieve.

#### **(B) Cross-sectional GPSed household datasets**

Unlike tract coded records, which share an identical polygon code number among surveyed units, each household record in GPSed datasets usually has a unique location code relative to the coordinate information of the dwelling unit. Although multiple-floor apartment houses may possibly be codified by one and the same pair of coordinates, coordinates may still retain their validity as location indicator. GPS coordinates are also expected to expand their dimensions, for example, by introducing an additional variable that denotes floor information.

GPSed household datasets are more informative than tract coded ones in analytical usability, because they are qualified to accommodate themselves to a wide spectrum of regional zoning. One can estimate or assess the number of casualties from natural disasters such as floods and earthquakes by overlaying the GPSed records upon hazard maps. Statistical assessments of governmental services may also be possible by scoring accessibility to public facilities. GPSed household datasets capable of meeting any buffering analyses are also attractive to businesses in mining potential local mar-

kets by calculating the size, compositions, density and income distribution of subpopulations in relevant buffering areas.

Expanding the potentials of existing data by data fusing records is also valid for household records. Despite the pseudo manner of data linkage, the compiled datasets with multiplied dimensions of variables will enable intensive analyses that may bring about new findings.

#### **(C) Repeated cross-sectional GPSed business datasets**

Since coordinates are distinct in indicating the location of units, one can obtain results not by estimation but by the direct counting of units through a vector algorithm applicable to any levels of polygons. The GPSed records can display their advantages over other location codes, among others, in time series regional comparisons. Once individual records are archived with appropriate coordinates, they will become able to release the data from every constraint in time series comparisons that was formerly caused by restructured borders. Allocating units to each pertinent polygon by the help of coordinate information will make possible prospective as well as retrospective regional comparisons.

Repeated cross-sectional GPSed business datasets obtained by a series of surveys will offer users a periodical chain of snapshots on the activities of business units and behaviors. They can be applied to the analysis, for example, of the dynamism of an industrial cluster. With these types of datasets one can draw a series of pictures that illustrate the trend of diffusion or contraction of industrial clusters and can analyze business demographic events such as the entry or exit of units to or from the cluster.

One of the characteristic features of the re-

peated cross-sectional GPSed datasets is the possibility of longitudinal expansion of data dimensions. When we focus our interest on the location information of surveyed units given by the coordinates of sites where establishments or companies currently perform their activities, a new type of dataset, i.e. a pseudo panel dataset of establishments or companies will be compiled by fusing records by means of coordinates. The dataset is pseudo in the sense that establishments or companies that perform their business activities at the respective sites are not necessarily identical units. Business being performed at a particular site may alter by the exits of units followed by substitute entries during the period of time in question. However, as it is expected that an overwhelming majority of business units continue to carry out their activities at the same sites they have occupied in the past, we regard the compiled datasets as a panel in the broader sense.

When one changes ones viewpoint to the location where each unit was actually surveyed, however, both panel datasets are “genuine” in nature. Put differently, GPS coordinates are qualified to work as effective key variables to generate panel datasets out of unpaneled repeated cross-sectional datasets.

Thus, panel-based analyses would be applicable to these types of datasets.

**(D) Repeated cross - sectional GPSed household datasets**

Repeated cross-sectional GPSed household datasets give a chain of snapshots focused on the activities and behaviors of families over the course of time. Thanks to the coordinates, the datasets can support any restructuring of regional zones. One can analyze various dynamic aspects of population and families by each re-

gion using this type of dataset. Comparison of the ageing tempo of populations by region, for example, is of importance for policymakers who are keen on reallocating budgets.

When one regards repeated cross-sectional GPSed household datasets from the viewpoint of GPS coordinates, individual household records are reorganized into pseudo panel datasets. Similar to the business datasets, those compiled from repeated cross-sectional GPSed household datasets are still pseudo in terms of longitudinal attributes, because coordinates are linked not to respective families, but only to the dwelling units. Even in cases where household records carry unchanged coordinates in repeated cross-sectional datasets, there may possibly be replacements of families in dwelling units caused by the moving out of a family followed by another family moving in. It is well expected, however, that in the majority of cases families continue to reside at the same dwelling units. Unless panel datasets in the true sense are available for households, pseudo panel datasets compiled by means of record linkage using GPS coordinates as matching keys would be applicable as one of the feasible options of a secondary approach to family demographic events analyses.

**(E) Longitudinal GPSed business datasets**

By the turn of the 21<sup>st</sup> century, business statistics in most countries had already become equipped with business registers that now serve as fundamental survey infrastructure as well as a particular machine to produce relevant statistics. Business registers in many countries have already stepped up to the second generation phase as databases with a longitudinal dimension in order to be able to meet the analytical needs of business demography. A business

register, as the core segment of a relational database, forms a backbone for the integration of a wide spectrum of business statistical records both in cross-sectional and longitudinal dimensions. A systematic coding of the ID numbers of business units is a prerequisite for the effective functioning of the database. Longitudinal records in themselves contain elements of business demography, such as launching a business (entry), survival, dormancy (suspension) and quitting (exit).

GPSed longitudinal datasets are far more informative than non GPSed ones. Longitudinal records armed with GPS coordinates are qualified to objectify the dual aspect, i.e. unit and site information which the individual records have carried latently. When one focuses upon surveyed units, unchanged coordinates indicate their survival, while the changed ones suggest the redeployment of the unit. If one switches the viewpoint to sites, records illustrate the activities of the units operated at the particular site specified by the coordinates. Put differently, it will establish the kinds of functions or potentials of the respective sites.

GPSed longitudinal business datasets can identify the following events. When one focuses on the business unit in the dataset, its coordinates provide information regarding the unit's relocations in the course of time. Since the unit is identified by the competent ID number, one can easily distinguish redeployment from quitting.

GPS coordinates are more advantageous than descriptive address information in terms of data processing in identifying the redeployments of units. Addresses tend to be mistyped, while coordinates can maintain consistency even in cases when addresses are amended by occasional address recording.

Business units go through a set of demographic events throughout the period of their activities. When one focuses on the coordinates, surveyed unit records being identifiable by unit code number may denote the demographic events of the business unit, such as survivals, entries, exits which come about at a particular site. Thanks to the unit ID number, it is possible to distinguish new entries from the moving in of existing units due to redeployment and also exits from the moving out of units. It is expected that GPSed records can partly substitute for the profiling work of business units, which is actually quite labor-intensive clerical work, through automatic data processing.

By controlling site information, GPSed longitudinal business datasets would be applicable to establish, for example, the business unit redeployment ratio by size and industry and compare the ratios between single and multiple establishment businesses or grouped or single enterprises.

#### (F) Longitudinal GPSed household datasets

Building longitudinal household databases may currently remain a far-reaching project issue for most countries. However, Nordic countries have already switched over their statistical systems to register-based ones. Central Bureau of Statistics (CBS) of the Netherlands has constructed a modern version of the System of Social and Demographic Statistics (SSDS) as the Social Statistical Database (SSD), which is realized as a relational database with population register at its core segment and integrates many other household files as satellites.

As business registers have evolved, as a matter of course, from the first generation of the business frame that only reflected a static as-



pect of the business population to ones with longitudinal attributes, household registers will likely follow similar steps in the future. In this sense, the current status of statistical practices regarding household registers may be rather premature for the following discussion on the potential usability of GPSed longitudinal datasets.

Longitudinal household datasets can be compiled through matching records by family ID number. If no ID number is available, householders' names will substitute for the ID. Similar to the longitudinal business records, household records carry a dual implication. The record tells a story about the units themselves, i.e. families or individuals who share the dwelling unit on one side, and provides information on the functioning of respective dwelling units in terms of habitation on the other.

If we direct our concerns to units, i.e. families or individuals, a changed set of coordinates will trace the family or personal history of residential moves. This type of dataset is expected to provide relevant materials for analyzing the geographical residential moves of families or individuals in each stage of a family's or an individual's life cycle.

Longitudinal household datasets focused on dwelling units can draw another picture of the habitation behavior of residents. Household records reported from residents with unchanged coordinates may give either the same family ID number/the name of householder or differed ones in a series of snapshots. By overlaying family ID number or the name of householder on respective coordinates, one can compile a dataset that helps to shed light on the occupancy status of dwelling units. Unchanged ID numbers suggest that the same families or individuals continue to reside at the same dwelling

units, while changed ID numbers indicate replacement of families or individuals. The coordinates that became extinct in the GPSed longitudinal datasets compiled of household-based survey results may indicate a vacancy or a halt of operation as residential dwelling units, while newly emerged coordinates suggest new engagements as residences. The datasets will be applicable to the identification of residential mobility, for example, by region and tenure.

## 7. Concluding remarks

Official statistics, which have collected information from surveyed units primarily to compile statistical tables, have experienced several historic turnabouts during the second half of the 20<sup>th</sup> century. Instead of macro-based datasets, the component of which are substantially aggregate statistics, users increasingly direct their concerns toward disaggregate data in the belief that the latter could portray novel images on population that aggregate data approaches were unable to attain.

Transition of the system of statistics from that made up substantially of stand-alone surveys to micro-based integration of surveyed and administrative records is another remarkable development. Collected information, which was formerly of temporary value for tabulating purposes, is more and more regarded as a sort of information asset of a durable nature that can meet long-standing and varied uses.

It is quite reasonable that contemporary needs for statistics require the archiving of obtained data which can withstand long term comparability and enable cross-sectional as well as longitudinal expansions of dimensions of archived records. The focus on GPS coordinates themselves in this paper derives from the anticipation that archiving surveyed records with

coordinates might be one of the possible options in designing data archives.

The use of GPS coordinates in official statistics is one of the recent remarkable developments in world statistics. Due mainly to technological and partly to social constraints, it was not until quite recently that statisticians began to turn their attention to the extensive use of coordinates for statistical purposes.

Although questionnaire-based surveys are qualified potentially to collect information that belongs or relates to each surveyed unit, traditional surveys have offered location information in an aggregate manner as tract codes. Because of the ambiguity of available location information that arises from tract-coded records, survey results were subject to several constraints in use, especially in time series regional analyses.

This paper has given evidence for the following issues. First, besides information on the surveyed units, individual records also carry information about the locations of units in latent manner. Second, due to the aggregate nature of

coding in terms of the location of units, transferred unit records from returned questionnaires, which are insufficient in giving the location information of units, have placed restrictions on their use. Third, as a typological approach has evidenced, repeated cross-sectional and, among others, longitudinal datasets can highlight location information given by the coordinates with special implications that may represent a sort of potential inherent in the respective spots. Finally, corresponding to each type of datasets, we have explored some new possibilities for GPSed record usability.

As addressed by U.S. and French practices, GPS coordinates are also promising in producing better quality data. Dutch attempts may explore new potential uses in obtaining statistics otherwise almost unobtainable by conventional methods. Further seminal elaborations in the application of GPS coordinates in statistics may enrich the discussions being put forward in this paper. It is expected that new types of datasets armed with GPS coordinates will explore new frontiers in the field of statistics.

#### Note

- 1) This paper was first presented at the workshop "Statistical Innovation : Use of GPS and GSM data and integration" organized by Statistics Netherlands on September 6, 2010 in Heerlen, and further elaborated based on inputs revealed at the workshop.

#### Reference

- [ 1 ] Jarmin S. Ron and Miranda J., (2009) "The Impact of Hurricanes Katrina, Rita and Wilma on Business Establishments : A GIS Approach" *Journal of Business Valuation and Economic Loss Analysis*. Vol. 4

#### Acknowledgement

This research has benefited from financial support through the Grant-in-Aid : "International Comparative Studies on Archiving System of Official Statistical Data" (#22330070) of Japan Society for the Promotion of Science.

## 標本調査データからの小地域情報の抽出可能性

### — 都道府県別業況DIの推定をめぐる検証 —

坂田幸繁\*

#### 要旨

標本調査データからの小地域推定の方法は、標本調査法の論理に即したデザインベースの推定法から、モデルベースのアプローチへとその重点を移行しつつある。そのような方法転換を統計的に評価するために、小企業を対象に実施された景況調査の個票データを仮想母集団として、そこからの抽出標本による推定実験を行った。その結果、モデルベースの推定量が平均平方誤差の観点では有効であること、その効果は補助情報に大きく依存することなどを確認した。

#### キーワード

小地域推定, 標本調査, リサンプリング, 地域業況DI, 変量効果モデル

#### 1. はじめに — 課題設定 —

完全失業率の都道府県別推定値, 一人当たり平均所得の市区町村別推定値, 貧困世帯の就学児童数の学区別推定値など, これらの数字の社会的意義に多くを語る必要はないであろう。最初のもは日本, 他の2つは政策プログラムにリンクした米国の例をイメージしている<sup>1)</sup>。このようなタイプの数字が任意地域, 任意時点に対して獲得できるとすれば, その情報価値は極めて高い。

しかし今日の統計作成体系を前提とすれば, このような推定値の獲得には標本調査統計のデータリソースに大きく頼らざるを得ない<sup>2)</sup>。いま少し問題を限定して, 標本調査の調査時点は所与としたときの任意地域の推定問題に焦点を当てることにしよう。その場合でも, 確率抽出標本を通例とすれば, 目標地域に対

して要求精度を満たす十分な標本サイズが確保されている保証はない。極端な場合, ターゲットとする該当地域に属す要素が標本に含まれていない。いわゆる小地域推定の問題に逢着する<sup>3)</sup>。本稿では, 推定目標となる変数を含む標本調査データが個票レベルで利用できるという想定のもとに, 小地域推定の方法を実際の景況調査の個票データを素材に評価することにしたい。もちろん, 当該調査データの他に利用可能な補助的情報があれば, 推定に積極的に利用すべきである。このような点にも留意しつつ, 小地域推定の方法展開を標本調査データからの地域情報の抽出可能性という視点から吟味することにしたい。

具体的には, 推定精度が直接には担保されない地域に対する業況DI (Diffusion Index) の推定問題を例証として, 小地域推定がどのように可能であるのか, その条件は何であるのか, 抽出実験によるシミュレートから検証することにしたい。そのために次節では, い

\* 中央大学経済学部

〒192-0393 東京都八王子市東中野742-1

わゆる小地域推定の方法論の要点を整理した上で、3節で使用データとその評価方法について説明し、4節以降で推定法とともにそのパフォーマンスの結果概要を示しながら、上記課題にアプローチしていくことにする。実際のデータにはさまざまな制約（すべて無作為標本というわけではない、あるいは非協力、無回答、記入誤差の存在など）があるが、論旨を明確にするために、ここでは無作為抽出標本という面に焦点を絞って検討を加える。

## 2. 標本調査からの地域母数の推定

### 2.1 直接推定 (direct estimation)

対象とする地域  $i$  に属する標本サイズがある程度大きいならば、通常確率標本からの推定図式が利用できる。地域といっても部分母集団の推定と同じである<sup>4)</sup>。いま変数  $y$  (例えば所得や売上など) についての地域合計を例に推定問題を考えよう<sup>5)</sup>。

調査母集団を  $U$ 、母集団の大きさを  $N$ 、それを構成する要素を  $j(j=1, 2, \dots, N)$ 、母集団のある地域、すなわち関心のある部分母集団を  $U_i$  とおけば、 $j$  番目の要素がもつ変数  $y$  の値  $y_j(j=1, \dots, N)$  を用いて、地域合計は  $Y_i = \sum_{j \in U_i} y_j = \sum_{j \in U_i} y_j$  と書ける。ただし  $y_{ij}$  は、 $j$  が当該地域に属する母集団要素であれば  $y_j$ 、そうでなければ0の値をとるように定義しておく。いま母集団  $U$  に対して抽出率  $f$  の無作為抽出標本  $s$  (サイズ  $n$ ) が得られており、そのうち当該地域に属する標本 (地域標本と呼ぶ) を  $s_i$  と表すことにしよう。他に利用できる補助情報 (企業数や世帯数、資本金や就業者数など) が何もなければ、地域標本を抽出ウェイト  $w_j$  (抽出率の逆数) で膨らませて地域合計の推定値  $\hat{Y}_i = \sum_{j \in s_i} w_j y_j = \sum_{j \in s_i} w_j y_j$  とするしかない<sup>6)</sup>。そしてその分散は母集団に関する合計推定の場合と同じく、 $y_{ij}^* = w_j y_j$  に関する分散  $s_{y_i}^2$  に有限母集団修正項を付加して  $v(\hat{Y}_i) = (1-f)ns_{y_i}^2$  とすればよい。

補助情報として、例えば地域のサイズ (部

分母集団の大きさ)  $N_i$  が既知であれば、その地域の母平均推定量としての標本平均に地域サイズを掛ける方法がある。この場合、補助情報がなく標本だけで上記のように推定する方法より推定誤差は減少する<sup>7)</sup>。より一般的に、補助情報があれば比推定や回帰推定など、不偏性や一致性をある程度維持しながら、補助情報による制約 (正しい関係情報) の分だけ推定誤差を減少できる可能性が高まる。補助情報を利用したときの推定量を  $\hat{Y}_i^*$  とおけば、この場合も地域標本だけを用いる線形推定量として、 $\hat{Y}_i^* = \sum_{j \in s_i} w_{ij}^* y_j = \sum_{j \in s_i} w_{ij}^* y_j$  と表すことができる。地域標本か否かで再定義されたデータ  $y_{ij}$  に対して、利用可能な補助情報を制約条件とする修正ウェイト  $w_{ij}^*$  で膨らませるだけである。補助情報の有無にかかわらず、地域標本サイズがその精度を規制することにより変わりはなく、あたかも部分母集団を標本調査の対象としたかのように地域標本だけを利用した推定法である。いわば標本調査の論理に忠実な標準的な推定方式であり、これを直接推定と呼ぶ。

### 2.2 地域以外の標本も利用した推計

#### — 間接推定 (indirect estimation) —

サンプルの追加といった調査法の問題は別として、与えられた標本の下で、かつ補助情報を利用して推定精度が実用的でない状況であれば、当該地域に属さない標本の助けを借りる方法が考えられる。このようなアプローチを間接推定と呼ぶ。

ターゲットとなる地域に属していなくとも、その近辺にある標本データは推定に利用できるかもしれない。実質的な考え方は同じであるが、推定目標とした地域とその周辺を含むエリアや類似した地点集合とは  $y$  の変動に関して違いがないと仮定すればよい。このような考え方に基づく間接推定の単純な形態として合成推定量 (synthetic estimator) が構成される。 $\hat{Y}_i = \sum_{j \in s_i} w_j y_j$  と表すことができ、 $j \notin s_i$

に対して  $w_j > 0$  となる要素  $j$  が少なくとも一つ存在することが特徴である。実際の地域推計によくみられるように、データが入手できない項目について当該地域平均(部分母集団)を全国平均(母集団)と同じと仮定する処理法はこれに該当する<sup>8)</sup>。

仮定がある程度成立していると信じることにすれば、当該地域に対する推定量の分散は形式的な標本サイズの増加により低下する。さらに補助情報が利用できれば、仮定の下で分散はさらに小さくできるかもしれない。しかしながら、そのような仮定の妥当性が保証されているわけではなく、そこから生じるバイアスは不可避である。当然、真値との距離尺度である平均平方誤差(MSE)を大きくする危険性がある。そこで、先の直接推定量をこのような合成推定量で調整し、具体的には両者の加重平均として推定量を定める方法が考えられる。

一般的に直接推定量を  $\hat{\theta}_i$ 、合成推定量を  $\tilde{\theta}_i$  とおけば、その加重平均  $\phi_i \hat{\theta}_i + (1 - \phi_i) \tilde{\theta}_i$  を推定量として採用すればよい。これを複合推定量(composite estimator)と呼ぶ。ウェイト  $\phi_i$  はMSEを最小化するように決めてやればよい。さらにはこのようなタイプの推定量の延長上にJames-Stein推定量を位置づけることができる<sup>9)</sup>。MSEを評価関数とすると、それは直接推定量より優れており、また合成推定量(あるいはその代替量)が真の値に近付くときMSEを最小化することが知られている。さらに加重平均式が示唆するように、これは経験最良線形不偏予測(EBLUP)モデルや経験バイズアプローチとも密接に関係する<sup>10)</sup>。

### 2.3 モデルベースの推定へ

標本設計に忠実な直接推定では推定量の分散が大きく、(暗黙の)仮定に基づく間接推定ではバイアスが生じる。そこで加重平均をとることで両者をバランスさせMSEを低下

させる。このような方法展開は、本来母集団分布について仮定をおかず関心対象の母数を推定するという標本調査の枠組みの下では、自ずと限界がある。とくに間接推定量については地域母数の変動(差異)について複雑な関係を導入できない。

James-Stein推定量はこのようなアプローチの限界点に位置するが、むしろそれが提起するのは、地域母数に関する仮説を明示的にモデルとして表現することでより良い推定量が得られる可能性である。そうであれば、例えば下記のように、地域データ  $y_{ij}$  を補助変数による回帰効果  $\beta_0 + \beta_1 x_{ij}$ 、地域別変量効果  $\tau_i$ 、および個体変動  $\varepsilon_{ij}$  の線形和として考える素朴な混合効果モデルの利用も、小地域推定の方法として自然に受け入れることができよう。モデルの良さがMSEなどの推定値により適切に評価できれば、多様なモデルを比較考量した柔軟なアプローチが可能となる。

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + \tau_i + \varepsilon_{ij}$$

$$\tau_i \sim N(0, \sigma_\tau^2), \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

標本調査データによる地域母数の推定図式について、このようなモデルベースへの転換(調査データはモデルからの実現値)の正当性が認められるか否か、これが小地域推定の方法論的な分水嶺となる。

## 3. データと評価方法

### 3.1 使用データとその特性

検討のためのデータリソースとして、「全国小企業動向調査」(日本政策金融公庫総合研究所、調査時は国民生活金融公庫)の2004年7-9月調査(以下、本調査)の個票データを利用する。SSJデータアーカイブ(Social Science Japan Data Archive)<sup>11)</sup>からの提供を受けたものである。この調査個票データを母集団と想定し、そこからのリサンプリング・データによって都道府県別DI値を様々な方法で推定し、評価しようという試みである。

本調査は、いわゆる景況調査の一種であり、国民生活金融公庫取引先（当時）の従業者30人未満の全国の小企業を対象に四半期毎に実施される。全国事業所の業種別構成比等を参考に公庫取引先企業から下記のようにサンプルが選定・調査されている<sup>12)</sup>。

標本数：10,617企業，有効回答数6,979企業  
業（回答率65.7%）

対象地域：沖縄県を除く全国  
（都道府県別変数を提供）

抽出：総務省「事業所・企業統計調査」における事業所数，国民生活金融公庫の年間貸出件数，実績等を勘案の上，総合研究所がサンプル数を決定し，公庫支店がサンプル選定を行う。

業種，取扱品目，従業者数をフェース項目として，売上高，受注額，採算水準，資金繰りなど，景況調査特有の質問項目がアンケート形式で調べられる。この中で本稿の関心対象は，業況判断（当期実績，来期見通し）項目である。その結果から業況判断DIが作成され，それは景気指標のひとつとして実勢把握や予測に多用される。2004年7-9月調査の質問文と結果（%）は次のようであった。長期停滞から若干回復傾向がみられた時期であり，選択肢間のばらつきがそれまでに比べ増加しており，都道府県間DIの格差も相対的に拡大している時期のデータである。

[当期実績] 7月から9月のあなたの企業の業況はどうか。(回答結果%)

1) かなり良い 2.0 2) やや良い 16.3  
3) 良くも悪くもない 26.4 4) やや悪い 35.2  
5) かなり悪い 20.0

[来期見通し] 10月から12月のあなたの企業の業況はどうなるでしょうか。(回答結果%)

1) かなり良い 1.0 2) やや良い 17.0  
3) 良くも悪くもない 32.2 4) やや悪い 33.2  
5) かなり悪い 16.6

### 3.2 推定法の評価方法

推定法評価のために，次のような手順での推定実験を反復実行した。

- ① 上記調査のデータセットを母集団（すなわち真値は既知）として，都道府県を層化変数に抽出率 $f=1/5$ の非復元層化単純無作為抽出で推定用のサンプル(再抽出標本)を作成する。
- ② 再抽出標本に対して，特定の推定法（後述）を適用し，来期見通しに関する都道府県別DI値を推定する。
- ③ 条件（利用可能な補助変数の有無）や推定法式を変更して，②を再実行する。
- ④ 上記について100回の抽出と推定を繰り返し，その結果から推定量に関するMSEの分布などの特性を測定する。

当期実績と来期見通しに関する欠測データは除外しているので，仮想母集団の実際のサイズは $N=約5500$ である。そこから46都道府県について標本を再抽出し，推定量を計算した。そのうち以下では，真値の水準や回答の分布パターンが特徴的と思われる北海道，福島，東京，山梨，奈良，島根，香川，大分の推定結果を示している。仮想母集団の特性（真値）とそれらの地域の抽出標本サイズは表1に示している。再抽出された推定実験用の都道府県別標本サイズ $n$ としては，東京都

表1 調査データ（仮想母集団）と再抽出標本サイズ

都道府県	N	n	真値	(参考)地域ブロックn
北海道	235	47	-25.1	(北海道・東北) 152
福島県	95	19	-21.1	(北海道・東北) 152
東京都	540	108	-18.6	(関東) 289
山梨県	23	5	-43.5	(中部) 202
奈良県	44	9	-39.8	(近畿) 184
島根県	57	11	-18.4	(中国) 91
香川県	44	9	-42.0	(四国) 45
大分県	67	13	-28.4	(九州) 126
全県平均	5458	1089	-23.7	-

注) 真値とは調査データの都道府県別DI値（記述統計値）である。

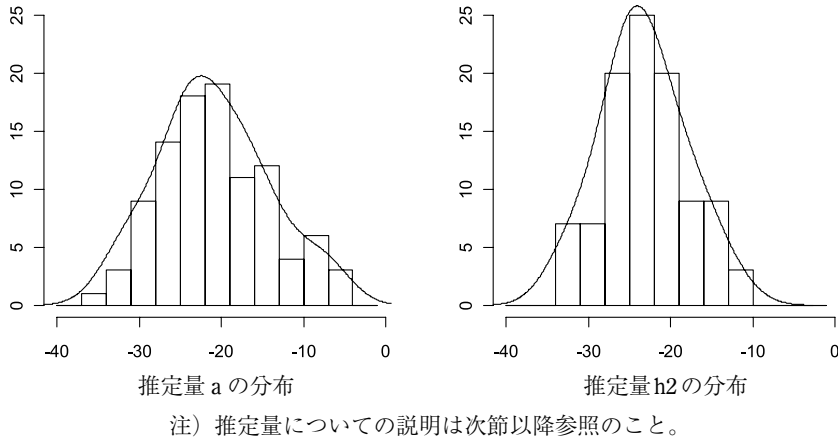


図1 推定値の分布例（福岡：N=211，n=42，DIの真値=-21.1）

で最大100, 最小は山梨県の5サンプルであった。

都道府県別DI値といっても特別な計算を要するものではない。通常、選択肢のうち「良い」に分類される回答比率(%)から「悪い」に相当する回答比率を控除した値がDIである。今回の場合、すでに示した5つの選択肢を「かなり良い」から順に100, 50, 0, -50, -100のポイントを割り当て、その平均をとることと同じである<sup>13)</sup>。したがって、都道府県別DI推定は部分母集団(地域)に対する母平均の推定問題として処理すればよい<sup>14)</sup>。作業結果のイメージを与えるため、図1に2つの推定方式によるDI値の違いを推定量の分布として例示した。このような結果が得られれば、推定量の特性(良し悪し)についての評価が可能となる。

### 3.3 推定量の候補と補助情報

1節で述べた理論的方法を具体化して、表2のようにa~hまでの推定量を候補として、沖縄を除く都道府県を対象地域(以下では、「県」と略称。i=1~46)にその県別DI値を求めることにした。まず推定量のタイプとしては、直接推定、間接推定、モデルベースの推定法の3種を取り上げ、それをさらに補助

情報の有無で区分している。補助情報がある場合には、標本から抽出した回帰関係を利用した推定(回帰推定)に絞って検討している。また間接推定については、推定対象とした地域(ここでは都道府県)の周辺標本を利用する合成推定量と、それを直接推定量との加重平均として調整する複合推定量とを区別して検証している。

合成推定量としての間接推定には、7つの地域ブロック(I=1~7)を設定した。すなわち北海道・東北、関東、中部、近畿、中国、四国および九州である<sup>15)</sup>。推定対象の都道府県がそのブロックに属するときには、そのブロック標本をあたかも当該県の標本であるかのように使ってDI値を推定している。

推定の目標にした変数は、既述のように業況判断の県別来期見通し(実際にはその平均としてのDI)であるが、補助情報としては従業員数(対数)と業況判断の当期実績が利

表2 検証した推定量の分類

条件	補助変数	補助変数あり
	なし	(1もしくは2変数)
直接推定	a	b1, b2
間接推定(合成)	c	d1, d2
間接推定(複合)	-	e, f1, f2
モデル	-	g, h1, h2

用できるケースを想定している。それぞれ、県別母平均が既知であり、当然、標本からの推定用データセットにそれらの補助変数が含まれることを前提としている<sup>16)</sup>。センサスや業務統計など他のデータリソースから比較的容易に入手できる基本情報ではあるが、目標変数との相関があまり期待できない情報の一例として従業者数(対数)を、逆に相関は高いが一般には入手できない情報の一例として当期実績を取り上げている<sup>17)</sup>。

実際、同調査について、上記のようにカテゴリを点数化した来期見通しとの相関は、従業者数(対数、以下省略)で $r=0.22$ 、業況判断の当期実績では $r=0.73$ であった。因みに、従業者数と当期実績との相関は $r=0.19$ である。検証作業では、これらの補助変数を同時に使った場合と、従業者数だけを使った場合の2通りを評価することにした。補助情報の効果を判断するためである。ここで、検証で使用する変数表記と統計量の定義を改めて整理しておこう。

[母集団]

$N$ : 母集団の大きさ

$N_i$ : 部分母集団 ( $i$  県) の大きさ

$y_{ij}, i=1, \dots, 46, j=1, \dots, N_i$ :  $i$  県の  $j$  番目の母集団要素の来期見通し(目標変数)

$x_{1ij}, i=1, \dots, 46, j=1, \dots, N_i$ :  $i$  県の  $j$  番目の母集団要素の従業者数(補助変数)

$x_{2ij}, i=1, \dots, 46, j=1, \dots, N_i$ :  $i$  県の  $j$  番目の母集団要素の当期実績(補助変数)

$\bar{Y}_i, i=1, \dots, 46$ :  $i$  県の母平均(真の県別DI)

$\bar{X}_{1i}, \bar{X}_{2i}$ : 従業者数(対数)と当期実績(業況判断)の  $i$  県の母平均(補助情報)

[標本と目標推定量  $\hat{Y}_i$  の特性]

$s$ : 標本(全体),  $n$ : 標本サイズ

$s_i, s_j$ :  $i$  県あるいは  $I$  ブロックに属する  $s$  の部分標本

$n_i, n_j$ :  $i$  県あるいは  $I$  ブロックに属する標本サイズ

$f$ : 抽出率(20%)

バイアス:  $\text{BIAS} = E(\hat{Y}_i) - \bar{Y}_i$

$\hat{Y}_i$  の分散:  $\text{VAR} = V(\hat{Y}_i)$

平均絶対偏差:  $\text{AD} = E|\hat{Y}_i - E(\hat{Y}_i)|$

平均平方誤差:  $\text{MSE} = E(\hat{Y}_i - \bar{Y}_i)^2$

注) 分散および平均平方誤差の推定量は、小文字で  $v(\hat{Y}_i)$ ,  $mse$  と表すことになる。

以下の結果表には、BIAS, AD, MSE を掲載している<sup>18)</sup>。MSE = BIAS<sup>2</sup> + VAR の関係より、不偏推定量であれば、平均平方誤差 = 分散であり、そうでない場合にはバイアスの2乗を引けば分散が求められる。そのため、直観的に理解しやすい推定量のばらつきの指標として平均絶対偏差(AD)を示している。なお  $\hat{Y}_i$  の添字・の位置には推定量の候補を示す記号が入る。真値  $\bar{Y}_i$  は既知であるから、100回の抽出実験による推定結果の平均でこれらの統計量の理論値を近似計算している。

## 4. 推定量と検証結果

### 4.1 直接推定量

県別母集団に属する標本だけを用いた直接推定量としては、以下のa~b2までの3つの推定量を計算している。それぞれ分散推定の式も参考のため示している。

#### a. 直接推定(補助情報なし)

標本以外に利用できる情報が何もなければ、通常、県別標本平均  $\hat{Y}_{ia}$  を  $\bar{Y}_i$  の推定量とするしかない。 $\hat{Y}_{ia}$  とその分散推定式は次の通りである。

$$\hat{Y}_{ia} = \frac{1}{n_i} \sum_s y_i$$

$$v(\hat{Y}_{ia}) = (1-f) \frac{s_i^2}{n_i}$$

ただし、 $s_i^2$  は  $i$  県の標本分散

#### b1. 直接回帰推定

(補助情報あり; 従業者数)



回帰推定（正確には差分推定）により県別DIを推定すればよい。手続き的には、従業者数を説明変数とする回帰式を県別標本から推定し、補助情報である県別従業者数平均を代入すればよい。

$$\hat{Y}_{ib1} = \hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} \bar{X}_{1i}$$

$$v(\hat{Y}_{ib1}) = (1-f) \frac{s_{ie}^2}{n_i}$$

ただし、 $s_{ie}^2$ は*i*県の回帰残差の標本分散  
b2. 直接回帰推定

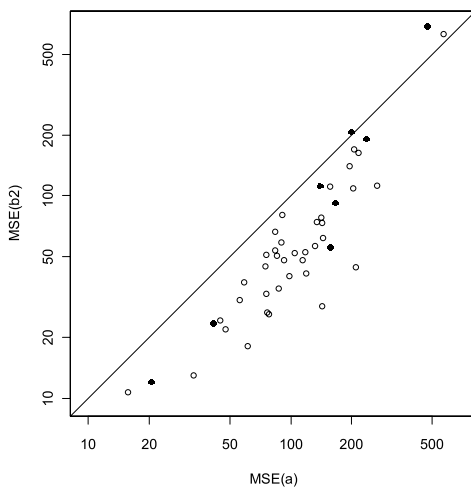
（補助情報あり；従業者数と当期実績）

b1と同様に、2つの補助変数を用いた回帰推定量を求めればよい。

$$\hat{Y}_{ib2} = \hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} \bar{X}_{1i} + \hat{\beta}_{i2} \bar{X}_{2i}$$

$$v(\hat{Y}_{ib2}) = (1-f) \frac{s_{ie}^2}{n_i}$$

ただし、 $s_{ie}^2$ は*i*県の回帰残差の標本分散  
直接推定量のパフォーマンス（表3）をみると、いずれも不偏推定量であるからバイアスは0近くに分布している。しかし、標本サイズが小さな県では平均偏差と平均平方誤差に関してほとんど実用的でない過大な数字が



注) 結果数字掲載県は黒塗りで示している。  
後掲図3, 4, 6についても同様である。

図2 MSEの散布図

(a vs. b2; 46都道府県, 対数軸)

みてとれる。

補助情報の役割に着目すれば、相関が低い補助情報（従業者数）を使う場合（b1）では、回帰パラメータの推定誤差の大きさが補助情報による精度向上を相殺するためか、推定誤差を改善しないこと、しかし相関が高い情報（当期実績）も利用可能であれば、かなりの程度パフォーマンスが高まることを確認できる（図2）。

#### 4.2 間接推定量 — 合成推定 —

県別母集団特性値は、それを含むより広いエリアの母集団特性値と同じであると（暗黙裡に）仮定して、当該県が属する地域ブロックの標本を用いて間接推定する。方法的には直接推定量と同じロジックを使えばよい。ただし、仮定が一般に正しい保証はないから、当然推定量には偏りがあると考えるのが自然である。推定量の良さの評価指標として、以下では平均平方誤差の推定量mseの計算式も示しておく<sup>19)</sup>。

c. 合成推定（補助情報なし）

所属する地域ブロック別標本平均をそのまま単純に県別母平均の推定量とすればよい。

$$\hat{Y}_{ic} = \frac{1}{n_i} \sum_{S_i} y_j$$

$$\text{mse} \approx \left( \hat{Y}_{ic} - \hat{Y}_{ia} \right)^2 - v(\hat{Y}_{ia})$$

d1. 合成回帰推定（補助情報あり；従業者数）

地域ブロック標本から従業者数を説明変数とする回帰式を求め、従業者数の県別母平均に対応するDI値を求める。

$$\hat{Y}_{id1} = \hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} \bar{X}_{1i}$$

$$\text{mse} \approx \left( \hat{Y}_{id1} - \hat{Y}_{ib1} \right)^2 - v(\hat{Y}_{ib1})$$

d2. 合成回帰推定

（補助情報あり；従業者数と当期実績）

d1と同様であるが<sup>8)</sup>、補助情報として当期実績を追加した合成回帰推定を適用する。

$$\hat{Y}_{id2} = \hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} \bar{X}_{1i} + \hat{\beta}_{i2} \bar{X}_{2i}$$

表3 直接推定量の結果特性

都道府県	a			b1			b2		
	BIAS	AD	MSE	BIAS	AD	MSE	BIAS	AD	MSE
北海道	-0.2	5.0	41.3	-0.5	5.0	46.9	0.1	4.0	23.5
福島県	-1.7	10.2	156.4	-2.1	10.1	161.7	-0.9	6.2	56.1
東京都	-0.1	3.7	20.5	-0.2	3.6	19.2	-0.3	2.7	12.1
山梨県	-2.1	17.3	469.1	-3.8	21.3	1119.3	-3.1	19.5	690.9
奈良県	0.8	11.8	234.5	-0.9	13.1	272.7	0.0	10.9	192.0
鳥根県	-0.7	11.3	197.7	0.0	12.1	219.8	0.9	10.2	207.4
香川県	-1.0	10.4	165.5	-2.1	10.5	174.6	-0.6	7.9	92.3
大分県	-1.1	9.1	138.9	-1.4	8.9	135.0	-0.1	8.2	112.0
全県平均	-0.1	2.3	133.8	-0.6	2.6	181.3	0.3	2.2	91.3

表4 合成推定量の結果特性

都道府県	c			d1			d2		
	BIAS	AD	MSE	BIAS	AD	MSE	BIAS	AD	MSE
北海道	-1.6	2.7	14.4	-2.9	3.2	30.3	-0.5	2.1	6.5
福島県	-5.6	2.7	43.7	-6.2	3.1	59.1	-2.0	2.0	9.5
東京都	-1.2	2.3	10.0	-1.6	2.6	15.6	-0.8	1.8	5.7
山梨県	21.5	2.5	472.5	22.0	2.7	496.6	9.3	1.7	90.9
奈良県	15.1	2.4	238.5	12.8	3.1	184.6	1.3	2.4	10.7
鳥根県	-7.3	3.5	71.8	-6.3	3.8	65.3	-1.8	2.2	11.1
香川県	7.9	5.8	115.8	6.3	6.9	115.9	6.6	3.4	62.6
大分県	3.3	3.4	29.0	2.3	4.0	31.5	0.6	2.4	9.8
全県平均	1.2	0.7	53.9	1.1	0.8	62.5	0.5	0.4	18.0

表5 複合推定量の結果特性

都道府県	e			f1			f2		
	BIAS	AD	MSE	BIAS	AD	MSE	BIAS	AD	MSE
北海道	-0.3	3.0	18.8	-2.5	3.1	21.4	-0.6	2.1	6.3
福島県	-1.7	5.0	61.2	-5.5	3.3	47.9	-1.8	2.1	10.6
東京都	-0.7	2.2	8.4	-1.2	2.5	11.0	-0.8	1.9	6.1
山梨県	2.6	12.2	279.3	19.4	4.5	425.7	8.8	2.2	87.5
奈良県	1.3	5.9	102.7	11.5	3.8	160.5	1.1	2.8	13.7
鳥根県	-0.8	5.1	59.5	-5.6	3.9	54.4	-1.8	2.5	13.1
香川県	2.1	7.1	96.0	5.8	6.5	102.6	6.3	3.7	63.3
大分県	0.4	4.9	59.1	2.1	4.0	32.5	0.4	2.7	13.1
全県平均	0.0	1.3	59.1	1.1	0.8	54.4	0.5	0.4	18.4

$$\text{mse} \approx (\hat{Y}_{id2} - \hat{Y}_{ib2})^2 - v(\hat{Y}_{ib2})$$

表4から明らかのように、単に周辺地域情報を用いたブロック平均値を県の推定量cとすることで、県平均レベルのMSEは、直接推定量aよりも大幅に低下する。合成推定によってバイアスが生じているが、ADの値が示すように見かけ上の標本サイズの増加により推定量のばらつきは縮小している。もちろん、県によってそれらのバランスは異なるが、県全体の傾向としては補助情報の条件が同じであれば、直接推定量よりも推定誤差を大幅に低下させる結果となった(図3)。ただし、合成推定量の枠内では、単純なブロック平均cに比べ補助情報を使う合成回帰推定が優れているというわけではない。直接推定の場合と同じく、相関が低い補助変数の場合にはむしろMSEは悪化する。相関が高い補助変数(当期実績)の利用可能性がパフォーマンス向上の鍵であることがわかる(d2)。

#### 4.3 間接推定量 — 複合推定量 —

合成推定量はバイアスをもつが、標本サイ

ズの増加により標本誤差は減少する。そのバランス次第で、合成推定量のMSEを直接推定量よりも低下させることができる。しかし、不偏性をもつ直接推定量を利用してバイアスをうまく調整できれば、さらにMSEが減少できるかもしれない。そこで両者の加重平均形を考え、MSEを最小化するようなウェイトを用いて県別母平均の推定量を構成することを考える。直接推定量と合成推定量、両者の加重平均としての複合推定量である。ここでは直接推定量として当該県の標本平均(a)を、合成推定量としては、補助情報を利用する合成回帰推定量(d1, d2)を採用している。

このとき複合推定量において、個々の県別推定量のMSEを最小化するというアプローチ(県別に異なるウェイト)と、共通ウェイトで46県全体の合計MSEを最小化するというそれでは結果が異なる。そのためアプローチが異なる2つの推定量をそれぞれ算出している。なお、共通ウェイトによる複合推定量の特性はJames-Stein推定量のそれと同種のものと考えてよい。

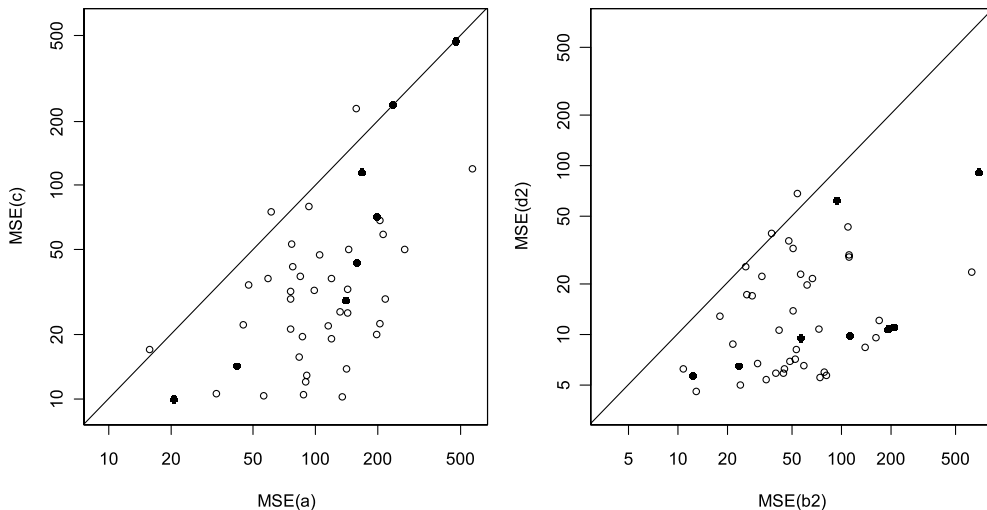


図3 MSEの散布図

(a vs. c, b2 vs. d2; 46都道府県, 対数軸)

e. 複合推定 (県毎の個別ウエイト, a+d2)

県別の個々のMSEを最小化するような複合推定を試みる。このとき推定量  $\hat{Y}_{ie}$  はウエイト  $\hat{\phi}_i$  により次のように表せる。合成推定量としては従業者数と当期実績を補助情報として用いたd2のケースを利用した。

$$\hat{Y}_{ie} = \hat{\phi}_i \hat{Y}_{ia} + (1 - \hat{\phi}_i) \hat{Y}_{id2}$$

$$\text{ただし } \hat{\phi}_i = 1 - \frac{v(\hat{Y}_{ia})}{(\hat{Y}_{id2} - \hat{Y}_{ia})^2}$$

f1. 複合推定 (共通ウエイト, a+d1)

全県共通のウエイトを  $\hat{\phi}$  とおくと、合計MSEを最小化する推定量は次式となる。当然推定量eに比べ、県によってはMSEが悪化する。まず従業者数だけを用いた合成回帰推定量d1を使用した複合推定量を求めた。

$$\hat{Y}_{if1} = \hat{\phi} \hat{Y}_{ia} + (1 - \hat{\phi}) \hat{Y}_{id1}$$

$$\text{ただし } \hat{\phi} = 1 - \frac{\sum_i v(\hat{Y}_{ia})}{\sum_i (\hat{Y}_{id1} - \hat{Y}_{ia})^2}$$

f2. 複合推定 (共通ウエイト, a+d2)

f1と同様であるが、従業者数と当期実績を補助情報とする合成回帰推定量d2を使用して、複合推定量を計算した。

$$\hat{Y}_{if2} = \hat{\phi} \hat{Y}_{ia} + (1 - \hat{\phi}) \hat{Y}_{id2}$$

$$\text{ただし } \hat{\phi} = 1 - \frac{\sum_i v(\hat{Y}_{ia})}{\sum_i (\hat{Y}_{id2} - \hat{Y}_{ia})^2}$$

結果(表5)をみると、まず推定量eについては、個別県レベルのMSE最小化を目指しながら、推定量のパフォーマンスが単純な合成推定量cに比べても大して改善されていないこと、むしろ合成推定量d2よりも大幅に悪化していることがわかる。複合推定の考え方は悪くないが、本研究の標本サイズレベルでは最適ウエイト  $\hat{\phi}_i$  計算の前提となる県別mseの推定のぶれが大きく、むしろMSEの増大を招いている。

これに対して合計MSEの最小化を共通ウエイトで実現しようとするケースに関して

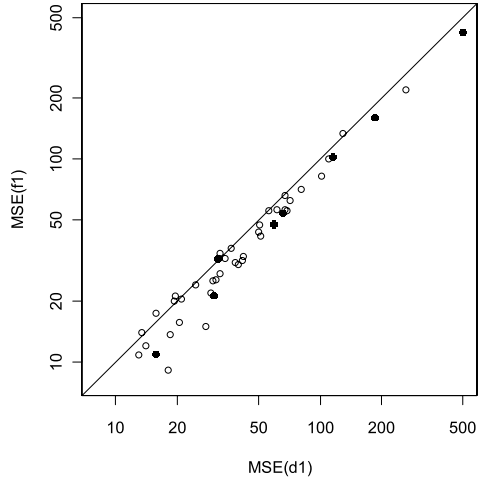


図4 MSEの散布図  
(d1 vs. f1; 46都道府県, 対数軸)

は、とくに合成推定量d1に対する推定量f1の分布が示すように、ある程度の改善傾向が認められる(図4:d1とf1の散布図)。顕著ではないものの、全体としては共通ウエイトによる複合推定のアプローチがかなり有効に作用している。共通ウエイトにより標本変動固有のぶれがかなり抑え込まれたせいでもある。

いずれにしても、確率標本の下での母数推定という標準的な推定図式の枠内では、複合推定は限界点に位置する工夫といえる。とくに直接推定量と合成推定量の両者をMSE最小化をめざして結合するというアイデアは秀逸である。しかし実際には、小標本の下での確率変動が推定図式の複雑化により増幅されるマイナス効果と、他方で理論上MSEを小さくする方向で作用するプラス効果とのトレードオフ関係は曖昧である。そのため、適用に当たっては、ケースバイケースの実質的な判断が不可欠であり、実用的な推定方式と推奨するには大きな難点が残されている。

4.4 モデルによる推定

標本はある確率モデルからの実現値と考え、関心対象である変数  $y_{ij}$  に対するモデルを標

本から推定し、それを利用して地域母数を推定する。ここでは補助変数の利用を前提に、まず回帰型のモデルから検討している。

g. 回帰モデル（補助情報あり；従業者数）

従業者数を説明変数とする次の回帰モデルを想定する。パラメータは全県共通とし、誤差項は単純に正規分布に従うものと仮定しており、実質的には合成回帰推定的一种である。

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ij} + \varepsilon_{ij}, \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

推定された回帰モデルを用いて、県別母平均  $\hat{Y}_{ig}$  の推定量は次式で得られる。

$$\hat{Y}_{ig} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X}_{1i}$$

h1. 混合効果モデル

（補助情報あり；従業者数）

上記モデル g を拡張し、県固有の変動を量効果  $\tau_i$  として導入する。補助情報は同じく従業者だけ利用可能とする。次の混合効果モデル

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ij} + \tau_i + \varepsilon_{ij}$$

$$\tau_i \sim N(0, \sigma_\tau^2), \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

を推定すれば、県別母平均が次式のように求められる。

$$\hat{Y}_{ih1} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X}_{1i} + \hat{\tau}_i$$

h2. 混合効果モデル

（補助情報あり；従業者数と当期実績）

さらに目標変数との相関が高い当期実績を補助情報として利用できる場合には、

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ij} + \beta_2 x_{2ij} + \tau_i + \varepsilon_{ij}$$

$$\tau_i \sim N(0, \sigma_\tau^2), \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

を利用して、下記を県別母平均の推定量とすればよい。

$$\hat{Y}_{ih2} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X}_{1i} + \hat{\beta}_2 \bar{X}_{2i} + \hat{\tau}_i$$

通常回帰モデルによる推定量 g と県別変量効果を想定したモデル h1 のパフォーマンスを比較すると、県別変量効果の導入によって MSE が全体（全県平均）としてはある程度改善していることがわかる。この場合、県別要因を量効果として導入することの有用性を示唆している。また、目標変数との相関が高い補助変数を利用した場合（ケース h2）、これまでと同様に大幅に MSE は低下している。MSE の全県平均をみると、数値上は推定量の候補のうちもっともよいパフォーマンスを示している。なお、対応する複合推定量と比較した場合、格段のパフォーマンスの向上が確認できるわけではないが、f1 に対する h1、f2 に対する h2、いずれも MSE の全県平均値は若干低下している。

5. おわりに

本稿では、小地域推定の方法評価の試みとして、全国小企業動向調査の標本データを仮想的な母集団に措定して、そこからの抽出サンプルを用いた地域母数の推定実験を行った。

表6 モデルによる推定結果の特性

都道府県	g			h1			h2		
	BIAS	AD	MSE	BIAS	AD	MSE	BIAS	AD	MSE
北海道	0.0	1.5	7.1	3.2	2.5	22.0	0.5	1.1	2.4
福島県	-3.2	1.4	17.3	-2.1	2.2	14.0	-1.4	1.0	3.7
東京都	-6.0	1.5	43.1	-4.1	2.8	32.2	-1.0	1.2	3.8
山梨県	20.5	1.3	428.3	17.7	1.8	318.6	9.7	0.9	94.7
奈良県	13.8	1.6	197.6	18.1	2.0	336.5	3.4	1.1	14.0
鳥根県	-4.4	1.3	25.8	-6.5	1.8	48.1	-2.0	1.0	6.1
香川県	18.2	1.4	336.1	17.7	1.9	322.5	12.0	1.0	144.4
大分県	4.1	1.4	23.3	4.7	2.2	34.6	-1.7	1.0	4.5
全県平均	2.2	0.1	61.4	1.5	0.2	53.9	0.6	0.1	15.0

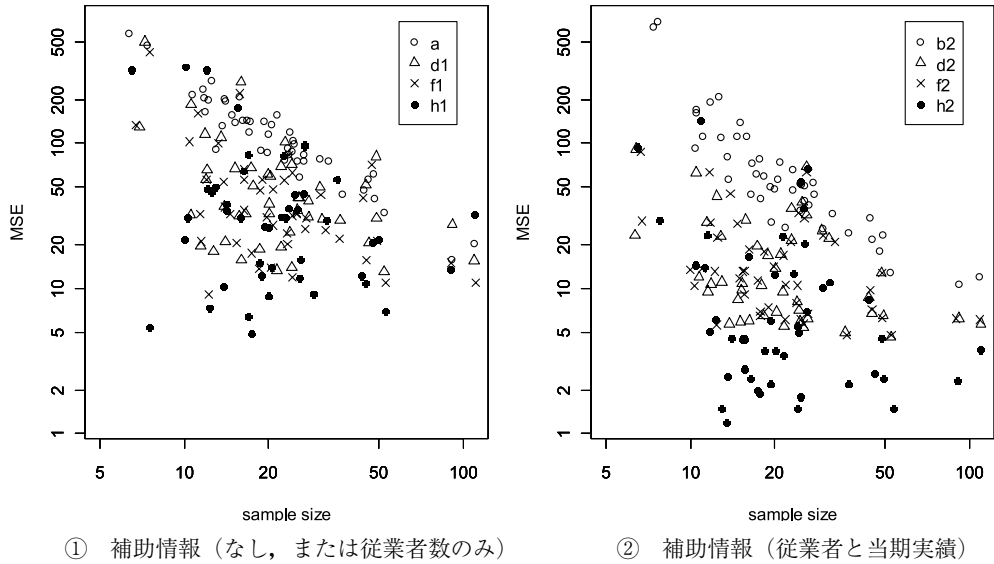


図5 推定量別MSEと標本サイズ  
(46都道府県，対数軸)

小地域推定の方法論理は，母集団にできるだけ仮定をおかず，標本設計に忠実な，いわばデザインベースの推定法から，標本データをモデルからの実現値とみなし，空間特性を含む関係を柔軟にモデル化し地域母数を求めるモデルベースの推定へとシフトしつつある。方法評価の焦点もそこにあり，該当地域に属する標本だけを利用する直接推定，その周辺データも利用する間接推定（合成推定，複合推定），およびこれらと同等の条件下でのモデルベースの推定量を比較した。補助情報はすべて回帰推定を基本として，できるだけ比較条件をコントロールしている。単純ではあるが，基本的な推定量を検討候補として選んでいる。

図5は，シミュレーション結果による推定量別のMSE(46県)の分布を，標本サイズ(横軸)との対応で示している。図5-①には，現実的なケースとして，利用可能な補助情報がないか，あるとしても相関が低い補助情報(従業者数)しか利用できない場合の推定量を整理した<sup>20)</sup>。それに対して図5-②には，

かなり相関が高い補助情報(当期実績)も利用できる，稀ではあるが，幸運なケースだけを取り上げている。推定量のアプローチの違いによる特性とその良し悪しの大まかな傾向を捉えるにはこれで十分である<sup>21)</sup>。小地域推定の名が示すように，明らかに，標本サイズが小さいエリアでの推定誤差の改良が間接推定やモデル推定のアプローチの効果であることが確認できるであろう。グラフが示すように，MSEの観点では，標本サイズが相対的に小さいエリアでの低下傾向が顕著である。

また図5-①では次のような特徴を看取できるはずである。直接推定量 a に対して間接推定量(合成推定量 d1，複合推定量 f1)とモデル推定量 h1 が MSE の観点からは優位であること，なおかつ合成推定量よりも複合推定量で全体的には若干の改善がみられ，さらにモデル推定量ではかなりの県で比較的大きな MSE の低下がみられる。つまり，補助情報がないか，あるとしても相関が低い補助情報しか利用できないような場合には，直接推定量よりは合成推定量，さらには複合推定量や

モデル推定量といった推定アプローチの順に、程度の差はあれ推定精度が向上している。

他方で、相関が高い補助情報が利用できる場合（図5-②）は、そうでない場合（図5-①）に比較して下方向にシフトしたMSEのばらつきを示しており、補助情報の相関特性の高低が推定法によっては決定的であることがわかる。そのせいもあり、推定方式の違いがグラフ上で明確に浮かび上がっている。まず、直接推定量としての回帰推定量 $b_2$ （もっとも高いMSEを示す）に対して、合成推定量と複合推定量は明らかな改善を示しているが、補助情報の効果が高いため両者の優劣は判別し難い。しかし、モデル推定はそれら2つの推定量以上に大きくMSEを低下させていることが明らかである。いずれにしても、目標地域に属する十分な標本がなくとも推定精度を高める可能性とそのための推定量の候補は明らかとあってよい。図6は両極に位置する直接推定量 $a$ とモデル推定量 $h_2$ を単純に比較したMSEの散布図であり、モデルベースへの推定方式の転換と有効な補助情報の存在が、どのように地域母数の推定量を改善するのかを端的に示している。

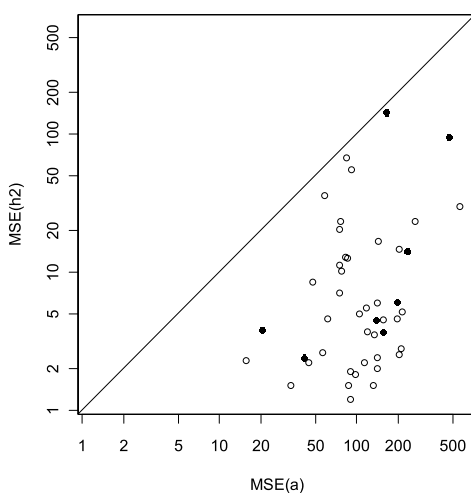


図6 直接推定 $a$ と混合効果モデル $h_2$  : MSEの分布（46都道府県，対数軸）

ところで検証結果のグラフ（とくに図5-①）では、モデルベースの推定方式への転換が、間接推定（合成推定量や複合推定量）に比べ際立った優位性を示しているようにはみえないかもしれない。単純な標本平均に比べても大した改善がみられない県もいくつか存在する。当然、標本調査の論理に反してまで採用すべきアプローチなのか疑念を生じる向きもあろう。しかしそうではなく読み取るべきは、このような単純なモデル推定量でも、従来の推定図式の枠組みではもっとも複雑な複合推定量と同等（もしくはそれ以上）のパフォーマンスを傾向的に示している点である。実際ここで採用したモデル $h_2$ は複合推定量 $h_2$ のいわばモデルバージョンと解され<sup>22)</sup>、純然たるモデルベースのアプローチの効果をみるために導入したにすぎず、大幅な改善をそもそも期待すべきものではない。

むしろ、モデルベースのアプローチの優位性は、合成推定量にみたような限定的な仮定（例えば県母平均＝ブロック母平均）に止まらず、地域母数の変動や分布についてより複雑な多様な空間モデルを取り込むことができ、そのことが地域母数の推定精度をさらに高める可能性にある。しかも、経常的調査のように対象時点の前後の標本データが存在する場合には、そのような時系列標本も推定に利用できる柔軟性（時空間モデルへの拡張）をモデルベースのアプローチは有している<sup>23)</sup>。従来の標本調査本来の推定図式の中で暗黙の仮定をおきながら、無理な工夫を凝らしてのデザインベースの推定方式に対して、いわゆる小地域推定モデルと呼ばれるモデルベースの推定へと軸足を移すには十分な理由といえる。

最後に、小地域推定モデルの有効性を実質化する条件（制約）をめぐって、補助情報の利用可能性とモデル評価の方法の2点について触れておきたい。まず、一方の補助情報の効果についてはすでに示した通りである。相関が高い補助情報が利用できれば、地域母数

の推定精度は向上する。そのためには、ターゲットとなる地域に属するそのような補助情報（地域母数、もしくはその近似としての推定値） $\bar{X}_{1i}, \bar{X}_{2i}$ の入手可能性とともに、目標変数 $y_{ij}$ にリンク可能な標本レベルでの補助変数 $x_{1ij}, x_{2ij}$ の利用可能性が条件となる。その実現には、データ空間拡張に向けたデータアーカイブ論に標本調査データの組込みとそのリンケージ手法を絡めて議論していかねばならない。

他方のモデル評価の方法については、本稿のように推定実験で求めたMSEではなく、実際には推定量としてのmseを頼りに最終的なモデルを選択せざるを得ない。しかし、複合推定量の最適ウェイト $\hat{\phi}$ に関して指摘したように、必ずしも安定的で信頼できる推定量mseが得られるわけではない。mseをはじめとするモデル評価の規準統計量の問題につ

いては、モデルベースのアプローチを中心に小地域推定モデル論として稿を改めて論じることになりたい。

（付記）本稿は、「政府統計データのアーカイビングシステムの構造と機能に関する国際比較研究」日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究(B)（課題番号：22330070，研究代表者：法政大学 森博美，平成22年度～25年度）の成果の一部である。また、本研究は個票データの二次分析に基づいている。二次分析に当たっては、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「〔全国小企業動向調査 2004年7-9月調査〕日本政策金融公庫総合研究所（旧国民生活金融公庫）」の個票データの提供を受けたことを付記して、関係諸機関への謝辞としたい。

## 注

- 1) 完全失業率の例は労働力調査結果（総務省）の参考数値として時系列回帰モデルによる四半期別推計値が公表されている（URL：<http://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/index.htm>）。平均所得の事例についてはFay and Herriott(1979)，貧困世帯についてはNational Research Council(2000)を参照されたい。
- 2) 統計体系と調査形態については、森(1984, 2011)などの一連の研究を参照されたい。
- 3) 小地域推定の議論についてはRao(2003)を参照されたい。坂田(2010)はその推定論理を整理している。また労働力調査への適用をめぐって推定モデルを整理した元山・山口(2007)や高部(2004), 小泉(2004)などがある。
- 4) 本学会において、部分母集団の推定に関して明確に問題を意識した論考には、統計調査論の立場からの大屋(1959)の先駆的研究がみられる程度である（大屋(1995), pp.201-222参照）。関連して付言すれば、近年の政府統計マイクロデータの提供は、層化変数などの標本設計情報が一部秘匿された下での推定量とその誤差計算への解法を切実なものとしているが、本学会での研究蓄積は社会生活基本調査（総務省）を取り上げた栗原(2010)など、こちらもまだ数える程にすぎない。部分母集団の推定問題とともに学会としての取り組みが必要な領域である。
- 5) 本節の詳細については、Rao(2003)の2-7章、あるいは坂田(2010)を参照されたい。
- 6) 厳密には抽出法の違い（復元、非復元）によって抽出確率や包含確率による定義が必要だが、このような直観的表現でもいまの議論には影響しない。なお、直接推定における標本調査法の数理については土屋(2009)を参照されたい。
- 7) 単純無作為抽出のケースについてであるが、Cochran(1977, pp.34-38)の記述を参照されたい。
- 8) 単純無作為抽出の場合は、 $\hat{Y}_i = \hat{Y} = \frac{1}{n} \sum_s y_j$ と推定していることになる。
- 9) 全地域の合計MSEを最小化するような共通ウェイト $\phi$ を用いた複合推定量を考えればよい。
- 10) 複合推定量とJames-Stein推定量、およびこれらのモデルとの関係についてはRao(2003), p.63以降を参照されたい。



- 11) 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターは、日本における社会科学の実証研究を支援することを目的として、データアーカイブ (SSJDA) を構築し、個票データの提供を1998年4月から行っている (URL: <http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp>)。
- 12) SSJDAによる提供情報に基づく。また、日本政策金融公庫総合研究所のサイト (URL: <http://www.jfc.go.jp/findings/gri/>) も参照されたい。
- 13) DIの算出については、例えば坂田(2009)参照。なお同調査の公表DI値 (日本政策金融公庫、旧国民金融公庫)の計算は、3つのカテゴリーに再統合して計算されており、本稿のDI値とは異なることに注意されたい。
- 14) 本来DIは動向把握統計としてDIの差の推定を問題とすべきだが、今回は推定法の比較に関心があるので単純にDIの水準を取り上げている。
- 15) 全国小企業動向調査結果では10地域ブロック別の数字が公表されていたが、本稿では抽出率の関係もあるので7ブロックにグループ化している。
- 16) ブロック別母平均が既知の場合の回帰推定量についても検証を行ったが、推定精度は必ずしも向上せず、むしろ悪化するケースも見られる。そのためここでは取り上げていない。
- 17) 実際には、地域区分の表章の問題もあり、利用可能な補助情報の範囲は極めて狭い。
- 18) 小地域推定の性格としては、真値に対する誤差 (あるいはその2乗) の比率を問題にすべきかもしれないが、DIの定義域を $-100 \sim +100$ の区間に設定したこと、またDI作成のための原データは多項分布特有の制約をもつことなどを考慮して、真値に対する相対誤差指標はここでは取り上げていない。推定法の良し悪しの相対比較が可能であれば本稿の目的には十分である。
- 19) 平均平方誤差の推定量mseについては結果表に掲載していないが、実際には1回の標本抽出により評価せざるを得ないので、その重要性を考慮してmseの推定式を示している。なお、3.3節の複合推定量の計算はmseに基づいている。推定式についてはRao(2003)、坂田(2010)などを参照。
- 20) 直接推定量の $b_1$ については、単純な標本平均を推定量とした $a$ よりMSEの悪化を示しているので、グラフからは除外した。また、地域ブロック平均を推定量とする $c$ については、本稿の趣旨が明確に読み取れるように図示を控えている。
- 21) 推定量の特性を示す様々な統計量を計算できるが、紙面の制約もあり、本稿ではMSEの分布に限定している。
- 22) 混合効果モデルと複合推定量、JS推定量の関係についてはRao(2003)、pp.116-118参照。
- 23) 本稿で取り上げたDIは景況の時間的変動を捉えるための指標であり、そもそも経常調査として実施されている。そのため本格的な都道府県別DIの推定に当たっては、このような枠組みにおいて推定モデルを検討しなければならない。

## 参考文献

- [1] 大屋祐雪 (1959) 「標本統計資料の吟味 — 統計利用者のための標本統計論 I —」, 『熊本商大論集』, 9号, pp.85-115.
- [2] 大屋祐雪 (1995) 『統計情報論』, 九州大学出版会.
- [3] 栗原由紀子 (2010) 「社会生活基本調査マイクロデータにおける平日平均統計量と標本誤差の計測」, 『統計学』, 99号, pp.20-35, 経済統計学会.
- [4] 小泉英希 (2004) 「いくつかのSteinタイプの推定量の導入と評価方法」, 『統計研究彙報』, 第61号, pp.139-179, 総務省統計研修所.
- [5] 坂田幸繁 (2009) 「景気動向調査 — “Business Tendency Surveys”(OECD) — の方法と性格について」, 『熊本学園大学経済論集』, 第15巻第3・4合併号, pp.127-153, 2009.03.
- [6] 坂田幸繁 (2010) 「標本調査データからの地域母数の推定 — 直接推定と間接推定 —」, 『中央大学経済研究所年報』, 第41号, pp.191-210, 中央大学経済研究所.
- [7] 高部 勲 (2004) 「小地域推定各手法の労働力調査への適用 — 都道府県別完全失業率の推定 —」, 『統計研究彙報』, 第61号, pp.1-138, 総務省統計研修所.
- [8] 土屋隆裕 (2009) 『概説 標本調査法』, 朝倉書店.
- [9] 元山 斉, 山口幸三 (2007) 「小地域推計と労働力調査への適用」, pp.66-73, 『統計』, 2007年

2月号.

- [10] 森 博美 (1984) 「統計調査の諸形態」, 広田, 大屋, 是永, 野村編 『統計学』, 産業統計研究社.
- [11] 森 博美 (2011) 「調査形態論再論」, オケージョナル・ペーパー, No. 23, 法政大学日本統計研究所.
- [12] Cochran, W.G. (1977), *Sampling Techniques*, 3<sup>rd</sup> ed., New York : Wiley.
- [13] Fay, R.E., and Herriott, R.A. (1979), Estimation of Income from Small Places : An Application of James-Stein Procedures to Census Data, *Journal of American Statistical Association*, **74**, pp.269-277.
- [14] National Research Council (2000), *Small-Area Estimates of School-Age Children in Poverty : Evaluation of Current Methodology*, C.F. Citro and G. Kalton (Eds. ), Committee of National Statistics, Washington, DC : National Academy Press.
- [15] Rao, J.N.K. (2003), *Small Area Estimation*, John Wiley & Sons.

## Extraction of Small Area Information based on Sampling Survey Data :

### Experimental Estimation of Prefectures' Diffusion Indexes

Yukishige SAKATA

(Faculty of Economics, Chuo University)

#### Summary

Methods of small area estimation based on sampling survey data have improved with the shift from the traditional direct design-based approach to the indirect model-based approach. To evaluate the efficiency of these different methods with statistical simulation, this study uses the micro data for a business tendency survey for small business as the virtual population of small businesses in Japan. The estimates for each method are then calculated from the resampled data and are iterated 100 times. The differences in the characteristics of these methods are determined by the distribution of the estimators from this simulation. Thus, the study concludes that estimation through the model-based approach is strikingly predominant, as compared with the other approach, in terms of the mean squared error, and that the degree of this predominance depends on the statistical characteristics of the auxiliary information.

#### Key Words

small area estimation, sampling survey, resampling method, diffusion index of business conditions, random effect model

## 粘着価格モデルと期待形成

— Taylor(1980) の検討 —

佐野一雄\*

### キーワード

粘着価格, New IS-LM, NKPC, インフレターゲット, 時系列分析

#### 1. はじめに

本稿では、期待を明示的にモデルに導入する New IS-LM および NKPC<sup>1)</sup> に関連する文献で、Calvo(1983)<sup>2)</sup> と共に頻繁に引用される Taylor(1980) の粘着価格モデルについて詳細に検討する<sup>3)</sup>。

テイラーも述べているように<sup>4)</sup>、このモデルは Lucas(1976)<sup>5)</sup> に対し、一つの明示的な回答を与えている。すなわち、超過需要と貨幣供給を操作することにより、期待形成を通じて、物価水準と所得水準を可能な範囲内で制御し、経路を選択できるモデルを具体的に提示している。モデルに特殊な条件が課せられているので、現実への応用可能性を肯定的に評価することはできないと筆者は考えているが、将来賃金についての期待が超過需要政策に依存し、政府と中央銀行が景気変動に対して協調して介入すれば、産出水準が安定するというモデルの含意は、直感的な理解には訴えやすい。また、Taylor(1980) には、理論と実際の両面で深い問題を孕むインフレターゲット論に関連する結論もすでに含まれている。期待形成を軸とする政策評価の可能性を示すことにより、ルーカス批判以後のマクロ経済学および金融財政政策に対して、粘

着価格モデルの嚆矢として Calvo(1983) と共に強い理論的な影響を与えているのである。したがって、現在、最新の金融政策およびマクロ経済理論を批判的に考察するためにも、十分な検討が求められている。

しかし、すでに古典として扱われているためか、きわめて簡略に引用されることが多く、原著論文の具体的な内容についての言及は少ない。本稿では、なぜ Taylor(1980) が New IS-LM や NKPC の源流に位置し、現在の金融政策やインフレターゲット論に影響を与えているのかを明らかにする。学説史的には、Muth(1960, 1961) に始まる合理的期待仮説と Lucas(1976) による批判が「新しい」マクロ経済学への転換を促し、他方で、計量経済学が大規模な同時方程式モデルから時系列モデルへシフトしつつあった潮流の中で、Anderson(1971) の直接的な応用モデルとして Taylor(1980) は成立している。その延長線上に New IS-LM および NKPC が存在するのである。本稿では、Taylor(1980) を詳しく検討し、表記上の誤りと概念上の問題点を指摘する。また、原著論文にある表記上の誤りを修正し、計算期間を追加して、所得水準と物価水準の期待経路と慣性経路についての計算結果を図示する<sup>6)</sup>。

\* 福井県立大学経済学部

〒910-1195 福井県吉田郡永平寺町松岡兼定島4-1-1

## 2. Taylorのモデル

### 2.1 価格決定式

Taylor(1980)では、全体の $1/N$ の企業が、各期に $N$ 期間固定される名目賃金契約を結ぶ経済が想定される。現在を $t$ 期とし、 $t+N-1$ 期まで固定される対数表示の名目賃金率を $x_t$ とすると、 $x_t$ と $x_{t+N}$ は同じ集団の賃金であり、 $s < N$ であれば $x_t$ と $x_s$ は異なる集団の賃金である<sup>7)</sup>。Taylor(1980)は次のモデルを考案した<sup>8)</sup>。

$$x_t = \sum_{s=1}^{N-1} b_s x_{t-s} + \sum_{s=1}^{N-1} b_s \hat{x}_{t+s} + \frac{h}{N} \sum_{s=0}^{N-1} \hat{e}_{t+s} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$t$ 期の賃金 $x_t$ が、過去の賃金 $x_{t-s}$ 、期待賃金 $\hat{x}_{t+s}$ 、期待超過需要 $\hat{e}_{t+s}$ 、系列相関のないランダムショック $\varepsilon_t$ によって決定されるモデルである。名目賃金固定期間の期待超過需要の効果は係数 $h > 0$ の値によって異なる<sup>9)</sup>。賃金を加重するウエイトは、期間が遠ざかるほど対称的に減少し、合計が1となるように、便宜的に等差数列で単純化して定義されているが、Anderson(1971)を応用するために必要な、特殊な設定であると筆者は考える。

$$b_s = \frac{1-s/N}{N-1}, \quad s=1, 2, \dots, N-1.$$

Taylor(1980)は $x_t$ を求めるために、次の均衡条件をおく。

$$y_t + p_t = m_t + v_t \quad (2.2)$$

$$p_t = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} x_{t-i} \quad (2.3)$$

$$e_t = g_2 y_t \quad (2.4)$$

$$m_t = g_3 p_t \quad (2.5)$$

変化率で考えると、所得水準 $y_t$ ×物価水準 $p_t$ が貨幣供給水準 $m_t$ ×流通速度ショック $v_t$ と均衡し、物価水準は過去の賃金の平均値で決まる単純なモデルであるが、完全雇用における貨幣バランスが何を意味するのか定義されていない<sup>10)</sup>。このモデルを現実と対応させることが困難な決定的理由の一つであると筆者は考える。また、 $g_2$ は超過需要パラメータ、 $g_3$ は貨幣供給パラメータである<sup>11)</sup>。整理して次

の方程式を得る。

$$x_t = \sum_{s=1}^{N-1} b_s x_{t-s} + \sum_{s=1}^{N-1} b_s \hat{x}_{t+s} + \frac{\gamma}{N} \sum_{s=0}^{N-1} \hat{y}_{t+s} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

$$y_t = -\beta p_t + v_t \quad (2.7)$$

ただし、 $\gamma = hg_2$ 、 $\beta = 1 - g_3$ である。Taylor(1980)はAnderson(1971)を直接的に応用して、この方程式の合理的期待均衡解を導びいているので、以下、詳細に検討する。

### 2.2 還元型の価格決定式

流通速度のランダムな変化率 $v_t$ の期待値はゼロなので、(2.3)と(2.7)から次式を得る。

$$\hat{y}_{t+s} = -\beta \hat{p}_{t+s} = -\frac{\beta}{N} \sum_{i=0}^n \hat{x}_{t+s-i} \quad (2.8)$$

Taylor(1980)では、これを(2.6)に代入し、 $n = N-1$ として

$$x_t = \sum_{s=1}^n b_s x_{t-s} + \sum_{s=1}^n b_s \hat{x}_{t+s} - \frac{\beta\gamma}{N^2} \sum_{s=0}^n \sum_{i=0}^n \hat{x}_{t+s-i} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

を得る。変数は名目賃金とその期待値、パラメータは $\beta$ 、 $\gamma$ の二つである。

$$\frac{1}{N^2} \sum_{s=0}^n \sum_{i=0}^n \hat{x}_{t+s-i} = \frac{n}{N} \sum_{s=1}^n b_s \hat{x}_{t-s} + \frac{\hat{x}_t}{N} + \frac{n}{N} \sum_{s=1}^n b_s \hat{x}_{t+s} \quad (2.10)$$

が成り立つことに注意しながら<sup>12)</sup>、 $t-1$ 期に利用可能な情報で(2.9)の両辺の条件付期待値を求め、Taylor(1980)は次式を得ている。

$$\left(1 + \frac{\beta\gamma}{N}\right) \hat{x}_t = \left(1 - \frac{n\beta\gamma}{N}\right) \sum_{s=1}^n b_s \hat{x}_{t-s} + \left(1 - \frac{n\beta\gamma}{N}\right) \sum_{s=1}^n b_s \hat{x}_{t+s} \quad (2.11)$$

この式を整理すると、 $c = (N + \beta\gamma)/(N - n\beta\gamma)$ を唯一のパラメータとする次式が得られる。

$$\sum_{s=1}^n b_s \hat{x}_{t-s} - c \hat{x}_t + \sum_{s=1}^n b_s \hat{x}_{t+s} = 0 \quad (2.12)$$

$\beta\gamma \geq 0$ を仮定しているため、 $|c| \geq 1$ である。Anderson(1971)を応用するために、Taylor(1980)はラグ作用素 $L^s x_t = x_{t-s}$ を導入し、次

の多項式を定義している。

$$B(L) = \sum_{s=-n}^n b_s L^s \quad (2.13)$$

ただし、 $b_0 = -c, b_{-s} = b_s, s = 1, 2, \dots, n$ である。そうすると(2.12)は次式で表現できる。

$$B(L)\hat{x}_t = 0 \quad (2.14)$$

多項式  $B(L)$  に含まれる係数は  $b_s = b_{-s}$  と対称的なので、 $L$  と  $L^{-1}$  の積に分解できる<sup>13)</sup>。

$$B(L) = \lambda A(L)A(L^{-1}) \quad (2.15)$$

ただし、 $\lambda$  は標準化定数であり、

$$A(L) = \sum_{s=0}^n \alpha_s L^s \quad (2.16)$$

において  $\alpha_0 = 1$  である。(2.14) を  $\lambda A(L^{-1})$  で除して

$$A(L)\hat{x}_t = 0 \quad (2.17)$$

を得るので、これを(2.9)と比較することにより、Taylor(1980)は、契約賃金についての合理的期待均衡解を導く還元型の確率差分方程式を得ている。

$$A(L)x_t = \varepsilon_t \quad (2.18)$$

これを書き下して、 $x_t$ だけを左辺に残し、係数  $a_i = -\alpha_i$  として次式を得る。

$$x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + \dots + a_n x_{t-n} + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

したがって、(2.15)より

$$\begin{aligned} -c &= \lambda(1 + \alpha_1^2 + \alpha_2^2 + \dots + \alpha_n^2) \\ b_1 &= \lambda(\alpha_1 + \alpha_1\alpha_2 + \alpha_2\alpha_3 + \dots + \alpha_{n-1}\alpha_n) \\ b_2 &= \lambda(\alpha_2 + \alpha_1\alpha_3 + \alpha_2\alpha_4 + \dots + \alpha_{n-2}\alpha_n) \\ &\vdots \end{aligned} \quad (2.20)$$

$$b_{n-1} = \lambda(\alpha_{n-1} + \alpha_1\alpha_n)$$

$$b_n = \lambda\alpha_n$$

が成り立ち、コンパクトに書けば次の式で表現できる。

$$b_s = \lambda \sum_{u=0}^{n-s} \alpha_u \alpha_{u+s}, \quad s = 1, 2, \dots, n.$$

構造パラメータは  $c$  だけなので、 $n$  の設定問題を考慮しなければ、自由度は1であり、積  $\beta\gamma$  によってすべて決定される。つまり、 $c$  が既知であれば、ラグ全体の分布がわかる。完全雇用では、(2.6)と(2.12)により  $c=1$  である。すでに述べたように、 $b_s$  についての特殊な設定が、決定的な役割を果たしていると筆者は考える。

### 2.2.1 ラグの分布

筆者が Taylor(1980) の結果を確認するために、Mathematica を使って  $N=4$  のときに  $\beta\gamma$  を変化させて  $\lambda, a_1, a_2, a_3$  を計算すると、Taylor(1980) および Montgomery(1984) の結果と一致した<sup>14)</sup>。筆者の計算による表1と図1は、 $\beta\gamma$  の値が増加すると、過去に対する相対ウエイト(%)が増加し、対称的に将来へ

表1  $c = (4 + \beta\gamma) / (4 - 3\beta\gamma)$

$\beta\gamma$	$c$	$\lambda$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$\sum a_i$	$a_1$	$a_2$	$a_3$
0.0	1.000	-0.696	0.5723	0.3080	0.1197	1.0000	57.2%	30.8%	12.0%
0.1	1.108	-0.937	0.3614	0.2100	0.0889	0.6603	54.7%	31.8%	13.5%
0.2	1.235	-1.103	0.2897	0.1729	0.0755	0.5382	53.8%	32.1%	14.0%
0.3	1.387	-1.281	0.2395	0.1457	0.0651	0.4503	53.2%	32.4%	14.4%
0.4	1.571	-1.485	0.2000	0.1235	0.0561	0.3796	52.7%	32.5%	14.8%
0.5	1.800	-1.729	0.1671	0.1045	0.0482	0.3198	52.3%	32.7%	15.1%
0.6	2.091	-2.033	0.1387	0.0877	0.0410	0.2674	51.9%	32.8%	15.3%
0.7	2.474	-2.427	0.1138	0.0726	0.0343	0.2207	51.6%	32.9%	15.6%
0.8	3.000	-2.963	0.0914	0.0588	0.0282	0.1784	51.2%	33.0%	15.8%
0.9	3.769	-3.740	0.0711	0.0461	0.0222	0.1395	51.0%	33.1%	15.9%
1.0	5.000	-4.979	0.0526	0.0344	0.0176	0.1046	50.3%	32.9%	16.8%

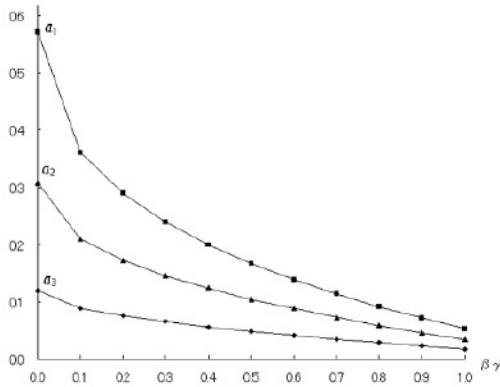


図1 係数  $a_i$  の変化

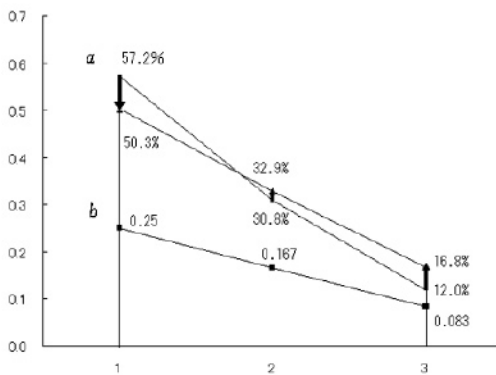


図2 期待効果の変化

の期待が加重されることを示している。例えば、 $\gamma=1$ と固定すれば、 $\beta$ により金融緩和の期待効果がわかる。また、図2は  $c=1$ を  $c=5$ まで変化させた場合の期待効果を示している。 $\gamma=hg_2, \beta=1-g_3$ であるから、(2.19)で与えられる合理的期待均衡解  $x_t$ は超過需要パラメータ  $g_2$ 、それに対する  $x_t$ の感応度  $h>0$ 、貨幣供給パラメータ  $g_3$ によって決定される。Taylor(1980)は  $c=(4+\beta\gamma)/(4-3\beta\gamma)$ を独立変数として自由度1のシステムとみなしている。これは政府と中央銀行が協調して  $c$ を制御することを意味するが、 $h, g_2, g_3$ の理論的な相互関係については不明である。たとえ  $g_2, g_3$ を協調して制御しても、 $h$ が不変の定数

であるとは限らない。このモデルは  $c$ を決定する自由度2のシステムであり、政策  $(g_2, g_3)$ によって市場の反応  $h$ は異なってしかるべきであると筆者は考える。

### 2.2.2 スペクトル密度

(2.18)の  $x_t$ は  $n$ 階の自己回帰過程に従うので、 $\varepsilon_t$ の分散を  $\sigma^2$ とすると、そのスペクトル密度は次式で与えられる<sup>15)</sup>。構造パラメータ  $c=(4+\beta\gamma)/(4-3\beta\gamma)$ が変化すると、 $\alpha_s$ の系列が変化するので、周期  $\omega$ に関する  $c$ の影響を分析できる。

$$f(\omega) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left| \sum_{s=0}^n \alpha_s e^{i\omega(n-s)} \right|^2 \quad (-\pi < \omega < \pi) \quad (2.21)$$

展開して(2.20)を適用し<sup>16)</sup>、Taylor(1980)は以下のスペクトル密度関数を得ている<sup>17)</sup>。

$$f(\omega) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \left[ \frac{b_0}{\lambda} + \frac{2}{\lambda n} \sum_{s=1}^n \left( 1 - \frac{s}{n} \right) \cos s\omega \right]^{-1} \quad (2.22)$$

$$= \frac{\sigma^2}{2\pi} \left[ \frac{b_0}{\lambda} - \frac{1}{\lambda n} + \frac{2}{\lambda n} \left( \frac{\sin^2 \frac{1}{2} \omega N}{2N \sin^2 \frac{1}{2} \omega} \right) \right]^{-1}$$

$N=4, \sigma=1$ として、 $\beta\gamma=0$ と  $\beta\gamma=0.1$ の  $0 \leq \omega \leq \pi$ におけるスペクトル密度についての筆者の計算結果を、図3に示した。 $\beta\gamma$ が増加すると、 $f(\omega)$ を  $0 \leq \omega \leq \pi$ で積分した値は減少するが、これは名目賃金率  $x_t$ の分散が減少することを意味している。つまり、完全雇用  $c=1$ から乖離すると、期毎の名目賃金率の差は小さく

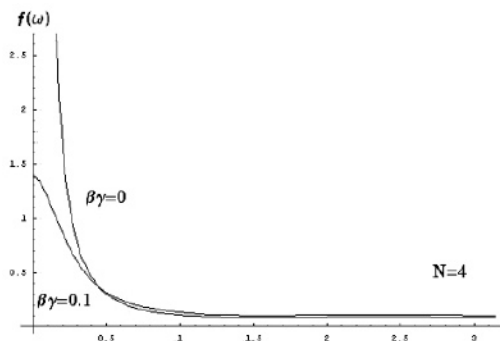


図3 スペクトル密度の変化

なる。ただし、 $\gamma = hg_2$ ,  $\beta = 1 - g_3$ であり、 $g_2$ は超過需要パラメータ、 $g_3$ は貨幣供給パラメータ、 $h > 0$ であるから、少なくとも $g_2 = 0, g_3 = 1$ のいずれかが成り立てば、完全雇用 $c = 1$ が成り立つ。したがって、政策的な介入 $c > 0$ が産出を安定させることを、このモデルは含意している。

また、表1、図1、図2では、 $\beta\gamma$ の増加が過去に対する相対ウエイトを重くし、対称的に将来への期待が加重されることを示している。つまり、政策的な介入が強い経済では、「過去の評価に基づき将来に対する期待が高まる」という現象を表現しているが、特殊なモデル設定の下で成り立つ結果であり、現実への応用について筆者は懐疑的である。

### 2.3 集計量の動学と失業の残像

Taylor(1980)は、ラグ作用素で表現した単純移動平均

$$D(L) = \frac{1}{N} \sum_{s=0}^n L^s \quad (2.23)$$

を使って(2.3)を書き直し、物価水準 $p_t$ について次式を得ている。

$$p_t = D(L)x_t \quad (2.24)$$

(2.18)および(2.19)より、 $p_t$ はARMA( $n, n$ )に従う。

$$A(L)p_t = D(L)\varepsilon_t \quad (2.25)$$

生産水準は(2.7)により決定されていた。

$$y_t = -\beta p_t + v_t \quad (2.26)$$

金融政策が緩和的でなく、 $\beta$ が大きいほど価格に敏感な経済であり、流通速度 $v_t$ の影響を除けば、生産水準と物価水準は逆方向に動く。 $g_3 = 0$ として貨幣供給量を固定すれば、 $\beta = 1$ となり、生産水準と物価水準は同じ率で逆に変化する。

#### 2.3.1 残像効果

このモデルは強い系列相関を生むので、(2.25)の自己回帰係数が大きいと、長期にわたり系列相関が残る。Taylor(1980)は、こ

の現象を $N=2$ で確かめている。(2.25)より

$$p_t = a_1 p_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{2} + \frac{\varepsilon_{t-1}}{2} \quad 0 \leq a_1 \leq 1. \quad (2.27)$$

(2.20)より、 $a_1 \equiv -a_1 = c - \sqrt{c^2 - 1}$ である<sup>18)</sup>。

Taylor(1980)は $p_t$ を $\varepsilon_t$ の級数で表現し、系列相関を評価している<sup>19)</sup>。

$$p_t = \frac{1}{2}(\varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots) \quad (2.28)$$

ただし

$$\psi_i = a_1^{i-1}(1 + a_1), \quad i = 1, 2, \dots \quad (2.29)$$

したがって、生産水準は(2.26)より

$$y_t = v_t - \frac{\beta}{2}(\varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots) \quad (2.30)$$

を得る。(2.29)の $a_1$ が1に近ければ、 $\psi_i$ の減衰は緩やかであり、 $y_t$ に強い系列相関が生じる<sup>20)</sup>。

#### 2.3.2 統計的フィリップス曲線

Taylor(1980)は、来期の物価水準と今期の失業率の関係を考察するために、 $y_t$ と $p_{t+1} - p_t$ の共分散を $N=2$ で考えている。この共分散が正ならば、来期の物価水準と今期の失業率との間に統計的フィリップス曲線が存在する。(2.28)より次式を得る。

$$p_{t+1} - p_t = \frac{1}{2} \left[ \varepsilon_{t+1} + \sum_{i=0}^{\infty} (\psi_i - \psi_{i-1}) \varepsilon_{t-i} \right] \quad (2.31)$$

実際、Taylor(1980)は、 $y_t$ と $p_{t+1} - p_t$ の共分散

$$E[y_t(p_{t+1} - p_t)] = \frac{\beta\sigma^2}{4} \quad (2.32)$$

を得て、非負であることを導いている。金融政策が物価水準に対して緩和的であるほど $\beta$ は小さくなり、この共分散も小さくなるので、 $\beta$ をどう設定するのが、金融政策の課題とされるのである。この結果は金融政策のルール作りとインフレターゲット論の根拠となりうるが、現実への応用可能性について筆者は懐疑的である<sup>21)</sup>。

### 2.3.3 安定化政策

Taylor(1980)のモデルにおいては、物価の安定と所得の安定はトレードオフである。例えば、 $\beta=0$ とすると、(2.32)より所得と物価は独立になり、(2.26)より所得の分散は流通速度の分散と一致する。他方で、 $\beta=0$ ならば $c=1$ であり、 $N=2$ では $\alpha_1 = -\alpha_1 = 1$ となる。そうすると、(2.29)で $\psi_t=2$ となるので、(2.28)より物価水準の分散は無限大に発散する。貨幣供給パラメータ $\beta$ と超過需要パラメータ $\gamma$ を操作することによって、トレードオフにある物価水準と所得水準を調節することができるモデルである<sup>22)</sup>。

### 2.4 賃金についての期待と慣性

Taylor(1980)のモデルは、 $\beta$ と $\gamma$ を通して、将来賃金についての期待が超過需要政策に依存することを明示した点で、期待を考慮しないモデルや、期待そのものを調節または外生化するモデルとは明らかに異なる。モデル上では、確率的なショックによって物価が変動するので、均衡価格である平均物価からの乖離を抑制できるほど政策は好ましいと言える。Taylor(1980)は、物価上昇率をゼロ、 $N=2$ 、 $\beta=0.5$ 、 $\gamma=0.2$ 、 $\varepsilon_1=10\%$ 、 $\varepsilon_{s>1}=0$ と仮定して、その違いを考察している。(2.25)より、 $p_t$ は次式に従う。

$$p_t = \alpha_1 p_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{2} + \frac{\varepsilon_{t-1}}{2}, \quad t=2,3,\dots \quad (2.33)$$

ただし、 $p_0=0$ 、 $\varepsilon_0=0$ のとき $p_1=5\%$ 、 $\alpha_1=0.63$ である<sup>23)</sup>。 $v_t=0$ と仮定すれば、(2.7)より、 $y_1=-2.5$ であり、 $y_t$ は次式に従う。

$$y_t = -0.5 p_t, \quad t=2,3,\dots \quad (2.34)$$

物価水準の比較のために、Taylor(1980)は期待を考慮しないモデルについて考えている。(2.6)で $N=2$ とすると、賃金についての期待均衡価格が得られる。

$$x_t = \frac{1}{2}(x_{t-1} + \hat{x}_{t+1}) + \frac{\gamma}{2}(\hat{y}_t + \hat{y}_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (2.35)$$

期待を外して、慣性だけが作用するモデルに変更すると次式を得る。

$$x_t = \frac{1}{2}(x_{t-1} + x_{t-1}) + \frac{\gamma}{2}(y_{t-1} + y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.36)$$

$$= x_{t-1} + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.37)$$

したがって、(2.3)より次式を得る<sup>24)</sup>。

$$p_t = p_{t-1} + \frac{\gamma}{2}(y_{t-1} + y_{t-2}) + \frac{\varepsilon_t}{2} + \frac{\varepsilon_{t-1}}{2} \quad (2.38)$$

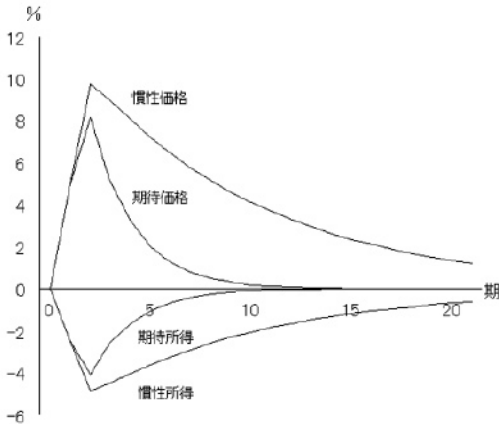
Taylor(1980)は(2.33)と(2.38)を比較して、モデルの違いを際立たせようとしている。筆者は、Taylor(1980)の単純な誤りを修正し、期間を拡張して、表2に(2.33)による期待均衡解 $p_t^*$ 、 $y_t^*$ と(2.38)による慣性だけによる外挿解 $p_t$ 、 $y_t$ を $t=20$ まで計算した<sup>25)</sup>。 $t=1$ 期に一度だけ発生した5%の価格上昇を吸収する

表2 期待と慣性

$t$	$p_t^*$	$y_t^*$	$p_t$	$y_t$	$t$	$p_t^*$	$y_t^*$	$p_t$	$y_t$
1	5.00	-2.50	5.00	-2.50	11	0.13	-0.06	3.7	-1.84
2	8.15	-4.08	9.75	-4.88	12	0.08	-0.04	3.3	-1.65
3	5.13	-2.57	9.01	-4.51	13	0.05	-0.03	2.9	-1.47
4	3.23	-1.62	8.07	-4.04	14	0.03	-0.02	2.6	-1.32
5	2.04	-1.02	7.22	-3.61	15	0.02	-0.01	2.4	-1.18
6	1.28	-0.64	6.46	-3.23	16	0.01	-0.01	2.1	-1.05
7	0.81	-0.40	5.77	-2.89	17	0.01	0.00	1.9	-0.94
8	0.51	-0.25	5.16	-2.58	18	0.01	0.00	1.7	-0.84
9	0.32	-0.16	4.61	-2.31	19	0.00	0.00	1.5	-0.75
10	0.20	-0.10	4.12	-2.06	20	0.00	0.00	1.3	-0.67

$N=2$ 、 $\alpha_1=0.63$ 、 $\beta=0.5$ 、 $\gamma=0.2$ 、 $\varepsilon_1=10\%$ 、 $\varepsilon_{s>1}=0$





$N=2, a_1=0.63, \beta=0.5, \gamma=0.2, \varepsilon_1=10\%, \varepsilon_{s>1}=0$

図4 期待と慣性

二つの経路が示されている。結果は一目瞭然である。

### 3. おわりに

本稿では、Taylor(1980)を詳しく検討し、表記上の誤りと概念上の問題点を指摘した。また、原著論文にある表記上の誤りを修正し、計算期間を追加して、所得水準と物価水準の期待経路と慣性経路についての計算結果を図示した。表2および図4から明らかのように、価格水準の上昇は所得水準の下落、すなわち失業率の上昇をもたらすので、通常の統計的フィリップス曲線とは反対の性質を持つ。それは(2.7)の自然な帰結としてひとまず理解できる。また、(2.32)では今期の所得水準 $y_t$ と来期の物価水準の変化 $p_{t+1}-p_t$ の共分散 $E[y_t(p_{t+1}-p_t)]$ が非負であり、 $\beta>0$ ならば正である。つまり、来期の物価水準が上昇するならば、今期の所得水準も上昇する可能性がある。これはインフレ期待の形成によって、今期の所得水準を増加させることを意味し、いわゆるインフレターゲット論に帰結する。しかし、いずれの結果においても、「名目貨幣バランス÷完全雇用貨幣バランス」として定義された貨幣供給水準 $m_t$ の意味が不明な

ので、パラメータ $g_3$ および $\beta$ が何を意味し、またどんな値をとり得るのかも不明であるために、現実の金融政策に対応させることが困難なのである。

Taylor(1980)のモデルには特殊な仮定と条件が課せられているため、現実への応用可能性を肯定的に評価することはできないが、超過需要と貨幣供給を操作することにより、期待形成を通じて、物価水準と所得水準を可能な範囲内で制御し、経路を選択できる可能性を示しており、Lucas(1976)に対する一つの回答を明示的に与えている。New IS-LMおよびNKPCで使われる粘着価格モデルは、Taylor(1980)のモデルから特殊な仮定や条件をはずし、モデル式(2.1)を最も単純な形で利用している。将来賃金についての期待が超過需要政策に依存し、政府と中央銀行が景気変動に対して協調して介入すれば、産出水準が安定するというモデルの含意は、直感的な理解に訴えやすく、期待形成を軸とする政策評価の可能性を示している。それゆえ、ルーカス批判以後のマクロ経済学および金融財政政策に対して強い影響を与えていると考えられる。しかし、今日の金融政策における量的緩和やインフレターゲット導入の効果については、専門家の間でも賛否が分かれる問題であり、さらなる理論研究が求められている。

本稿では、なぜTaylor(1980)がNew IS-LMやNKPCの源流に位置し、現在の金融政策やインフレターゲット論に影響を与えているのかを明らかにした。学説史的には、周知のように、Lucas(1976)を画期として「新しい」マクロ経済学が成立し、合理的期待仮説がマクロ経済学を席卷した。他方で、計量経済学が大規模な同時方程式モデルから時系列モデルへシフトしつつあった。その潮流の中で、「賃金の方硬直性」というアイデアの延長線上にある粘着価格について、Anderson(1971)を直接的に応用したTaylor(1980)に続き、Calvo(1983)が別のアプローチで論じ

ており、New IS-LMおよびNKPCに関する文献で頻繁に引用されているのである。Lucas(1976)とCalvo(1983)については、それぞれ稿を改めて詳細に検討したい。

## 注

- 1) ニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keynesian Phillips Curve) の略称。NKPCと粘着価格モデルの関係については、加藤・川本(2005)を参照。
- 2) Taylor(1980)とは異なるアプローチで粘着価格を扱っているので、稿を改めて論じる予定である。
- 3) staggerは「時差」「交互」「交替」という意味である。Taylor(1980)における価格の粘着性は、固定賃金契約期間の時差により生じ、物価水準に慣性をもたらす。価格の「粘着性」(stickiness)は、「硬直性」(rigidity)とは異なる概念である。価格が不連続にしか改訂されず、改訂されると一定期間持続するという仮定は、連続的な価格変化を仮定する一般均衡理論よりも現実的であると同時に、硬直性より一般的な概念ではあるが、Taylor(1980)の仮定は特殊であり、実際の賃金契約と対応させるのは難しい。New IS-LMおよびNKPCは、期待を明示的に導入した最も単純な粘着価格モデルであり、非常に簡潔である。また、計量モデルとしての応用が比較的容易であるため、「ルーカス批判」に耐えうるモデルとして利用されている。
- 4) Taylor(1980), p.3参照。
- 5) いわゆる「ルーカス批判」である。政策的な介入が、期待形成を通じて、推定すべき構造パラメータを変えてしまう、というパラメータの不確定性問題を指摘した。
- 6) Taylor(1980)のTable 4, p.20の計算結果は不可解であり、おそらく記載の誤りであろうと推測される。本稿では、これを修正して、計算結果を図示した。
- 7) このような賃金契約を現実にイメージすることは困難であるが、以下の論述でAnderson(1971)の結果を応用するためには不可欠である。そのため、New IS-LMやNKPCに関連する文献では、モデル式(2.1)だけを最も単純な形で使い、その際にTaylor(1980)を引用するにとどまる。
- 8) 本稿では数式番号を(Section.Number)と表記しているが、以下、参照の便宜上、(2.n)のnをTaylor(1980)の数式番号に対応させてある。
- 9) Taylorでは、“*h* is a positive parameter”(p.4)と書かれているだけで、その意味についての言及はない。
- 10) ここで概念上の問題点を指摘しておく。Taylor(1980)は、“ $p_t = \log$  of aggregate price level,  $y_t = \log$  of real output less log of full employment output,  $m_t = \log$  of nominal money balances less the log of full employment money balance, and  $v_t = \text{random velocity shock}$ .”(p.6)と定義している。つまり、 $y_t$ の意味は「実質産出高÷完全雇用産出高」であり、超過需要の過不足によって変動する実質所得水準を意味している。貨幣供給水準  $m_t$ も同様に、「名目貨幣バランス÷完全雇用貨幣バランス」と定義されているのだが、完全雇用貨幣バランスが何を意味するのか、実は不明である。この問題点を筆者に直接指摘したのは岡敏弘である。強いて解釈すれば、完全雇用水準に対応する貨幣供給水準が存在するという意味であろうか。
- 11) このパラメータ  $g_3$ によって、物価水準  $p_t$ に対して連動する貨幣供給水準  $m_t$ が決まるのであるが、 $m_t$ は注10)で指摘したとおり、「名目貨幣バランス÷完全雇用貨幣バランス」であり、 $g_3$ が実際に何を意味しているのかも不明である。そうすると、モデルで重要な役割を担う  $\beta$ の意味も不明になる。
- 12) (2.10)で  $N=2$ のとき  $b_1=1/2$ になる。これは(2.1)で定義したウエイトの一般項  $b_s = (1-s/N)/(N-1)$ を満たすので、数学的帰納法を使う。
- 13) Anderson(1971), 5.7.1(5)およびLemma 3.4.1を参照。 $\hat{x}_t$ は移動平均の一種である。
- 14) 使用したMathematica 4で容易に計算できるのは  $N=4$ までであるが、このモデルの特性を理解するには十分である。Montgomery(1984)には、数式に多くの誤植が含まれるので、注意して読む必要がある。Montgomery(1984)は(1)の右辺第1項と第2項にパラメータ  $0 \leq \theta \leq 1$ を乗じて、相対賃金の効果について実証分析を試みているが、本稿ではその問題について考察しない。
- 15) Anderson(1971), p.407(42)参照。
- 16)  $|e^{i\omega} + \alpha_1|^2 = 1 + \alpha_1^2 + 2\alpha_1 \cos \omega$ ,  $|e^{i2\omega} + \alpha_1 e^{i\omega} + \alpha_2|^2 = 1 + \alpha_1^2 + \alpha_2^2 + 2\alpha_1(1 + \alpha_2) \cos \omega + 2\alpha_2 \cos^2 \omega$ , ...を  $\alpha_n$ ま

で展開して(2.22)の第1式を得る。

- 17) オイラーの公式と  $s \cos s\omega = \frac{d}{d\omega} \sin s\omega$  の関係を利用して,  $e^{is\omega}$ ,  $\cos s\omega$ ,  $\sin s\omega$ ,  $s \cos s\omega$  の  $s=1$  から  $n$  までの和をそれぞれ求め,  $[1-s/(n+1)] \cos s\omega$  の  $s=1$  から  $n$  までの和を求める。
- 18)  $b_s = (1-s/N)/(N-1)$  で  $N=2$ ,  $s=1$  とおけば  $b_1 = 1/2$  を得るので, (2.20)に代入して, 二次方程式  $\alpha_1^2 + 2c\alpha_1 + 1 = 0$  を解く。
- 19) 
$$\begin{aligned} p_t &= \alpha_1 p_{t-1} + \frac{\varepsilon_t}{2} + \frac{\varepsilon_{t-1}}{2} = a_1 \left( a_1 p_{t-2} + \frac{\varepsilon_t}{2} + \frac{\varepsilon_{t-1}}{2} \right) + \frac{\varepsilon_t}{2} + \frac{\varepsilon_{t-1}}{2} \\ &= \dots = a_1 \left( a_1 \left( a_1 \dots \right) + \frac{\varepsilon_t}{2} + \frac{\varepsilon_{t-1}}{2} \right) + \frac{\varepsilon_t}{2} + \frac{\varepsilon_{t-1}}{2} \\ &= \frac{1}{2} \left[ \varepsilon_t + (1+a_1)\varepsilon_{t-1} + a_1(1+a_1)\varepsilon_{t-2} + a_1^2(1+a_1)\varepsilon_{t-3} + \dots \right] \end{aligned}$$
- 20) Taylor(1980) は  $N=2, 3, 4$  で  $\beta=0.5$ ,  $\gamma=0.2$  として  $\psi_t$  の理論値を求め, 成人男子の1954-1979年における失業率の四半期データによる推定値と比較し, このモデルにおける残像効果を確認しているが, 詳細については省略する。
- 21)  $g_3 > 1$  ならば  $\beta = 1 - g_3 < 0$  となり, 負の共分散を得るが, 注10)で指摘したように,  $m_t$  の意味が不明なので,  $g_3$  および  $\beta$  が何を意味し, またどんな値をとり得るのか, 明らかであるとは言えない。
- 22) Taylor(1980) は  $N=2$  で  $\beta$  と  $\gamma$  の効果について分析しているが, 詳細については省略する。
- 23) (2.20) より  $-c = \lambda(1 + \alpha_1^2)$  と  $b_1 = 1/2 = \lambda\alpha_1$  の連立方程式を得るので,  $c = 2.1/1.9$  を代入して解くと, モデルの条件  $|\alpha_s| \leq 1$  を満たす近似解  $\alpha = -0.6345$  を得る。以下では, Taylor(1980) に従い,  $a_1 = 0.63$  として計算した。
- 24) Taylor(1980) の(38)には誤植がある。
- 25) 一瞥してわかるように, Taylor(1980) の計算結果には単純な誤りがある。

### 参考文献

- [1] 岡 敏弘 (2008), 「IS-LMのどこがケインズ的でないか—スラフファを媒介にした説明—」 経済学史学会関西部会 (会場配布資料), 2008年11月29日, 京都大学。
- [2] 加藤 涼・川本卓司 (2005), 「ニューケインジアン・フィリップス曲線: 粘着価格モデルにおけるインフレ率の決定メカニズム」『日銀レビュー・シリーズ』, no.05-J-6, 2005年4月7日, 日本銀行。
- [3] Calvo, G.A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, 383-398.
- [4] Anderson, T.W. (1971), *The Statistical Analysis of Time Series*, New York, Wiley.
- [5] Montgomery, E. (1984), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts: A Test of the Importance of Spillover Effects", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 16, no. 4, 505-514.
- [6] Lucas, R.E. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, 19-46.
- [7] Muth, J.F. (1960), "Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 55, 299-306.
- [8] Muth, J.F. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, vol. 29, no. 3, 315-335.
- [9] Taylor, J.B. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 88, no. 1, 1-23.

【書評】

岩崎俊夫 著  
『社会統計学の可能性  
— 経済理論・行政評価・ジェンダー —』

(法律文化社, 2010年)

松川太一郎\*・御園謙吉\*\*・杉橋やよい\*\*\*

1. はじめに

情報基盤の進展, 自治体行政の展開およびジェンダー問題という3つの現代的課題における統計の利用可能性について著者が約15年の間に執筆してきた論文がまとめられ, 本書が上梓された。本書の目次は以下の通りである:

はしがき

第I編 統計と経済理論

第1章 情報環境の変容と社会・経済統計の可能性—「データ」・社会統計・経済理論

はじめに

- 1 情報環境の変容と「データ」理論
- 2 経済理論への関心の後退(価格指数論を例に)
- 3 経済理論とモデルの切断(産業連関分析を例に)

むすび

第2章 価格指数論への公理的アプローチ適用の問題点

はじめに

- 1 公理的アプローチの基本性格とその適用限界
- 2 価格指数論の系譜とその経済理論
- 3 価格指数のテスト

むすび

第II編 統計と自治体行政

第3章 地方自治体の行政評価と統計活動—改革の概観と枠組み

はじめに

- 1 自治体行政改革のフレームワーク
- 2 総合計画と政策評価システム
- 3 総合計画・行政改革と統計活動

むすび

第4章 行政の進行管理に果たす統計と数値目標の役割

はじめに

- 1 総合計画・行政評価の変容
- 2 数値目標と統計
- 3 総合計画・数値目標・統計

むすび

第III編 ジェンダー統計

第5章 女性労働と統計—ジェンダー統計初期の動向

はじめに

- 1 国際女性年と女性のための労働統計
- 2 経済活動人口概念と調査票問題

むすび

\* 鹿児島大学法文学部

〒890-0065 鹿児島市郡元1-21-30

\*\* 阪南大学経営情報学部

〒580-8502 大阪府松原市天美東5-4-33

\*\*\* 金沢大学人間社会学域経営学系

〒920-1192 金沢市角間町

## 第6章 女性就業者と職業別性別隔離指数

### 1 性別隔離指数の二類型

### 2 日本の性別隔離指数の試算

むすび

あとがき

索引

本書の3つの編は独自性の強い分野をそれぞれ取り上げており、本書全体を広く押さえた上で単独の評者が担当するのは容易ではない。そこで、第I編を松川、第II編を御園、第III編を杉橋が分担執筆することとした。

## 2. 各編の紹介と論評

### 2.1 第I編

本編は社会統計学界に対して、多方面での議論を喚起し、停滞感の突破口をもたらそうる。

第1章は、先学が指摘し、著者が社会統計学界の停滞感の理由として認識する「数理統計学の体系的受容」=「データの数理解析に終始する現在の統計利用論の独断的容認」に対し、背景と契機の把握、原因の検証、研究課題の探索を試みる。

「体系的受容」の前提は、社会統計学者が安易に『統計』を『データ』として認識することにあろう。その背景を、著者は第1節で計算機ハード・ソフト両面の発展、統計制度改革下で電子媒体化され個別ニーズに対応した統計の供給整備に求める。また、「受容」の前提の成立契機が「データ理論」で顕著であり、それは基礎的経済理論への関心を喪失したデータ処理への専心と、大量データ計算に拘泥した経済理論検討の留守であるとする。

上記の背景と契機に対し、「問題点の指摘と理論的、方法論的な検討がないまま、現状に追随していけば、そのことが向かう先は数理統計的方法の受容」と述べる。従って、「検討課題は、このような情報環境整備と変化に

対して『科学としての社会統計学』が十分に対応できているかどうかである。」著者は否定的論点を挙げる。序論で「受容」の原因を「現実の情報環境の変化が急速に進行し、これに批判的に対応できない研究上の姿勢」と断定済みだからである。論点の第一は統計の基礎的経済理論検討の無関心化と「理論と統計分析の意図的切断」、第二は「統計データ」という用語法、第三は統計調査論である。

第一論点の理論的無関心化の傍証として、著者は第2節で「社会統計学者の価格指数論に対する姿勢の弱さ」を示す。この傍証の論理的妥当性を指数論の経済理論への連携性に求めていよう。続いて指数論プロパーの今日的議論と経済理論との関係性を示す。この状況から、社会統計学は理論的空白を埋めることが重要とする。片方の論点「理論と統計分析の意図的切断」は、第3節で産業連関分析に関して検証する。まず、著者は経済的統計的モデルの経済理論との関係、そして社会統計学の批判的研究成果を確認する。対照的に、連関分析での基礎経済理論と統計分析の手法は切断可能で、後者に統計利用者が意味を付与しようとする「手法そのものの中立性」を思考基地とした研究に言及する。そこに「受容」の「方法論的原型」を見出し、この線の研究がデータ計算研究に収斂する可能性と現実を指摘する。ここでの「理論的基礎の検討にまで立ち返って統計計算を進める態度」の喪失を問題視し、「受容」のモデルケースとする。対して著者は、連関分析の経済理論の不変性と統計分析上の経済理論の必要性、そして「CGEモデルの理論的検討を含め、連関分析の利用とそこから生まれた成果」の慎重な評価を主張する。

第二論点の「統計データ」用語に対し、第1節で「それをもとに数理計算を行えば、何がしかの有益な分析結果を導出できるので、統計研究の重心をそこにおくという暗黙の了解があるのではなかろうか。」と含意を述べ

る。検討課題は、「データとしての統計」理解への批判的考察である。

第三論点の統計調査論については、「データとしての統計」の真実性の考察と、統計調査環境の電子化状況に対する旧来の調査論の対応可能性の検討を問題提起する。

第1章に通底する主張は、統計利用における基礎的経済理論の等閑視に対する理論の復活である。ゆえに、「受容」の「克服の方向の一つの鍵」も「経済指標体系の構築」である。

第2章の意図は、価格指数論を社会統計学の伝統上未踏の見地から検討して、つまり指数論の経済理論上の意味と統計指標的な意義が公理論的方法により規定される事情を検討して、指数論研究の指針を得ることである。

著者は公理論を、発祥元たる数学から説明する。それは、「少数の端緒的な定義から始めて、公理、公準を確認し、定理を論理的に演繹的に証明する方法である。」次に物理学での公理的方法の適用を示し、それが理論内容に観念的な自足性を構想させ、ゆえに現実的動態的な理論の構成方法として不能な限界性を述べる。この公理的方法の基本性格を他の諸科学に敷衍する。

続いて、価格指数論の公理論的アプローチを二種類に分け、双方の論理的理論的性格を検討する。一方は、公理論的に構成された経済理論で指数論を基礎づけるものである。この基礎づけに対し、経済理論において、公理的与件が消費者選好論のそれであって観念性を帯び、また公理的方法の基本性格が顕現するので、「現実経済の動態の考察を回避したこの論理操作」と指摘する。それは「歴史的、社会的な尺度である価格の水準と動向を測ることは難しい」。もう片方は、指数が持つべき特質たる公理を基準としたテストにより一元的指数を選択する方法である。それは「算式そのものの無矛盾性」を判断するが、「先立つ経済学的な範疇規定」が無いため「価格

指数のもつ固有の経済学的な認識への道は拓けない。」また、一元的選択が現代資本主義の複雑性・多様性に適合しない。以上から「両者は、指数論への適用の方法のディテールでは異なるが、現実の経済分析、価格分析に関与することなく、理念的に価格指数論を先験的な公理から展開する意味では同一」と総括する。対する課題は、貨幣的要因による価格変動を測定する一般的指数を含む多元的価格指標体系の構築である。

評者の読後感であるが、第1章の「データ理論」における「受容」の前提の成立契機について、データ解析の具体的諸事例に即した分析叙述があれば、立論が深化したと思われる。「意図的切断」に対しては、解析法の数理を、解析者なりに計算結果に付与される解釈上の論理に対する適合性の観点から評価して、解析者の社会認識上の問題点を示す研究方向が想起された。第2章については、公理的方法の限界と合理性を指数の実践的作成段階において検討する必要が感じられた。なお指数テストの非経済学的な性格を規定するにあたり、前章で社会統計学の業績として挙げられた永井博の著書への参照が望まれた。

## 2.2 第Ⅱ編

本編は、文科省科研費プロジェクト「地域経済活性化と統計の役割に関する研究（2006～09年度）」（代表：菊地進・立教大学経済学部教授）の成果の一部であり、「統計の果たす役割とその利用可能性」(p.i)を自治体行政、特に総合計画とその進行管理の面から検討したものである。他の2編と同じく2章が配されているが、分量で本書全体の4割余りを占める。まず、内容を確認しながら若干のコメントを付す。

第3章は、この約10年間の地方自治体での行政改革の状況を行政評価に絞って紹介し、それと総合計画、あるいは統計活動とがいかに関連しているかを整理し、また、次章の課

題を示したものである。

まず第1節では行政評価や自治体の総合計画にかかわる基本的事項を説明している。行政評価の定義、NPM（新公共経営）理論の概要、行政改革が進行した背景、行政評価採用の契機、政策評価の法的整備についてコンパクトにまとめられており、初学者等への便宜がはかられている。また、行政改革を考察する際の注目すべき点として、行政改革が総合計画の作成の経緯と無関係ではなく、その総合計画はNPM理論の定着と一体となっていることを指摘している。

そしてNPM理論が政策評価の理論的基礎であり、この種の成果主義を明確に打ち出しているのが三重県と静岡県だとして、第2節で両県の計画・行政評価を紹介している。この節も行政関係の専門家には常識的内容であろうが、行政評価の「評価」についての全国調査も紹介し、行政評価の意義あるいは限界を確認しようとしている。

第3節では、まず、行政改革を背景に、自治体の統計関係部署での活動や統計に関していかなる認識があるかについて、三重県と三鷹市などを例に若干の指摘をしている。次に「次章で詳細」としながら、行政評価に重要な数値目標の設定の仕方を類型化している。最後に「統計セクションの位置づけと統計活動」の項で、従来は総務系に置かれることが多かった統計セクションが政策企画系に配置換えされる傾向があること、国の出先機関・金融機関とも連携して地域データを検討していることなどを指摘している。

次の「むすび」では、今後の主な課題と①行政評価と統計との関係に焦点を絞って現状と問題点を検討すること、②これと関連して実践的な提言が必要であること、③NPM理論を自治体行政に利用することについて検討することを明確にあげている。

第4章では、前章で言及しえなかったことや不十分だった総合計画、行政評価と統計

（活動）との関係づけを一步進んだ形で示す、としている。

第1節では、少子高齢化など、行政環境の変化ゆえリジッドな総合計画では対応できないので廃止する県もあること、「統計」の利用あるいは重視の仕方も多様であることなどを指摘する。総合計画の変容については北海道から沖縄県まで9道県の事例が紹介されている。行政評価については、何を施策の数値目標とするかが難しいことなどから見直しの動きがみられることを指摘し、無理な指標設定は自治体職員に消耗感をもたらすことになりかねないので再考の余地がある、と言う。

第2節では、数値目標の意義と役割を検討するポイントとして①数値目標をなぜ設定するのか、②どの数値目標が政策の内容に適しているのか、③数値目標の設定そのものをいかに行うか、④資料をどこからもってくるのか、⑤政策等の進み具合をどのように評価するのか、⑥評価を誰が行うのか、の6つをあげ、いくつかの自治体を取り上げながら具体的に検討している。

上記④は第4章のメインテーマなので、次の第3節で独立させ、富山県、茨城県、盛岡市の例を詳細に紹介している。ここではサービス業の統計が不足していることなどを指摘している。

そして「むすび」では、以上をまとめ、また、政策効果なのか景気回復ゆえなのか判断しかねることもあるので、数値目標による評価そのものが実際には容易ではないことを付け加えている。

さて、本編の意義は、「産官学」の地方の「官」での統計利活用とそれをめぐる問題について綿密に検討し、「学」の立場から「官」を支援しようとし始めたことである。かつ、そこで行政学関連の分野にも目を配りながら地方統計・統計事情について論じていることである。

地域再生などと言われ始めて久しく、地方

自治体は地域経済の活性化をめざした施策に取り組んでいる。また、財政事情ゆえに行政全般にわたって政策効果が強く問われるようになってきている。ここで、「政策効果は…できる限り定量的に把握する」（「行政機関が行う政策の評価に関する法律」；p.64）ためには「地域データ」が必須であるが、統計学の立場からは、地方統計について「統計の未整備」以外の言及は少ないように思える。

本編は、政策立案の客観性を明確にすることを意識し、統計利用について地方自治体が行っている営為を支援して研究上の空白を埋めようとしている点に意義がある。このような視点にたつて単著で上梓したのものとしては嚆矢であろう。それも数十の道県・市への訪問調査をなしており、全国を見渡した（正確には見渡そうとした）事実・論点指摘をしており、かつ、行政学関連の理論までふまえているのである。

以上の背景には、政府統計を社会科学に基づく批判的見地から組み替え、加工する試みが少なくなった（p.5）との認識があろう。しかし、はしがきにある「利用可能性」あるいは「evidenceとしての統計の意義」についての言及は具体的には不十分と言わざるを得ない。今後、上記第3章の今後の課題②「実践的な提言」がおおいに期待される。

以上、本編のメリットを述べたが、最後に少々苦言を申し述べたい。まず、簡単に言えば、重複的な箇所が多くあるため分量が増え（パラフレーズが多くなり）読みにくい、と言うことである。もっとも、このことは評者の読解力不足ゆえと一蹴されるかもしれない。しかし次のことは、読者への配慮として留意すべきことである。

まず、図表掲載頁が記述部分と離れている上に「図〇〇のように」などという記載がないので、理解に時間がかかる箇所がいくつかある（例えば「業務棚卸」についてはp.83に記されているが、その説明図はp.85にある）。

また、もちろんミスタイプやケアレス・ミスのな箇所も読了速度が落ちる一因となる（へたをすれば誤解する）。ケアレス・ミスが皆無というのはなかなか難しいが、正味87頁中、明らかなミスタイプだけで十数箇所もみられた。初出論文をPDCAサイクルに載せて上梓することが望まれる。

## 2.3 第Ⅲ編

本編のジェンダー統計に関する2本の論稿は著者が1990年代初頭に取り組んだものであり、その初出は伊藤陽一編著(1994)『女性と統計』梓出版社である。本書の中で最も古いものだが、本書では最新の統計データを使って新たな検討を加えるなどして改稿された。

第5章は、経済活動人口に関する統計の信頼性と正確性を取り上げている。経済活動人口の定義は、それを規定する国民経済計算自体が自家生産と家事労働との境界を曖昧にしているため、非定形的な女性労働を捉えるには十分ではないと批判する。また、経済活動人口のキーワードである「仕事」「賃金」「働く」に対する女性の固定観念が、途上国では強いため、質問項目は画一的ではなく、具体的な経済活動の例示を加えて、女性労働の実態に即した内容にすることが、正確な統計数値の獲得には必要であることを、1980年代のインドの試みを紹介しながら、示している。さらに、日本の労働力調査（以下、労調）の調査票では、女性に典型的に見られる就業と非就業の境界を十分には把握できないことを指摘する。

第6章では、男女間の賃金格差の主たる要因と、特に欧米諸国において、考えられている職業別性別隔離指数について、その特徴と限界を明らかにした上で、1980～2005年の日本の隔離指数を計算し1995年以降その数値が低下していることが分かるものの、指数の限界にも留意し、依然として女性が多く就



業している職業がごく限られた職業に集中していることを示している。

本編の2つの章は、著者による既出の考察と重なる部分が多いので、以下で論評するのは、本書で新たに提示されたものの1つである、第5章の労働力調査の調査票の項(pp.167-171)を中心とする。

ここでは、日本の労調は、「失業者の周辺に位置する女性の就業・非就業の状態をきめ細かく把握できない」として、労調とともに就業構造基本調査(以下、就調)を併用して「[労調における]非労働力人口のうちの就業希望者の一定部分に[就調における]無業者のうちの就業希望者を足した統計指標を活用する方が、意味のある指標になるのではなからうか」と著者は言う([ ]は評者が追加した)。そもそも、労調における完全失業者は、3つの条件—すなわち(1)就業希望、(2)求職活動、(3)すぐに就くことができる—を満たした非就業者である。著者は、この定義が非常に狭義なことから、第一に、このうち(1)を満たしている非就業者を不安定就業者としてカウントすることを提案している。第二に、一定期間(従って短期)の活動状態を把握する労調(「労働力方式」)だけでなく、普段の状態(従って長期)を考慮する就調(「有業者方式」)の両方を活用した統計指標の利用を提案している。

しかし、ここでの課題が、労働力人口の定義の問題なのか、調査票の設計なのか、失業者あるいは不安定就業者の測定・分析方法の問題なのか、評者には判然としない。また以下のような疑問が生じる。第一の疑問は、先行研究との関係である。失業や不安定就業の諸指標に関する岩井浩の先行研究(例えば岩井(2000)「現代の失業・不安定就業の構造的変化」岩井・福島・藤岡編著『現代の労働・生活と統計』北海道大学図書刊行会)には触れていないが、「潜在的失業」など労働力と非労働力の境界にいる層や不安定就業者を

捉えるのには、複数の指標—例えば、無業者の就業希望者、追加就業希望者、求職意欲喪失者や非自発的パートタイム就業者など—が既に提案されている中で、著者が就業希望者だけに着目することの意義が、判然としない。第二に、確かにこの分野での労調と就調の併用は必要不可欠だが、しかし2つの調査結果をどのように結び付けて、労働力と非労働力の境界に位置する人々の可視化に向けて、計算するののかの具体的提案はない。第三に、一般的に共有されている認識と違うと思われる叙述がある。その1つは、一時的であれ不就業の女性が非労働力人口に分類されることをもって、労調が性別役割分業を暗黙に前提しているとする部分(pp.168-169)である。著者の叙述は、論理の飛躍があるように思われる。この問題はそれ自体としては労働力方式に起因するものであり、だからこそ著者が言うように就調による補足が必要なのだと評者は考える。もし調査票の設計自体にジェンダー・バイアスが潜在しているのであれば、その点について説明が必要だろう。もう1つは、「労調の完全失業者の統計指標が国際的にみても非常に狭義に規定されている」(pp.170-171)という箇所である。各国の統計で採用されている失業の定義は、周知の通り、ILO基準に準拠している。欧米では、失業の代替指標もあるが、ILOに準拠した失業者が調査・公表されているのが一般的な認識である。従って、国際的にみても狭義であるという著者の主張には、もう少し詳しい説明が必要であろう。

第6章については、第一に、性別隔離指数に関する最近の国際的先行研究の取り上げが不足している。第二に、日本の隔離指数の計算結果を示すだけではなく、女性労働者の労働条件と関連付けたより突っ込んだ分析が欲しかった。

以上、議論になりそうな論点を中心に本書を紹介してきた。しかしながら、本編に収録

された論文は、評者もジェンダーと就業構造の問題を考える上で大いに参考にしたものである。そして、そこで展開された論点は今日でも依然として重要な意義を持っている。著者は問題を提起するのとともにその解決の道筋をも示した。それに基づいて、残された問題を解決していくのが我々に与えられた課題

だろう。また、専門分野で既に一般的なことでも最低限の予備的な説明があるので、ジェンダー統計論に精通していない人でも、女性労働問題の核となる経済活動人口や性別隔離と統計の問題についての理解を深めることができるだろう。幅広い層に本書を読んでいたきたい。

【書評】（『統計学』第100号 2011年3月）

岩井 浩 著  
『雇用・失業指標と不安定就業の研究』

（関西大学出版部，2010年）

福島利夫\*

はじめに

本書は、『労働力・雇用・失業統計の国際的展開』（梓出版社，1992年）に続く著者の労作である。前著では，1930年代に労働力調査方式がアメリカで形成され，それが戦後には労働力統計の新国際基準として策定されて，雇用・失業統計の国際的な標準化をもたらしたことが論じられている。

本書は大きく二つの部分から構成されている。第Ⅰ部では，アメリカでの労働力調査方式の成立以前にイギリスで形成された請求者登録統計（求職登録統計）の歴史的経緯を考察し，その特性を明らかにしている。そして第Ⅱ部では，失業の代替指標と不完全就業の概念と指標をめぐる論点と具体的適用の諸問題について考察している。

本書の構成は以下のようにになっている。

まえがき — 課題と構成 —

第Ⅰ部 請求者登録統計の生成と特性，失業代替指標 — イギリスの事例 —

第1章 失業救済，失業保険と請求者登録統計の形成

- 1 労働組合の失業給付事業
- 2 失業救済と失業救済関連法
- 3 請求者登録統計と保険労働者の諸条

件の規定 — 「法制的条件」の規定 —

第2章 失業給付と請求者登録統計  
— Jobseeker's Allowance —

- 1 請求者登録統計の概要と特質
  - 2 請求者登録統計の行政的基礎  
— JSAの基本的規定と特徴 —
- 補論1 地域の雇用・失業指標

第3章 雇用・失業統計の批判と失業代替指標

- 1 失業の代替指標の国際的概要
- 2 イギリスの雇用・失業統計の吟味と失業代替指標
- 3 イギリスの本当の失業推計と失業の代替指標論

補論2 イギリスの社会統計  
— ラディカル統計学グループ  
と共同著作 —

第Ⅱ部 現代の失業代替指標と失業・不安定就業

第4章 失業の代替指標と失業・不安定就業

- 1 失業の代替指標をめぐる国際的動向と主要論点
- 2 失業の代替指標と失業・不安定就業の分析

補論3 半就業指標とレヴィタン委員会

補論4 ILOの不完全就業論

\* 専修大学経済学部

〒214-8580 川崎市多摩区東三田2-1-1

## 第5章 現代の失業・不安定就業・「ワーキングプア」

一日英の失業・不安定就業の比較に寄せて一

- 1 失業・不安定就業をめぐる国際的動向
- 2 失業・不安定就業・「ワーキングプア」の分析視角と基本構造
- 3 失業・不安定就業指標の日英比較
- 4 日本の失業・不安定就業の特徴と格差

### I 本書の概要

第I部・第1章では、イギリスにおける失業救済、失業救済関係法の歴史的経緯を考察し、請求者登録統計の原型（原基形態）、その基本的概念と方法を明らかにしている。

まず、イギリスには現在、次の二つの失業・雇用統計が存在する。第一に、業務統計としての失業給付の失業登録統計（請求者登録統計）である。ここでは、用語上の注意点として、Claimant Count（CC）を「請求者登録統計」と訳することが説明される。イギリスのClaimant Countは、職業紹介所での失業給付の申請に基づく業務記録から作成されており、「求職登録統計」とか「失業登録統計」と訳されることが多いが、失業給付の非申請者等の求職していない者も含まれるからである。第二に、調査統計としての世帯を対象とする労働力調査（Labour Force Survey：LFS）である。

そして、これら二つはその起源が異なっているが、どちらも当時の失業救済政策の一環として生まれた特徴を持っている。第一の請求者登録統計は、イギリス起源であり、社会保障の取り組みが世界の先駆として行われたイギリスで、貧困救済、労働組合の失業救済、失業保険等の社会保障の諸施策との関係で形成され、発展した。失業保険給付の諸条件の規定に基づいて作り出された失業の基本的概

念（無職、求職、就業可能）が、その後も国際的な標準として継承されている。第二の労働力調査は、アメリカ起源であり、アメリカの1930年代の世界恐慌とニューディールの失業救済・雇用政策の一環として実施された。雇用促進局と各州・市の失業救済調査・失業調査において、世帯を対象とした一定の調査期間における労働力状態（就業、失業状態）、その失業状態の規定としての3条件（無職、求職、就業可能）が定式化され、労働力調査の基本的概念と方法が体系化された。

ここでは、イギリスにおける失業統計の歴史的社会的規定性を以下のように考察している。第一に、労働組合の失業給付事業による失業統計がある。これは失業保険法成立前の失業状態の一定の水準を表示する統計であったが、労働組合自体が熟練労働者の限定された組織であり、失業給付を実施しているのも比較的少数の組合であった。第二に、救貧法と区別して、都市の労働能力者の失業の救済が国家の責務とされた。第三に、1905年失業労働者法、1909年職業紹介所法を経て、1911年失業保険法が成立した。そこから生まれたイギリスの失業統計は、失業給付に関する政府業務の記録としての業務統計であるので、政府の社会保障政策の変化、失業給付の規定条件等の行政的変更にともない、失業の規定とその範囲は、政策的に変更され、請求者登録統計の対象反映性、連続性が問題にされてきた。

第2章では、イギリスの失業給付制度（JSA）と請求者登録統計の基本的内容と方法を考察し、請求者登録統計の特性を明らかにしている。

イギリスには、二つの失業給付制度がある。第一に、国営の失業保険給付による拠出制給付（JSA、資産テストなし）である。第二に、失業者への無拠出制給付（一般財源からの失業者への社会的扶助・所得扶助、資産テストあり）である。そして、イギリスの請求者登

録統計は、失業保険が、医療保険とともに国民保険の一環として編成されていることもあり、その捕捉率は高率であり、労働力統計と請求者登録統計は比較可能な統計系列となっている。

また、地域統計としても、労働力統計と請求者登録統計は異なる特徴を持っている。労働力調査は標本調査なので都市別等の小地域指標は表示できないが、請求者登録統計は小地域の雇用・失業指標として地域の雇用政策の重要な役割を果たしている。そして、労働力調査が居住地ベースの失業率として利用されるのに対して、請求者登録統計は従業地ベースの失業率として利用され、速報性、経済性、地域性に優れている。

第3章では、イギリスにおける雇用・失業統計批判と失業代替指標の試算と諸論点を考察する。

まず、イギリスの二つの失業統計の特徴が比較され、検討される。二つの統計数値の大きさの格差については、失業数が減少している時にその格差が拡大し、失業数が上昇している時にその格差が縮小することが見られるが、その要因は、経済が改善し、失業が減少すると、労働市場で非活動的であった者の多くが、積極的に求職活動を開始する点に求められる。また、1980年代～1990年代に、職業安定所では請求者登録数を減らすために、請求者を就労不能給付に変えることが奨励されていたという事実も指摘される。

さらに、イギリスの真の失業推計ということが強調され、失業の代替指標論が検討される。失業が隠される要因としては、①失業給付を請求しない失業者、②政府計画従事者、③早期退職者、④長期疾病者が挙げられる。そこから、失業の代替指標として、「より幅広い」失業の測定尺度の必要性が求められる。労働市場の構造的変化は、雇用、失業、非活動の伝統的なカテゴリーによる労働力区分を曖昧にし、労働力の参加の程度を多様化する

からである。その結果、失業・雇用統計の測定が再検討され、①データの出所、②定義の範囲、③失業の「解釈」が問題とされる。それだけではなく、労働市場全般の情勢についての指標の意義が問われ、概念的にも実用的にも、失業の「真実の」測定尺度がひとつだけでは不備だと結論づけられる。

第Ⅱ部・第4章では、失業の代替指標の国際的動向、日本における失業の代替指標の試算結果、中長期の失業・不安定就業の構造的変動を分析する。

まず、国際的動向としては、失業の代替指標の理論的基礎には、以下のように労働力統計の基本的概念と方法への批判がある。①世帯員の回答（主観的判断）に依存しており、経済的諸条件と回答との相互関係が無視されている、②「労働の種類」が考慮されておらず、就業の数量、性質にかかわらず、すべての就業している者を含んでいる。「失業者」の概念はある意味で残差的なものとなっている。そこで、代替案として、労働力統計、失業率を補足・代替する潜在的失業指標（非労働力、就業希望、求職・非求職）と不完全就業指標（パートタイムや転職希望者）等の失業の代替指標が必要となる。

次に、アメリカの労働統計局は、1976年に「シスキン(当時の局長名)の七つの失業指標」(U指標)を公表した。その内容は、U5—公表失業率を補足・代替する指標として、公表失業者(顕在的失業)の関連指標:U1—長期失業率、U2—非自発的失職失業者率、U3—世帯主失業率、U4—フルタイム失業率、さらに不安定就業指標:U6—狭義の労働力不完全利用率(非自発的パートタイム)、非労働力指標:U7—広義の労働力不完全利用率(求職意欲喪失者)から構成されている。ただし、低所得(貧困)の指標は、U指標から外されている。また、1994年には新U指標を公表した。その内容は、U3—公表失業率を代替する指標として、U1—長期失業率、

U2 — 失職失業率, U4 — 失業者・求職意欲喪失者の総計率, U5 — 失業者・全ての「限界接触労働者（求職意欲喪失者を含む）」の総計率, U6 — 失業者・全ての限界接触労働者・非自発的パートタイム（経済的理由のパートタイム）の総計率から構成されている。「限界接触労働者（marginally attached worker）」とは、現在働いておらず、仕事も探していないが、仕事を希望し、仕事があれば就くことができ、かつ過去（最近）に求職したことがある者である。

さらに、日本では、1990年～1998年の日本のU指標およびU指標関連指標の分析によれば、平成不況の深刻化により、顕在的失業（完全失業者、非自発的失職者など）とともに、不安定就業、特に女性非自発的パートタイムの増大と求職意欲喪失者（特に女性）の急増がみられ、失業の顕在化とともに、失業の潜在化が同時に進んでいることがわかる。

第5章では、失業・不安定就業・ワーキングプアの構造的変化と格差の拡大を考察する。

まず、用語上の注意点として、ここでの労働力基準の「ワーキングプア」（求職失業の貧困者と就業貧困者）は一般のワーキングプア（就労貧困者）とは異なるので、カッコを付けて使用している。

次に、現在の日本で、総失業率の上昇と若年層の失業率の増大という失業の欧米化が進んでいるととらえ、さらに、国際的に論議されているワーキングプアの政策的基礎には勤労福祉政策があると指摘したうえで、就業構造基本調査のマイクロデータにより、日本の「ワーキングプア」の推計を行う。その結果、生活保護基準以下の低所得の労働力層は、1992年から2002年に、総計では257万6663人から583万8147人と2.3倍に増大している。

また、失業・不安定就業指標の日英比較からは、先進国の中では、日本の女性の潜在的失業の高さは異常な水準であることが見いだされる。さらに、日英の失業保険制度に格差

があり、日本では雇用保険の加入率の低さもあり、失業保険受給実人員は完全失業者数の2～3割を占めるにすぎないという日本の失業安全ネットの不備が指摘される。

以上によって、社会的格差の根底には失業・不安定就業・「ワーキングプア」の構造的格差があり、生活保護世帯の増大にみられる最低生活層（貧困層）の滞留・拡大に繋がっていることが結論づけられる。

## II 本書の特徴と若干のコメント

本書は、前著に続いて、著者の地道な研究を集大成した労作である。参照されたイギリスの文献資料の範囲は19世紀末から21世紀初めに涉っている。また、総務省統計局のマイクロデータを独自に集計・分析することも多大な労力を要するものである。

第一に、前著と合わせて、労働力統計の国際的基準となっている二系列の統計の社会的歴史的形成過程が解明される。本書で取り上げたイギリス、そして前著で取り上げたアメリカ、これらの国は、世界史の中で覇権国家（パックス・ブリタニカ&パックス・アメリカーナ）として影響力を行使し、いろいろな分野で国際的な標準を作りあげてきた。

第二に、本書ではイギリスの労働力統計の形成過程が、政府の政策とそれに基づく法規の成立と変更の規定されて丹念に描かれているが、日本の労働力統計についても、その前提となる政府の労働政策および社会保障政策全般との関連での考察が重要である。日本では、いわゆる「日本的経営」のもとで終身雇用制・年功賃金制・企業別組合が一体となった労務管理システムが近年まで存在してきた。それは、大企業の男性正社員をモデルとし、転職と失業が基本的に存在しないことが大きな枠組みとして作り出されていたために、失業保険制度や生活保護制度も含めて社会保障制度全体が脆弱なままに進行してきた。したがって、いったん失業すると、賃金依存の生

活設計が成立しなくなり、一挙に貧困生活を送ることになる。社会保障だけではなく、教育・住宅なども家計に責任が負わされる仕組みになっているからである。日本では失業する権利が保障されていない。

第三に、本書の主な研究対象はイギリス、そして日本であるが、国際的な研究動向が的確に把握されたいうえで分析が行われる。アメリカ、さらにEU、ILO、OECDなどの国際機関での議論が叙述される。そこから、ワーキングプアの規定についても「働く貧困層」という日本での狭い定義に限らず、もっと広くとらえることなども見いだせる。統計を吟味するとき、対象を表現する用語の定義を検討することの重要性は、統計調査の理論的過程から生じる「統計の信頼性」の問題として、これまでも論じられてきた。「数字」にこだわる前に、まず「言葉」にこだわるということである。一般に、外来語がカタカナ用語として日本に導入されると、元の意味とはまったく別のものに変化してしまうことも少なくない。本書では、「一般の」ワーキングプアと識別するために、カッコ付の「ワーキングプア」と表示すると断ったうえで分析を進めているが、ここでの「一般の」というのは、日本で「一般に」通用しているという意味である。

第四に、失業状態をどうとらえるかについて、その指標を一つの総合指標で表現するのは困難であり、指標体系として表示することが望ましいというのが、本書全体のテーマとなっている。すなわち、「失業」の全体像を求めるために、静態と動態、構造と時系列などの統計の比較検討が行われる。もちろん、その根本には、本書のタイトルが示すように、失業・不安定就業を一体としてとらえ、顕在的失業者（求職失業者）と潜在的失業者（不安定就業者と非労働力人口）との相互関係として全体像を把握することが求められる。そのうえで、就労貧困者（狭義のワーキングプ

ア）だけではなく、失業貧困者も含めたものが「ワーキングプア」（広義のワーキングプア）として統一的に把握される。

第五に、国際比較は一般にむずかしく、一定の限界をもっている。各国の社会制度の違いがまずあり、さらに統計制度の違いがある。「失業」の定義そのものも国によって違っているが、それを度外視したうえで、失業者数や失業率が同じ水準であったとしても、社会保障、住宅、教育など生活保障システム全体のあり方もまた、国によって違っている。日本の場合には、「失業」の持つ意味は、より深刻である。また、パートタイムの国際比較もむずかしい。日本では、「時間」による区別ではなく、一種の身分的な取り扱いになっていて、非正規雇用を表現するものであるし、均等待遇が実現していない。特に、女性労働の立場からは、同一価値労働・同一賃金の実現ということが主張されている。

第六に、生活保護水準の低所得世帯の所得算定がマイクロデータの推計技術上から、生活扶助のみが対象となることによって、推計結果が過小になる側面があると断っているが、そのギャップを調整する方法を工夫して考えだしてほしい。

第七に、失業・不安定就業論をマルクスの相対的過剰人口論の現代的形態の展開としての理解が求められる。著者はこの点について、抑制しているようにも見えるが、上記の失業・不安定就業の統一的把握におけるように、実質的にはむしろ積極的に取り上げていると評価したい。もっとも、第Ⅱ部・第4章の「表4-6 失業・不安定就業の指標（総数・男女）」をよく見れば、表側頭の箇所には「現代の相対的過剰人口の推移（総数、男女別）」と記入されている。また、前著の序章の「表序1-8 失業・不安定就業の統計指標」でも、同様に表側の箇所に「不安定雇用・失業率（相対的過剰人口率）A/B」と表現されている。これらからは、相対的過剰人口論の現代的形

態として総括しているように思える。

最後に、本書での失業・不安定就業の全体像の把握や「ワーキングプア」の構造分析は現実の政策提言にも大いに活かすことができるであろうが、これはむしろ本書の読者に課

せられた課題として受け取りたい。

追記：本稿は、経済統計学会・関西支部2010年度12月例会・12月18日(土)（於：関西大学）で報告した内容に加筆したものである。



## 第8回日本・中国経済統計学国際会議

(鳥根県立大学)

矢野 剛\*

2010年度には、第10回中国・日本統計シンポジウム(中国四川省成都, 2010年10月)及び第8回日本・中国経済統計国際会議(鳥根県立大学, 2010年11月)という2つもの統計学関連の日中国際学会が開催された。そのうち、執筆者が参加した第8回日本・中国経済統計国際会議に関する報告を本稿ではおこないたい。

### 1. はじめに — これまでの日本・中国経済統計国際会議の経緯

11月27~28日の日程で、第8回日本・中国経済統計学国際会議が、鳥根県浜田市の鳥根県立大学にて盛況に開催された。国際会議の実行委員長を関西支部の張忠任会員(鳥根県立大学)におつとめいただいた。前回は、中国西安市において、第7回国際会議を陝西省統計局・中国工業統計学会・中国国民計算核算研究会など中国側が国際会議の主催者となって開催していただいた。そして今回は慣例に従って、日本側主催で日本・中国経済統計国際会議が開催されたものである。

同国際会議は、経済統計学会が中国側パートナー(中国工業統計学会)と協力して、2年毎に開催してきたもので、今回で8回目を数えることとなった。参考までにこれまでの会議を紹介しておく、1995年の第1回会議(首都経済貿易大学, 北京)、1997年の第

2回会議(関西大学)、1999年の第3回会議(嘉興, 上海近郊)、2001年の第4回会議(法政大学)、2004年の第5回会議(桂林, 広西省)、2006年第6回会議(名古屋商科大学)、2008年第7回会議(西安, 陝西省)となる。

### 2. 第8回国際会議の概要

今回は、計10セッションが立てられ、報告・報告者数としては、日中双方併せて計27報告、31人の報告者が集まった。このうち、中国側からの報告・報告者は11報告・12人であった。二日目11月28日の午後の最終セッションとして、Harry Xu Wu教授の報告を独立した特別セッションのかたちでおこない、これにより二日間の国際会議が締めくくられた。その他のセッションとしては、

11月27日(一日目):

「数理統計学とその応用(A)」 「数理統計学とその応用(B)」 「産業連関分析の新展開」 「現代日中経済の数量分析(A)」 「現代日中経済の数量分析(B)」

11月28日(二日目):

「現代日中経済の数量分析(C)」 「現代日中経済の数量分析(D)」 「中国数量経済史」 「現代日中経済の数量分析(E)」

がたてられた。総じて報告数が多く、基本的に二セッション並行開催体制をとらざるを得なかった。

二日間の本会議の後は、石見銀山を目的地とするエクスカージョンがおこなわれ、中国側参加者のほぼ全員と日本側参加者の多数名

\* 京都大学大学院経済学研究科  
〒606-8501 京都市左京区吉田本町

がエクスカッションを楽しんだ。

### 3. 研究報告の様子と幾つかの紹介

まず、研究交流をおこなう対象である中国側参加者の研究報告を紹介してみたい。

中国側の研究報告の一つの特徴は、ある社会・経済的状况を計測するための指数作成をテーマにしたものが多いことであった。例えば、紀宏（首都経済貿易大学）・阮敬（首都経済貿易大学）“Research on Consumer's Confidence Index Measurement and Prospect in view of Experience Among the four Regions across the Strait in China”，向書堅（中南財経政法大学）“循環経済の視角から見る県の経済成長評価指標体系について”，金勇進（中国人民大学）“National Residential Satisfaction Survey — A Case Study”，といった報告がその例として挙げられる。指数作成の手續きとその統計学的・経済学的基礎付けが報告され、その基礎付けの妥当性や現実への適用可能性が議論された。

今回の中国側の研究報告のもう一つの特徴として、若手を中心として数理統計学分野の報告が増加したことが挙げられる。これを中国側代表者は「中国では社会統計学と数理統計学の融合がすすんでいる」と紹介していた。ただ執筆者のみるところでは、社会統計学との融合というよりも普通の数理統計学の研究報告とみるべきものが多数あったように思う。

Harry Xu Wu教授特別報告セッションでは、中国長期GDP統計推計とその成長会計分析を、中国国家統計局推計の持つバイアスを修正する独自推計というかたちでなされた成果が報告された。そのアプローチは「データファンダメンタリスト」としてデータ自体に密着するものであり、強い分析枠組みを用いなくとも統計それ自体にこだわることによる貢献が可能であることが示唆されたとも言える。

また、これは日中双方に言えることだが、

これも若手を中心として英語による報告が増加した。日本・中国経済統計国際会議では日本語—中国語通訳方式（自己通訳も有り）も認められており、この方式を選択する報告者も少なくないが、かつてに比べて英語報告が圧倒的に増えたことも事実である。通訳方式では2言語で同様の内容を繰り返し話すため、報告時間が事実上1/2になるが、英語報告なら報告時間をフルに使えるというのもその理由の一つであろう。

日本側報告者からは、日中経済に関する数量的実証分析が多く報告された。大学院生の貢献も大きく、李麗（広島修道大学・院生）“中国医薬品産業へのFDIによる技術スピルオーバー効果の実証分析”等がその代表であるが、なかでも劉洋（京都大学・院生）“An Econometric Model of Inner-city Dual Labor Market of China”はその堅固な分析技術的基礎において目を引くものがあつた。

中国を対象とした数量経済史のセッションが設定されたことも特徴の一つであった。ここでは、例えば査娜（京都大学・院生）“20世紀前半期における中国羊毛輸出の実態—貿易統計による経済史的観察”は、新しいデータを整理・利用することにより、戦前における中国羊毛輸出の実態の解明を通じて先行研究の認識に変更を迫る貢献をおこなつたものであつた。

### 4. 今後の日本・中国経済統計国際会議について

これまで、この日本・中国経済統計国際会議に加えて中国・日本統計シンポジウムが並行して開催されてきたことが、国際会議の重複として大きな問題であつた。次回からはこの問題を解決するために、独立した日本・中国経済統計国際会議自体は解消させ、中国・日本統計シンポジウムのなかの大きな経済統計学セッションとしての位置づけを得ることによって、これまでの交流を実質的に継続さ

せることが、日中双方の運営代表者による協議の結果決定された。また、これにより、日本・中国経済統計国際会議内で増加してきた中国側の数理統計学分野の研究報告に適切な報告場所を提供することも可能になるだろう。

従って、次回の日中間の経済統計学に関する国際会議は、次回の第11回中国・日本統計シンポジウム（2013年・大阪）で開催されることになる。その際は、経済統計学会会員からの多くの参加者・報告者を期待したい。

【資料】

## 「有田文庫」について

長屋政勝\*

### 1. 法政大学日本統計研究所「有田文庫」の成立経緯

本学会々員であった有田正三氏が亡くなったのは2004年1月である。その直後に、滋賀大学経済学部有田ゼミナール出身者で当時は経済統計学会々員であった川田基生氏より、当方に故有田会員（以下、有田と略称）の残された蔵書の処分についての相談があった。しかし、これには有田ゼミ出身の研究者のどなたかが当たるのが筋と思われ、その時は話をお断りした。だが、有田ゼミ出身者の間での調整が不首尾に終わったとのことで、再度の要請があり、結局その仕事を引き受けることになった。また、この仕事では文献資料に詳しい上藤一郎会員の協力を得ることになった。

2004年5月3日(月)、長岡京市天神にある有田宅を訪問し、令弟・有田良雄と甥御・渡辺和樹両氏の立会いの下、有田と昵懇の関係にあった足利末男会員の御同席を願い、川田・上藤・長屋、この4名で蔵書の見聞を行なった。一見して、その分量の多さもさることながら、その内容の豊富さにも圧倒された。ジュースミルヒ『神の秩序』（第4版）、ケトレーの『社会体制論』や『社会物理学』（『人間に就いて』第2版）の稀購本に始まり、マイヤーの『社会生活における合法則性』や『統計学と社会理論』（全3巻）に代表される19-20世紀前半のドイツ社会統計学の大量の原書、またわが国で発刊された戦前・戦後の

統計学書が網羅されており、蔵書を時系列的に整理・要覧すれば統計学の歴史的発展が一望できるほどの内容と数量を擁した蔵書であった。蔵書をどこかの研究機関に一括移管し、その後、研究者の利用に供する形に整理すること、これは後に続くわれわれの義務ではないかと考えられた。こうして移管先探しが始まった。

移管先で真っ先に考えられた処は、有田が生前その整理に尽力された「蜷川統計学文庫」の収まっている京都府立総合資料館（これは蜷川虎三の京都府知事時代に設立されたもの）である。蜷川文庫と並んでその蔵書が開架されることは、有田の最も喜ばれることと考えられたからである。しかし、資料館の方からは、2001年に地場関連の資料収集に方向転換した後なので、そういった学術文献の収納は不可能という返事が返ってきた。次に、近隣圏の大学に当たってみたが、分量の圧倒さとドイツ語文献の多いことに尻込みされ、不成功に終わった。そこで、ここは一番、やはり正攻法で行くしかないと考え、法政大学の日本統計研究所にお願いしてみようということになった。ここには故上杉正一郎会員の蔵書が収められており、また隣接の大原社会問題研究所には高野岩三郎文庫もあり、そうした伝統にあって有田蔵書の意義を最も良く理解してくれる処と判断したからである。

6月末に法政大学の伊藤陽一会員に資料を送り趣旨を説明し、蔵書引き取りの可能性についての検討をお願いした。この依頼を前向きに受け取っていただき、7月下旬に、伊藤会員より財務担当理事の諒解を取りつけるこ

\* 京都大学名誉教授

〒610-1103 京都市西京区御陵峰ヶ堂町1丁目12-4



有田文庫書架 (洋書 1945年以前)



有田文庫書架 (部分)

とができ、有田蔵書引き受け諒との連絡があった。これでようやく有田蔵書の落ち着き先が決まった。結果的には、有田蔵書の所蔵場所として、他にない適所を得たというべきであろう。

約1ヶ月後の8月22日(日)、ダンボール詰作業を行ない、和書約2,500冊、洋書約1,500冊の計約4,000冊を約200箱に詰め込み、翌日、日本統計研究所に向けて発送し、24日(火)午後、無事到着した。その後、ダンボールが開けられ、法政大学・多摩図書館地下3階にある日本統計研究所や大原社会問題研究所の文献資料の取まっている場所の一割を取って、そこの電動式の大規模書架に順次並べられてゆくようになる。そして、女性職員の尽力でその整理作業が続けられることになった。各冊ごとに「有田文庫」の判が押され、整理済み分は有田文庫目録に入力され登録されてゆく。現時点では、和・洋書共々の戦前分はほぼ全部、戦後分は一部が整理終了という状況である。これら整理済み分はすべて、有田文庫本としてコンピュータ入力され、日本統計研究所のホームページを開けば、それを一覧できる形になっている。

有田蔵書の最大特徴は統計学関係の洋書が豊富なことにある。それは大きく、1)1870年以前の古典、2)ドイツ社会統計学、3)フランクフルト学派統計学、4)ドイツ圏での

確率論と数理統計学、5)英米派数理統計学・確率論、6)その他、に分類できよう。その一端を示すべく、19世紀末までに刊行されたものの中から、めぼしい書名を挙げてみると以下ようになる。

- J.P. Süßmilch, Die göttliche Ordnung in den Veränderungen des Menschlichen Geschlechts, aus der Geburt, dem Tode und der Fortpflanzung desselben erwiesen, 3 Bde, 4. Aufl, 1775.
- J. Zizius, Theoretische Vorbereitung und Einleitung zur Statistik, 1810.
- A. Quetelet, Ueber den Menschen und die Entwicklung seiner Fähigkeit, oder Versuch einer Physik der Gesellschaft, 1838. (『人間に就いて』1835年、のリーケによる独訳)
- A. Quetelet, Du système social et des lois qui le régissent, 1848.
- A. Quetelet, Physique sociale ou essai sur le développement des facultés de l'homme, 2 tome, 1869. (および、その独訳 Soziale Physik, 2 Bde, 1914/1921も所在)
- J.G. Hoffman, Sammlung kleiner Schriften : statistwissenschaftlichen Inhalts, 1843.
- C. Knies, Die Statistik als selbständige Wissenschaft, 1850.
- L. Stein, System der Statistik, der Populationis-

- tik und der Volkswirtschaftslehre, 1852.
- E.A. Jonák, Theorie der Statistik in Grundzügen, 1856.
- J.E. Wappäus, Allgemeine Bevölkerungsstatistik, 2 Bde, 1859.
- C.W. Dieterici, Handbuch der Statistik des preussischen Staats, 1861.
- E. Engel, Internationale Statistische Congress in Berlin, 1863.
- M.W. Drobisch, Neue Darstellung der Logik nach ihren einfachsten Verhältnissen, 1863.
- M.W. Drobisch, Moralische Statistik und die Menschliche Willensfreiheit, 1867.
- G.F. Knapp, Ueber die Ermittlung der Sterblichkeit aus den Aufzeichnungen der Bevölkerungsstatistik, 1868.
- G. Zeuner, Abhandlungen aus mathematischen Statistik, 1869.
- M. Haushofer, Lehr- und Handbuch der Statistik, 1872.
- G.F. Knapp, Theorie des Bevölkerungs-Wechsels, 1874.
- G. Rümelin, Reden und Aufsätze, 3 Folge, 1875-1894.
- W. Lexis, Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik, 1875.
- G.v. Mayr, Die Gesetzmässigkeit im Gesellschaftleben, 1877.
- G.v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre, Bd. 1, Theoretische Statistik, 1895, 2. Aufl., 1914.
- G.v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre, Bd. 2, Bevölkerungsstatistik, 1897, 2. Aufl., 1926.
- E. Morpurgo, Die Statistik und die Socialwissenschaft, 1877. (伊語からの独訳)
- M.F. Le Play, La réform sociale en France, 4 tome, 1878.
- M. Block, Handbuch der Statistik, Deut. Ausg., 1879.
- J.E. Wappäus, Einleitung in das Studium der Statistik, 1881.
- A.v. Oettingen, Die Moralstatistik in ihrer Bedeutung für eine Socialethik, 3. Aufl., 1882.
- V. John, Geschichte der Statistik, 1884.
- K. Bücher, Die Bevölkerung von Frankfurt am Main im 14. und 15. Jahrhundert, 1886.
- A. Meitzen, Geschichte, Theorie und Technik der Statistik, 1886, 2. Aufl., 1903. (英訳も所在)
- J. Venn, The Logic of Chance, 1888.
- E. Mischler, Allgemeine Grundlagen der Verwaltungsstatistik, 1892.
- N. Reichesberg, Die Statistik und die Gesellschaftswissenschaft, 1893.
- Geschichte und Einrichtung amtlichen Statistik im Königreich Bayern, 1895.
- G.T. Fechner, Kollektivmasslehre, 1897.
- T. Kistiakowski, Gesellschaft und Einzelwesen, 1899.

以上が「有田文庫」が法政大学日本統計研究所に設立されることになった経緯である。会員諸氏において、多摩キャンパスを訪れた際には、是非一度、森博美会員にお願いして有田文庫を実際に見聞する機会をもっていただけだと思っているところである。

## 2. 蛭川虎三・内海庫一郎・有田正三

有田はその主著『社会統計学研究—ドイツ社会統計学分析—』(1963年)にみられるように、わが国の統計学に伝統的なドイツ社会統計学に関する研究を継承し、それを独自の角度から深化・発展させた論者であった。有田文庫の意義を理解する上で、有田がいかなる角度からこのドイツ社会統計学の研鑽を積んできたのか、この点について若干の説明が要ると思われる。その前に、有田自身がどのような経歴を辿って統計学研究に行き着いたのかをみてもみる必要がある(これについては足利会員による『統計学』第86号にある履歴紹介を参照のこと)。その際、有田の研究

を最も深く理解していたと思われる故内海庫一郎会員（以下、内海と略称）との関係にも触れなくてはならない。

有田は1914(大3)年11月15日の生まれ。京都府立二中、第六高等学校文科甲類を経て、1934(昭9)年、京都大学経済学部入学。35-36(昭10-11)年に渡り蜷川ゼミナールに参加する。37(昭12)年、京大卒業。ひき続き大学院にて蜷川の下で経済統計論の研究に従事。当時の蜷川研究室には前田勇太郎・岡部利良・高岡周夫・馬場吉行・岡本愛治・尾上忠雄・内海庫一郎らの統計学と会計学の研究を志す者が多く参集していた。

1940(昭15)年、助手就任。これは、恐らく前年の蜷川の教授昇任と共に実現したことであつたろう。同年にはいち早く故大橋隆憲会員も助手に採用されている。「暗い谷間」といわれるこの時期、論理学派統計学や後期社会統計学を軸にしたドイツ統計学史研究に沈潜していたと思われる。45(昭20)年、経済学部講師を嘱託される。蜷川の後継者に目されていたと察せられる。

1946(昭21)年、敗戦を契機にした蜷川学部長の発議の下での経済学部教官の総退陣があり、辞表提出。同年9月、静田均新学部長の下での学部再建案には同意できずとして辞表撤回要請に応ぜず、後に白杉庄一郎・杉原四郎・河野稔らと共に京都大学を解嘱となる。その後、いくつかの学校(大阪外事専門学校、同志社大学、成安女子専門学校)の非常勤講師を務める。

1947(昭22)年、彦根経済専門学校教授に就任。しかし、肺結核に陥り長い闘病生活に入る。49(昭24)年、滋賀大学経済学部助教授。だが、病気のため校務に就くことはできなかったようである。52(昭27)年、病氣治癒、教壇に復帰する。53(昭28)年、中断されていたドイツ社会統計学の研究を再開。この頃、関西の同学者と共に蜷川統計学を継承・発展させる目的の下で統計学研究会の発足に尽力

する。これが後の「経済統計研究会」、さらに今日の「経済統計学会」関西支部の礎となるものとされる。

1959(昭34)年、滋賀大学教授。63(昭38)年、京大より経済学博士を授く。その後、滋賀大学評議員や経済学部長を務める。71(昭46)年、学術会議会員(第3部、経済学)候補となるも落選する。80(昭55)年、滋賀大学定年退官、名誉教授。

1981(昭56)年、神戸女子大学教授(85年まで)。83(昭58)年、大阪経済法科大学客員教授(95年まで)。87(昭62)年、叙勲(勲三等旭日中授章)。2004(平16)年1月28日(水)午後7時5分、胆管癌のため自宅近くの済生会京都府病院にて死去、享年89歳。正四位を贈らる。4月10日(土)、同窓会・有田会の主催で「お別れの会」が長岡京市の市民ホールで開催される。

以上が有田の京大入学後の略歴であるが、その中で蜷川虎三を挟んだ内海・有田、この3者の関係に注目しなければならない。ゼミナール時代とさらに卒業後の数年間に渡り内海と有田は共に蜷川の指導を受けている。有田は1912(明45)年生まれの内海より2歳下で、ゼミでは1期後輩であるが、先輩後輩の壁がなく実に親密な関係にあった。当時(1932-39年頃まで)は、蜷川にとっては冷飯を喰わせられていた不遇時期であり、学位論文が棚上げされたままなかなか通らず、万年助教授と揶揄され、またマルクス経済学に依拠する少数派として孤立していたとされる。助教授のために助手をもつこともできなかった。内海は無給副手、有田は大学院生として経済的精神的に苦しい中を共に机を並べて過ごしたという。蜷川を取りまく状況が最も厳しかったこうした時期に、一緒に勉強したという強い共感があり、それが両人のその後の深い親交の母胎になっていたと思われる。蜷川の指示で、内海は経済指数論、有田の方は後期ドイツ社会統計学の統計方法論を研究テー

マにしたと聞く。

1938(昭13)年、不本意ながらも蜷川の命で内海は満州建国大学に赴任することになり、京都から新京へ渡る。その折、「内海を知っている者が10人いると、7人まで内海を悪くいう。ところが3人が内海をかばうのだ。今後も7対3でやれ」とは有田の歓送辞であり、それがその後の強い支えになったという。これは内海自身の『波乱の昭和私史』に記されているところである。

内海は有田のその実に正確無比なドイツ社会統計学研究に一貫して尊敬の念をもっていた。「蜷川統計学の正統的後継者」とは有田に対する内海の評価である。有田の上述著作に高い評価を与えた内海の書評「後期社会統計学への通路—有田正三『社会統計学研究』をめぐって—」(『統計学』第13号)は、そのような有田の研究への敬意の表われでもある。他方で、有田は内海の行動力や実践活動の経験、社会・歴史問題に関する博識、そしてマルクス主義に対する造詣の深さ、こうしたものに「すごいひと」との憧憬を抱いていたようである。二人は互いにそれぞれ自分がないものを認め合い、その個性と実績を尊重し合っていた。二人はまさに肝胆相照らす仲といえた。上記の内海の長文の書評に対して、有田の方は「私はいまもこの書評を先輩が私のために建ててくれた記念碑として感謝している」と応えている。戦後もかなりして、内海は病気の癒えた有田を自身の勤務していた北大に来ないかと熱心に勧めたとの由。しかし、事情がありそれは実現しなかったという。これが実現していれば、実にユニークなコンビが札幌に出現していたと思われるのだが、いかがであろうか。関西に来た折りなど、内海は有田宅を再三訪問し、情報を交換し親交を暖めていた。

兩人とも蜷川に深く傾倒していた。もっとも、内海の方は理論と言動の両面から蜷川批判を公けにすることで、その想入れをいささ

かカモフラージュしていたようではある。蜷川へのその気持ちはいく分屈折していたように感じられたが、晩年には産業統計研究社内に「蜷川統計学研究所」を設けるなどして、やはり蜷川からの学恩を終生意識していたと思われる。他方、有田の場合には、蜷川に対する敬愛がストレートに出ていたようにみうけられる。それは雑誌『経済』(1979年1月号)誌上での蜷川との対話時の有田の生々とした語り口、『経済』(1981年6月号)への追悼論文「蜷川先生と統計学」の寄稿、また細野武男・吉村康著『蜷川虎三の生涯』(三省堂、1982年)刊行での助力、京都府立総合資料館での「蜷川統計学文庫」整理作業と『蜷川統計学文庫目録』公刊、さらに「蜷川虎三先生著作目録」(宮内幸子編)作成での協力、こうした中に垣間みることができる。ある時、阪急電車で有田に偶会したことがあるが、上記の文庫目録作成作業の帰途中とかで、その仕事を楽しそうに語っていた。また、著作目録の件では、京大医学部内科教室発刊の雑誌に載った蜷川論文の探索依頼があり、それを探し出しそのコピーを送ったところ、非常に喜ばれたこともある。そのような異質な雑誌に蜷川論文があったとは有田にとっても驚きであったようだ。

### 3. ドイツ社会統計学と有田理論

わが国への統計学の導入は幕末から明治期前半の近代化と西欧思想吸収の一環として行なわれている。1870年代後半から杉亨二や呉文聡らによってドイツの社会統計が紹介され始める。その後、明治期後半のアカデミー制度の確立と共に、わが国におけるドイツ社会統計学の積極的摂取が開始する。明治末期にはアカデミーでの統計学講座を任された者たち(高野岩三郎や財部静治など)がドイツに留学し、ミュンヘン大学のマイヤーの下で直接に社会統計学を修得して帰国している。明治政府による国家体制整備作業において、



そのイデオロギーおよび社会理論としてドイツ国家科学と社会統計学が必要とされたからに他ならない。

高野や財部を第1期とすれば、それに続く岡崎文規、蜷川虎三、有沢広巳、郡菊之助、杉栄らは第2期の統計学者層といるが、それらもやはりドイツ社会統計学に拠るべき理論的基礎を求めている。そうした中であって、理論的に傑出していたのが蜷川であった。1930年代中頃までに提示された蜷川統計理論は、官庁統計業務を追認してその行程をただ整理記述する、あるいはドイツの統計理論を概括するだけに終らない。必ずしも明確な方法論的基準をもたないまま積み重ねられてきた内外の統計作成・利用に関する理論的研究の中から、社会統計の対象とその研究方法の特質究明に当たり、統計利用者という観点から、統計調査と統計解析を構成する要因を析出し、それらの意味と関連を対象認識の方法過程の中で理論化する。それは、統計業務・研究とそれが対象にする社会的集団(=大量)に関する認識の展開を理論的抽象にかけることであり、結果として統計学をして社会科学的方法論とすることである。ドイツ社会統計学にあってはまだマイヤー理論が影響力を残していた1920-30年代に、かかる統計学=社会科学方法論説を提示したところに蜷川理論の特徴がある。

19世紀末に、社会現象全体に関する精密社会理論として確立したドイツ社会統計学であるが、こうした社会統計学(=実質社会理論としての統計学、実体科学としての統計学)は第一次世界大戦後にはかつての権威を少しずつ喪失してゆく。個別社会科学での実証研究の展開は総合的社会理論としての統計学の独走をいつまでも許してはおかない。統計学のレゾンデートルを求めてドイツ社会統計学は新たな方向を模索する。ここから、後にフランクフルト学派とよばれる学派が形成される。その派は台頭してきた数理統計学と距離

をおき、それをストカスティックとして批判しつつも、その手法を部分的に摂取しながら、社会科学的に意味のある統計獲得・利用のあり方=方法論を探求する。フラスケンパーがその代表的論者である。統計学を社会科学的観点に立った研究方法論と規定する点で蜷川理論とフラスケンパー理論には類似性があり、また蜷川にはフラスケンパーの集団論に関する論稿もある。しかし、その拠って立つ基盤には、前者には唯物論的反映論、後者には新カント派の認識論という大きな違いがある。蜷川自身がマイヤー段階の統計学が権威を喪失してゆくこの過程をどの程度意識し、新たな動向をどのように感じ取っていたかは不明である。しかし、そうした中で、蜷川は内海に対して「ハーバラーとフラスケンパーの指数論」、また有田には、「ドイツ社会統計学におけるジージェックの地位」を研究テーマに与えたという。

この有田の研究は、マイヤーの統計理論をドイツ社会統計学の前期段階を代表する理論としてとり挙げ、その実体科学としての統計学が第一次世界大戦後にいかにして形式科学としての統計学(=方法科学としての統計学)へ転換せざるをえなかったか、その歴史的、またとくに理論的必然性を解明しようとしたものである。この転換を媒介する理論としてとり挙げられたのがジージェックの統計理論であった。また、転換後の統計学=形式科学説の理論的完成形態をフラスケンパーの理論にみている。この両者の統計理論に特徴的な認識構造と方法論理を解明し、社会統計学の実体科学説から形式科学説への転換を究明しようとしたのが有田理論である。

有田の研究の特色は、課題としての上記の理論分析に際して、それら理論の特質を方法論理と認識論の次元にまで遡って徹底解明しようとした点にあらう。さらに注目したい点は、ジージェック研究と併行して、有田はドイツ社会統計学の正統派には属さない理論系

統を追求していることである。それらは現象学的観点に依拠して統計作成・利用に現われる諸概念・手法の総体に関する形式論理的整理を試みたティッシャー理論、また統計的認識の方法論理の究明に当たったリュウメリン・ジグワルト・ヴントらの論理学派あるいは認識論派とよばれた理論、さらに新カント派認識論に立って統計的認識の究明や批判を提示したチュプロフ・ヴァッサーマン・キステアコフスキー・ヴォルフらの理論である。実質科学説ではなく、形式科学説ないしは方法科学説を提示する論者の見解にいち早く注目し、それらの検討を通じて社会統計的認識の独自性をどこに求めるべきかを模索している。これら論者の主張にも注目しつつ、第一次世界大戦後に現われた統計学の転換過程の必然性を、ジーゼックとフラスケンパーの理論にみられた概念構成と方法行程を分析することで解明しようするのである。

有田はまずジーゼック理論について、それが実体科学説の残滓（統計結果学）を含みながらも、内実は一般的統計方法論の構成を軸にした形式科学の構築を志向したものであったとみる。集団論・調査論・比較論（利用論）・大数法論、等々を論題にした統計方法の論理的特質の解明を通じて、統計調査と統計利用の構成と行程を成立させる契機（理論的結節点としての基本概念）が析出され関連づけられる。統計方法は統計数獲得を目標にし、統計数への各方面（科学、立法・行政、経営）からの要請に臨機適確に対応できる合理的で整合的な手続操作＝技術＝機械的装置として描き出される。しかし、その理論にあっては、結局は「機械学」としての統計調査論であり統計比較論であり、社会科学の方法論としては有効な成果を保証するものではなかった。その原因は、ジーゼックの採る認識論的立場が、方法を対象から汲み上げるのではなく、統計方法を認識的要請（＝外延的完全性の網羅）からする目標に服従せしめ、この

目標達成に機能的に順応する手続・操作として捉えたことにあったとする。これは客体（対象）に対する「方法の優位」という転倒した視角からの結果であり、また客体の内容的契機から遊離した形での方法の機能的操作化と機械的手続化であり、つまりは「方法の萎縮」であったと批判する。併せて、ジーゼックの下では統計的集団を分解した先に大数法則の働く同質的集団の成立があるとされ、これが統計数の獲得・解釈に際してのひとつの方法基準ともなっていた。この意味で確率論にもとづく数理統計学＝ストカステイクとも融合的な統計方法論であったとされる。

次に、実体的側面を払拭し形式科学化を完遂したとされるフラスケンパー理論がとり挙げられ、そこに内在する独特の認識論的枠組みが究明されている。フラスケンパーの下で、社会現象を意味連関の中で把握（＝記述）するべく、そのための一方法として統計方法（調査論と利用論）が構想された。その方法論構成の基本的原理として「認識目標の二元論」、および「事論理と数論理の平行論」が掲げられている。前者は新カント派認識論に拠って、社会現象における法則的認識を越えた記述的認識の優位性を唱えるものであり、後者は数量化には対象の実体的状態に関する論理的意味づけ（実体概念化）が併行しなければならないことを要請するものである。これらはともにストカステイクとは別次元の社会科学的領域で有効な統計的認識を志向した統計方法論構築を保証するはずであった。しかし、フラスケンパーは数理を統計的認識の本性ととし、調査論では計数・計測を前提にした統計的集団の機能概念化（＝認識内在化）が顕著であり、またその利用論を支えるものは数理的方法の広範な受容であった。本来、社会統計学では確率論は極めて限られた領域でしか有効性をもちえない。しかし、数理的方法から確率論的性格を払拭させ、事論理の

裏づけを経た後、一連の解析手法（代表値・比率、また相関・時系列など）に集団現象に関する記述の機能をもたせることが可能とする。ジージェック段階の統計比較を越えて、そこには確率論的図式から解放された一連の数理統計方法の受容＝撰取を内容とする統計利用論が構想されている。数理を主体とする調査論、数理的方法の可能な限りでの利用を容れた利用論、これをもって社会統計方法論を構成しようとするのがフラスケンパー理論であった。

以上を通じて、後期ドイツ社会統計学が冷徹な論理的分析にかけられ、この学派の統計的認識の理論構造が解剖され、内在する理論的弱点が抽出されている。有田によれば、本来、社会統計は社会構成体（対象としての客体＝資本主義経済体制）の量的把握を目指すべきである。しかし、それは質的構造的認識との有機的関連においてなされるべきものであり、量的把握様式が外から与えられたり、それだけで自立することがあってはならない。ところが、ドイツ社会統計学は、とくにその後期段階に入って、この客体認識を社会構成体の一側面たる類（＝社会的集団）の把握、さらに類から抽象された人為的構成物＝統計的集団の量的認識に制約してしまった。それは社会構成体にある統計方法に調和する部分だけから統計的集団を構成することであり（逆に調和しない要素を取り残すことでもある）、統計方法を類の数量獲得という目標に従属する単なる手続様式として捉えることでもある。しかもその目標自体が客体のどのような実質的契機と結びついたものかの検討を等閑視した。対象から方法を組み立てる姿勢はなく、統計調査・利用という方法を外的に設定し、その枠内でしか対象をくみ上げえなかった。対象たる社会構成体の質量両面からする構造的把握との関係を希薄にし、同種個別事例の併存たる統計的集団の量認識だけに関わる方法が一人歩きをした結果、社会科学

的認識と統計的認識の間隙は埋められるどころか逆に広まり、従い、有田のいう「社会統計的認識における客体（社会構成体）と方法（統計方法）の矛盾」も止揚されることはついになかった。要するに、後期ドイツ社会統計学は社会構成体の数量的認識という本来の方向から外れ、その一契機にすぎない類の量的把握（計数・計量、その結果の類的分類、そして計算）として自己完結化の途を歩み、その枠の中では理論的完成度を高めながらも、実はこのことは逆に、社会科学的統計学としては退歩の方向を歩むものでしかなかった。すでにリューメリン・マイヤー段階の統計学にこの間隙がみられたが、とくに後期ドイツ社会統計学においてそれが拡大する。それは社会構成体の総体的構造的把握における量的側面からの接近という方向からみて理論的後退でしかない。統計的認識を社会科学的認識にとっての不可欠の一契機として基礎づける、こうした本来の課題は解決されないままに残された。ドイツ社会統計学は社会的構成体の客観的必然的認識を量的側面から支えること、その中に「真の意味」における統計方法論構築を志向させるべきではあったが、しかし現実にはこの方向からは逸脱し、結果的には不可知論的様相を帯びることになった。この矛盾した過程の追及が有田の一貫した研究モチーフであった。

フランクフルト学派も昨今のドイツ統計学の流れの中で、以前のような個性を発揮できていないようである。プリントは確率論的図式に拠らない統計的推論を模索し、また1970年代にはグローマンがポパーの反証主義に依拠した利用論を組み入れた統計方法論の構築を試みてはいる。しかしながら、これらが先の課題の真の解決に通じるものかどうか。疑問とされるところである。有田はそのような事態をどのように評価していたのだろうか。

最後に、有田が晩年に志していたのは統計

法則論の研究であったと推察される。すなわち、有田は内海追悼文の中で、「ドイツ社会統計学における統計法則論の展開」こそが最後に取り組まなければならない課題であるとし、かつて蜷川にその研究を申し出たところ、「泥沼に入るぞ」といわれ躊躇せざるをえなかったが、いまやその宿題を果たす時期がきた、このように書き残している。内海によれば、蜷川自身も1934(昭9)年頃(『統計学概論』が公刊された時期)にはゼミ生に対して、これから統計的法則論に本格的に取り組むとの意気込みを表明していたという。有田もこのことを意識していたのであろうか。確かに、有田にはエンゲル法則についての論稿もあり、また残された資料には統計法則論に関する論文のコピーが多く含まれている。どのような角度から統計法則論を開拓しようとしていたのであろうか。これもまた有田に聴いてみたかったことである。

とまれ、有田の研究はわれわれにとっては継承すべき貴重な遺業であり、かつまたその主著がドイツ語に翻訳・公刊されていたならば、かかる研究が日本でなされていたことに、かれらドイツの研究者は驚愕したことに違いない。1987年9月17日、グローマンが国際統計協会・東京大会で来日し、その機会を利用して京都大学経済学部で「フランクフルト学派統計学の展開と目標」に関する講演会が開かれた。その折、出席した有田はその主著をグローマンに直接渡している(また、共訳

書『フランクフルト学派の統計学』も足利会員からプリントに渡され、それに対する有田宛札状が有田文庫に残されている)。しかし、その後、有田著作のエッセンスが彼地の研究者に理解されたかどうか、残念ながらこれはいまだ果たされてはいないようである。

さらになお遺憾に思われることは、有田と経済統計学会のわれわれ後学連との接触が決して多くはなかったことである。関西支部例会や総会に出席されることは数少なく、直接に話を聴く機会は数えるほどしかなかった。だが、著作と論文等を通じて窺いえたその学識の広さと深さはわれわれにとっては憧憬的であった。実は、有田から一度話を伺おうということで、わたしどもの「統計史研究会」(1999年2月)へ招待したこともあった。しかし、前日に「昭友会」(蜷川ゼミの同窓会)があり、連日の出歩きは無理ということで、それは実現せずに終ってしまった。その時などをきっかけにして、後学者との接触が深まり、貴重なアドバイスを受ける場があったならば、社会統計学研究の動向もいまとはいささか異なった様相を呈していたのではないだろうか。なにせ、ドイツ社会統計学と蜷川統計学の本質を最も深く理解したひとりなのだから。これはいまもって残念なことではある。(本文中の有田文庫の写真撮影については伊藤陽一会員のお手数を煩わせました。記して感謝します)。

## フランスにおける個人情報保護法と個人データの統計利用に関するB. リヤンディの報告（解題と翻訳）

西村善博\*

### 1. 訳者解題

本資料は、2000年9月20日に実施されたフランスの国立人口問題研究所（INED）の研究会で、ベノア・リヤンディ（Benoît Riandey）氏が行った報告「情報処理と自由に関する法律後20年の統計」（La statistique 20 ans après la loi Informatique et libertés）の翻訳を通じて、当該法律の影響下にある、フランスにおける個人データの統計利用に関する状況の一端を紹介することを目的としている。まず、情報処理と自由に関する法律について若干の補足をおこう。

この法律は「情報処理、ファイル及び自由に関する1978年1月6日の法律第78-17号」を指す。これは、フランスの個人情報保護法として知られている<sup>1)</sup>。この法律の第6条で、「情報処理と自由に関する全国委員会」（CNIL）の設置が規定される。CNILはその法律の規定が遵守されているかを監視する役割を担う。

情報処理と自由に関する法律は、1970年代のフランスのサファリ（SAFARI）計画を背景に成立している。サファリ計画とは、各市民を番号で識別し、行政機関の全ファイルを相互接続するという政府の計画である。これが1974年に暴露され、世論が激しく動揺したとされる<sup>2)</sup>。

他方、フランスでは、国民登録番号（NIR : numéro d'inscription au répertoire）が存在する。これはINSEE（国立統計経済研究所）が1946

年から管理している「自然人の識別のための国家レジスター（RNIPP）」の登録番号である。リヤンディ氏は当該報告でNIRを繰り返し「国民識別番号（numéro national d'identité）」とも呼んでいる。NIRでは、個人の性、出生年月、出生場所が分かる。NIRは固定したもので、たとえば個人の住所の変更によって変わるものではない。また、フランスでは、1996年の社会保障改革に伴って、同年に「全国制度間健康保険レジスター（RNIAM）」が創設されたが、その際、NIRがそのレジスターを構築するために利用されている<sup>3)</sup>。

ところで統計をめぐるCNIL、NIRの関係について、リヤンディ氏は次のように説明された（2001年1月18日の聴取）。NIR、すなわち国民識別番号は、保健衛生、雇用などに関わる、社会統計にとって大きな重要性がある。しかしCNILは、私生活の保護のため、NIRをあまり利用しないように求める。それはきわめて有効な個人識別ツールだからである。2つのファイルがあるとき、NIRを識別コードとして用いて、データの統合が可能である。それは統計の作成にとっては効率的であるが、しかし個人の自由や個人データの保護には危険である。氏の報告ではNIRの統計利用が困難であることが指摘されるが、現在では、NIRの暗号化という新技術が存在するので、NIRや個人名を直接的に使うことなしにデータの統合が可能である。したがって、個人の自由にとって危険でなければ、われわれは公的統計の作成において、いっそう効率的であろうとされる。このことも氏の報告で

\* 大分大学経済学部

〒870-1192 大分市大字旦野原700

の主張である。

今回の翻訳掲載にあたり、文献の調査を行ったところ、INEDよりPDF版が公開されており、リヤンディ氏の報告については記述の追加・修正があることが判明した。今回の翻訳ではPDF版をもちいた。ただし、機関名の略号については、PDF版では正式名称が省略されているので補足した箇所がある。その他にもいくつか編集上の変更点がある。翻訳の公表にあたっては、INEDの許可を得ている<sup>4)</sup>。

## 2. 翻訳 — B. リヤンディ「情報処理と自由に関する法律後20年の統計」<sup>5)</sup>

情報社会は統計のすばらしい時代に違いないだろう。民間統計は新しいマーケティング技術によって、飛躍的な発展を遂げつつあり、活気づけられている。公的統計は結果を普及させるためにインターネットの効率性をうまく利用する。しかし、その作成技術は新しい情報処理の潜在的可能性を十分に利用しているか。答えは、フランスの公的統計——これは1978年の情報処理と自由に関する法律によって過度に束縛された——については確かに「ノン」である。22年後の現在、どうだろうか。

情報処理と自由に関する法律の成立以前の時期における公的統計を報告することは、われわれの前任者、それから歴史家に戻ることであろう。さほど技術的な手段は与えられていないが、他の行動の余地がある黄金時代の神話にしばらく身をゆだねよう。1950~1975年の間、公的統計は平穏な活動を経験したと思われる。被調査世帯は、回答の法的義務を提示する必要もなく、公的統計調査に、十分進んで答えていた。行政機関は、数字、処理技法、個人識別に対する不均等な文化的性向に応じて統計を作成していた。1951年統計法<sup>6)</sup>が行政機関のための統計的義務を創設しなかったため、各機関は、しばしば進んであ

るはいよいよ統計局に協力していた。…<sup>7)</sup>たとえば、税務総局(DGI)は、他の点ではむしろ秘密であったのだが、申告所得に関する統計調査で、INSEE(国立統計経済研究所)及びCERC(所得・費用研究センター)と、効率的に、かつ統計の秘密保持の厳格な遵守のもとで協力した。人口学は、民事的身分(état civil)に関する行政ファイルのおかげで、人口の自然変動を正確に追跡した。だが移動の測定においては全く異彩を放たなかった。不規則かつ数少ないセンサスがフランスでは利用可能な唯一の情報源となっているからである。

### 1978年：情報処理と自由に関する法律

70年代の情報処理革命はフランスでサファリ(SAFARI)の激震を引き起こし、1978年の情報処理と自由に関する法律をもたらした。しかるに同年、デンマークはすべての行政機関に義務的かつ共通の個人識別コードの導入を可決していた。このような民主主義国家の異なった2つの文化は、全く違った2つの統計作成方式を生み出した。

北欧では、統合的な行政が効率的かつあまり費用のかさまない統計をもたらした。このことは行政ファイルの制御された相互接続(interconnexion)に基づいている。人口センサスは、レジスターの連続的利用によって廃止され、廃れさせられた。

全体主義的国家で起こりうる悪用の恐怖によって、立法機関がコンセイユ・デタの監視下でかかる相互接続を設けざるを得なくなり、それからCNILが人口レジスターの構想を排斥し、国民識別番号の利用を民事的身分、雇用、社会保障に制限した<sup>8)</sup>。ファイル目的のきわめて厳格な原則に結び付けられ、ファイル保護の原則は、行政及び統計の処理方式に関して、きわめて決定的な、有効な社会的選択となった。

行政機関は窓口政策を適用する。たとえば、

窓口Bは自治体住民が窓口Aで行った申告を引き受けない。この保護の原則は、ある行政機関でなされるやり方が住民の知らぬ間に、他の行政機関側に劇的な影響をもたらさないだろう、ということ住民に保証する。このような理由で、保健衛生 (santé) あるいは教育の権利は不十分な滞在資格であっても守られてきた。他の観点からみると、このような措置は、国家のさまざまな部局に対して、ご都合主義的な申告を助長した。これに関して、ひとり親手当 (API) をめぐって引き起こされた軋轢が思い出されるが、それはクルソン (Courson) レポートが発端となり、ブラール (Brard) の修正によって、税務機関に、子供を認知するため国民識別番号の限定的利用が認められた。第20回CNIL報告書は、この問題に関するCNILの見解をきわめて教育的に明確に述べている。

かつて「デカルト哲学を信奉する」フランスの行政は時々あるいはまれにその整合性を望んだ。工業センサスはずっと前に消滅し、今日、SIRENEレジスターがその範囲を拡大させている。企業の世界とは別に、選挙ファイルの管理は矛盾に満ちた方向を示している。INSEEは、識別番号レジスター「RNIPP」をもとに、選挙人名簿への登録の単一性を検査することを担当させられたが、住所の正確性を検査することを引き受けてはいないし、実際、これに関しては手段をもたない。なぜなら、それはまさに、住所を欠いた識別レジスターと、個人名記載あるいは過去に遡らない人口レジスターとの間の相違だからである。最近のいくつかの問題が不適切な行政を表している<sup>9)</sup>。将来も強調されるだろう、不適切な行政に平凡な統計があると。

### 1978年法律の行政統計へのインパクト

反サファリという反乱が国民識別番号によって引き起こされた恐怖から生まれたにせよ、その反乱は記名データに基づいたあらゆる

他の種類の統計に関係した。目的の厳格な原則が統計行政機関への記名行政ファイルの伝達を妨げた。ところで、その記名データはサンプリングフレームとして求められたり、あるいはいくつかの情報源——だが同一個人に関する——に由来するデータを統合するために求められていた。非給与所得に関する唯一の統計情報源である申告所得を利用する調査を引用しよう。ずっと以前から、INSEEはDGIに対して、センサスに由来した世帯標本の税務申告を提供することを求めている。同様に、CERCは二重盲検法<sup>10)</sup>の保護手続きのおかげで、調査データと同一世帯の税務申告を対応づけていた。これは、相互接続と対応づけ (appariement : マッチング) に関するルネ・パデュ (René Padieu) の概念間の区別が明示するように、DGIに対して個人情報をもっとく問い合わせることなしに行われた。記名データの転換は「目的の転換」として違法になった。この新しい法律によって生み出された法的問題は、一時的記名統計データに関する措置がないこと、紙の文書へのその法律の適用、さらには間接的記名データに関する錯綜した条件によって増大した。記録に関するあらゆる匿名変数のクロス集計によって、ファイルを処理する事情に通じた第三者が特定の個人を識別することはありえないと誰が保証できるだろうか。

### 統計に対する1978年法律の試行的適用の諸局面

この法律の制限的な解釈は統計的不法期間を生み出した。それは幸いにも、20世紀末の間に、徐々に解消したのであるが。1985年に、CNILとサービス会社のSYNTEC組合<sup>11)</sup>は、民間の世論調査機関によって実施される政治意識調査の方法について同意した。面接の際に、被調査者名が調査員の経路カードに被調査者自身により記入されることが特別協定として適用される。ついで1986年に、1951年

統計法は、INSEEと各省統計部局がもっぱら統計目的で記名行政データを受け取る権利を回復させるが、民間機関と公的研究機関はその法律の効力を享受しない。1994年に、疫学レジスターが生命倫理法によって合法化される。1995年に、欧州議会は、統計目的あるいは研究目的が個人データの当初の創設目的と両立しないとはみなされないことを認めたのであった。この指令のフランス法への間近に迫った転換は、フランスの統計と研究に大きな変化をもたらすことはないだろう。1999年に、コンセイユ・デタは、1990年センサスの詳細なコミューン内地域統計を取得する権利を、少し不可解な原因（再検討されるだろう）による禁止を解除しながら、民間の国土整備専門家に与える。

革新的で基本的な法律は、法解釈上かつ立法上の試行期間を必要とした。それにもかかわらず、1986年以降、統計への行政機関の協力は、事なかれ主義への幸運な支持があるので、各機関の熱意の問題、顧客あるいは自治体住民の私生活保護の祈願にとどまる。フランス電力公社（EDF）がOLAP（パリ都市圏賃貸料観測所）あるいはINSEEに、世帯の移動性に関する特別なデータを利用させたのは、この5年間に過ぎない。さらに、数十年前から予定され、INSEEによりもたらされるデータに関する安全保障の諸条件にも関わらず延期された作業がやっと同意したのは1999年である。賃金年次申告（DAS）（現在DADS：社会データ年次申告）とINSEE連続的人口標本は、初めから、出生日によって定義された互換性のある標本にもとづいて収集されていた。だから収集費用なしに、人口統計データと職業統計データがマッチングによって豊かになることができた。しかし、相互接続という語はタブーになりすぎているので、そのプロジェクトは、幸いにも過去の数年間取り下げられた。

さらに強化された安全保障の諸条件のもと

で、統計局は障害者を含む世帯の所得統計を公表するだろうか。これは社会統計のひどい空白の例であって、その解決には、INSEEに、所得データと保健衛生データの提供（ただし、2つのデータを関連づけるキーを備えている）が必要である。識別、所得あるいは保健衛生に関する個人データの保護は厳格でなければならないが、相互接続をとりまくタブーあるいは概念の混乱と手続きの重荷が、かような公益データを統計家に提供することを押しとどませた。DGIのNIR利用を規制する保証（CNIL、第20回報告書、2章）が統計に何らかの自由を与えたかどうかは全く疑わしい。われわれのデンマーク人の同僚にとっては、厳格に規制された現行の作業のみが問題であろう。指定された3人のみが識別番号を備えたレジスターを利用できる。レジスターの責任者は、作成された匿名化ファイルの処理担当者とは別である。われわれは、議論の余地のない保護の規則にかなった状況、統計がイニシアティブを取ることを妨げない状況、さらには世論とその指導的思想家のために説得力のある状況を作り出すことができるだろうか。

商業的あるいは政治的なジオマーケティングへの利用のおそれによって、禁じられてきた細かい（だが匿名の）コミューン内地域統計にもどろう。今日、そうした区域のきわめて詳細な年齢ピラミッドが人々の自由を侵害すると、冗談抜きには、誰もあえて主張しないだろうし、まじめにそのことを主張する人々も自由を侵害されることはないだろう。しかし、区域の社会的プロフィールは、さらに、私生活の保護に関係しないまったく別の問題を提起するだろう。コミューンの役所あるいは都市計画機関にとっての正当性とは、詳細に区域の変化を追跡することであると理解される。センサスの網羅的なデータによって、きわめて容易にその追跡が可能になるだろう。これは出生国あるいは国籍に関する指



標とともに、とりわけ1990年以降、センサスに導入された「職業カテゴリー」の質問のおかげである。しかしそれらのデータは行政利用に限られるだろうか。行政の透明性に関するCADA法<sup>12)</sup>によって、行政機関が所持しているデータを請求者に開示せざるを得なくなるだろう。そのとき、問題のある区域に社会的な刻印を押すという逆効果が現れるだろう。しかしながら、この認識は都市政策のまさに中心である。PMSI（医療情報システム計画）の統計プログラムのおかげで、病院評価の問題についても同様である。CADA法に対抗できない病院のランキングの公表は、たしかに幸運な効果をもたない。したがって、より一般的に、透明性の逆効果が問題である。社会は透明性を検閲への依拠なしに管理することを学ばなければならない。

#### 情報源の統合、重複の除去、経時的な追跡

いくつかの例は、情報源の統合、同一統計単位の経時的な追跡およびファイルの重複の除去を解決するために、国民識別番号を採用する統計作業の有用性あるいは効率の良さを示している。

80年代に、フランスの300の年金制度は支払年金件数と年金額に関する統計を公表していた。ただし、それらから受給者数と受給者によって受け取られた年金収入を推計することはできない。金庫 (caisses) に、NIR番号によって明示された個人標本への支払い額を、SESI（研究・情報システム局：社会問題担当省統計局）に対して提供させるために一つの法律が必要であった。（農業共済組合 [MSA] はNIRを使用せず、姓、名および同名異人の確認にもとづき、情報を処理することによって大きな労力を払わざるを得なかった）。それが慣行となり、SESIから生まれたDREES（調査・評価・研究・統計局）は同じ原則にもとづいて、老齢保険加入者に関する連続的標本を実現する予定である。遺族年金の将来

と同じくらい複雑な問題が、結局、所与の制度（たとえそれが支配的なものであろうとも）のツールに限定されることなしに研究されうるだろう。

血清反応陽性の申告義務は連鎖的かつマスコミによる過剰な不安を生み出した。しかしながら疫学者は同時に三つのこと、すなわち、重複を除去し、確かなエイズ診断を血清反応陽性既往者と対応づけ、かつ秘匿性の完全保証を確保しなければならなかった。結局、これら三つの要求は、あらゆる保証をもたらず不可逆的な暗号化システムを利用したディジョンの生物統計学者のおかげで解決された。直ちに国民識別番号に適用されるので、その手続きによって、匿名の絶対的遵守のもとで、重複の効率的探知あるいは連鎖を組むこと (chainage) が可能となる。CNILは第20回報告書（136ページ）で既にその手続きを伝えているが、そこでCNILは1988年に遡る「サン・マルコ (San Marco) のアルゴリズム」の利用を挙げている。CNILはまた「ハッシュ」アルゴリズム (SHA) を挙げるが、それは1996年以来、PMSIの病院統計の作成に必要な病院滞在の連鎖を組むところで利用されている。CNILはその手続きの匿名に確信を抱いており、その結果CNILは、コンセイユ・データによるデクレ——これにNIRを利用する記名処理が従わされる——の保証を求めない。他の公的機関の統計家、疫学者がしたがって、暗号化手段——その自由化は1990年12月29日の法律にさかのぼる——をすばやく利用できたことは、その合法性をいっそう確実なものとしている。

CREDOC（生活条件に関する研究・観察のための調査センター）は、イル・ド・フランスにおけるRMI（参入最低所得）手当受給者ファイルに、その手続きを利用することを奨励した。RMIへの登録に関する縦断的追跡を確実にを行うためである。その結果、われわれは、その受給者の統計的追跡で、行政機関が

直面させられた受給期間の不確定という行詰まりから抜け出すことになる。しかしながら、この手続きは、構造上、個人に対する記名にもとづく問合せ、したがって経時的な個人の再接触を妨げる。手続きの改善がないかぎり、それは行政統計のツールであり、調査統計のツールではない。

学生はときどき、同時に、いくつかの大学に登録し、翌年しばしば、それを変更する。学生の調査と追跡には、したがって一定の方法が必要となる。だが、国民教育省は学生あるいは生徒について、NIR利用の禁止を受け入れざるを得なかった。その省の統計部局はしたがって唯一の識別コードがSISE（学生の追跡に関する情報システム）のなかで、同一の学生に与えられているかを検査することができなかった。不正確な登録の割合は幸いにも33%から低下しなお6%となった。これはINSEEによって行われた検査によるもので、選挙人ファイルに関して行われる検査とさほど異なっていないだろう。それぞれの制度に固有の、だが統計機関によって検査されるので高品質の識別コードが生成される<sup>13)</sup>。

1976年以来、CNAMTS（全国賃労働者疾病保険金庫）はNIRにもとづく被保険者の連続的な全国的標本を管理している。この標本は、今日、CANAM（全国自営業者医療保険金庫）とMSAに拡大されている。この70000被保険者の給付が、社会保険加入者パネルを構築するために期間毎に比較される。卓越した考えであるが、この行政データの統計パネルは、統計上の秘密を保証する二重盲検法の手続きのおかげで、追加的なカバー領域や自己治療に関する調査データ——これはCREDES（保健衛生経済に関する調査・研究・資料センター）及び民間機関によって獲得される——により、毎年、豊かにされている。適切に取り組みられるとき、秘匿性の問題に対する技術的解決策がみいだされる。

同じ時期に、CNAF（全国家族手当金庫）

は被保険者の連続的標本を管理しているが、全国レベルに情報が上げられた時に、その識別コードの破棄を強いられた。その金庫の統計家は同一個人の連続データを的確に対応づけることができないが、それでも今では、最も疑い深い人々にあらゆる保証をとどけるために、さらに統計ツールにNIRのあらゆる効率性を与えるために、NIRを暗号化することはとても容易であろう。

いくつかの点から見て、流動性に関する情報を提供するはずの行政資料は、安定的な識別コードを保持しなければ、重要なものではないし、逆に、その流動性によって混乱させられる。それは、大学区の変更以降の就学データベースの場合である。その識別コードの問題として、バカロレアの個人結果をそのデータベースに組み込むことを妨げたことさえあった——このことは行政機関の自己評価の観点からみると重大なことではなかった——と指摘しておこう。暗号化技術は現在、検査当局によって入手しやすく、認知されたものになっている。暗号化技術は、新しい作業のために利用可能であるのだが、それがいいことから被害を被った作業に導入されるだろうか。

社会的排除に反対する法律は、結局、フランスの全居住者に健康保険給付の権利を認めた。それゆえ、フランスで出生してから、あるいはフランスに入国してから、新しい居住者はNIRに登録され、被保険者あるいは権利を持つものとして、初級疾病保険金庫（caisse primaire d'assurance maladie）に加入する。全国制度間健康保険レジスター（RNIAM）では個人の初級あるいは補足的な保険金庫を探し当てる。統計的な幸運により、NIRは、個人の性、出生年の情報を与える。これによって、移住者及び、特に海外での死者に関する個別の検査あるいは統計的検査を条件として、絶えず居住者の年齢ピラミッドが与えられる。この新興システムは、センサスを改革する可能性が吟味されるとき、深い豊かさがあるこ

とを示す。フランスにおける地理的移動性の分析では、そのレジスターの膨大な分散したデータベースに基づき、少しでも熱意があれば、最初の効率的永続的なツールがおそらく見出されるだろう。しかし、CNILが行政機関に対して、社会保障ファイルは住所更新のデータベースとして役立ててはならないと第19回報告書において再確認した後で、統計がそうしたことを行うことが認められるだろうか<sup>14)</sup>。

サファリの亡霊はしかしながら寝てはいないし、その古いフィルムを新たに上映することを避ける慎重さが必要である。また、フランスの統計家も、有力な統計ツールが民主主義的に制御されることを証明できなければならぬだろう。こうしてようやく、行政統計は多数のあるいは通時的な情報源を個人レベルに結集しうると期待できるだろう。おそらく、それが情報社会の統計作成における重要な課題である。

#### 参考文献<sup>15)</sup>

CNIS (2000), *Transposition en droit français de la directive n°95/46/CE du 24 octobre 1995, Les attentes des statisticiens*, Rapport du CNIS n°55.

JAMES, A.-M., LANG, G. (1998), *Règles du secret statistique applicables à la diffusion et à la cession des données de textes de référence*, INSEE, Note n°D9802 bis de la DCSRI.

POHL, R. (1992), “Le système statistique public français”, INSEE, *Le courrier des statistiques*, n°61-62, pp.15-33.

DAVID, M.-G., GIRARD, G., MADINIER, P. (1974), “Les bénéficiaires déclarés par les entrepreneurs individuels non agricoles”, *Document du CERC*, n°24.

DUGAS DE LA BOISSONNY, C. (1997), *L'état-civil*, Que sais-je? n°2235.

DESABIE, J. (1970), “L'INSEE entreprend d'automatiser le répertoire des personnes”, INSEE, *Economie et statistique*, n°10, pp.69-71.

THYGESEN, L. (1986), “La protection des données dans un système public national à bases de registres”, Eurostat, *Protection de la vie privée, informatique et progrès de la documentation statistique*, Information de l'Eurostat, thème 9 série C, numéro spécial.

EGGERICKX, T., BEGEOT, F., MADINIER, C. (1995), “Les recensements de population en Europe dans les années 1990”, INSEE, *Le courrier des statistiques*, n°73, pp.21-28.

JOUSSELIN B. et alii (1998), “Les loyers d'habitation dans le parc locatif privé à Paris et en proche banlieue”, OLAP, Dossier n°11.

LANG, G. (2000), *Textes relatifs au RNIPP*, INSEE, Note n°03/D110 du 12 janvier 2000.

BAUDELLOT, C. (1983), *L'évolution individuelle des salaires (1970-1975)*, INSEE, Les collections de l'INSEE, série M, n°102-103.

LAGARDE, S. (1998), “La nouvelle exploitation exhaustive des DADS”, INSEE, *Le courrier des statistiques*, n°85, pp.65-69.

FAURE, J.-L. et LACROIX, J. (1986), “Deux opérations pour mieux connaître les retraités”, INSEE, *Le courrier des statistiques*, n°40, pp.21-28.

LACROIX, J. (1990), “Les retraites en 1988”, INSEE, *Economie et statistique*, n°233, pp.53-61.

HERNU, P. (1999), “Le Sesi et les systèmes d'information sur la santé”, INSEE, *Le courrier des statistiques*, n°79-80, pp.79-80.

QUANTIN, C. et alii (2000), “Les services de sécurité des informations : le point sur la réglementation française en cryptologie”,

- Revue d'épidémiologie et de santé publique*, vol. 48, pp.81-87.
- CNIL (2000), "Le NIR, un identifiant pas comme les autres", CNIL, *20<sup>ème</sup> rapport d'activité* [année1999], Chapitre 2, pp.61-98.
- CNIL (2000), "Santé et protection sociale : des questions de plus en plus sensibles", CNIL, *20<sup>ème</sup> rapport d'activité* [année 1999], Chapitre 6, pp.125-164.
- EURIAT, M. (1999), "Les statistiques de l'éducation nationale", INSEE, *Le courrier des statistiques*, n°71-72, pp.7-12.
- GRANFILS, N. (1999), "Enquête auprès de ménages articulée sur un fichier administratif : exemple d'exploitation conjointe", BROSSIER, G. et DUSSAIX, A.-M., *Enquêtes et sondages : Méthodes, modèles, applications, nouvelles approches*, Dunod, collection Sciences sup., pp.68-72.
- CHASTAND, A. (1986), "L'échantillon des familles allocataires des CAF : un nouvel outil pour mieux connaître les familles", INSEE, *Le courrier des statistiques*, n°38, pp.79-80.

## 注

- 1) この1978年の法律は2004年に改正されており、フランスの個人情報保護法としては旧法となる。
- 2) CNILのウェブページによる。<http://www.cnil.fr/vos-libertes/histoire/> なお、本資料の注に掲載したurlは2011年3月末時点で、その有効性を確認している。
- 3) NIR, RNIPP, RNIAMについては、定義等が掲載されたINSEEの以下のウェブページを参照した。なおフランスでは、NIRはしばしば「社会保障番号」と呼ばれている。  
<http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/rnipp.htm>  
<http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/nir.htm>  
<http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/rniam.htm>  
[http://www.insee.fr/fr/insee\\_regions/reunion/themes/revue/revue107/r107\\_nir.pdf](http://www.insee.fr/fr/insee_regions/reunion/themes/revue/revue107/r107_nir.pdf)
- 4) リヤンディ氏は既にINEDを退職されており、今回の翻訳にあたり、連絡を取ることができなかった。しかし、リヤンディ氏と協同研究の経験をもつ、クリストフ・スターゼク (Christophe Starzec) 氏 (パリ第一大学) から多数の有益な助言を得た。ここに記して謝意を表する。
- 5) Benoît RIANDEY, "La statistique 20 ans après la loi Informatique et libertés", INED (Responsables modérateurs : François HERAN et Jean-Claude SEBAG), *L'utilisation des sources administratives en démographie, sociologie et statistique sociale, Séminaire de la valorisation de la recherche, 20 septembre 2000, Dossiers et Recherches*, n°86, pp.35-41 (PDF版)  
[http://www.ined.fr/fichier/t\\_publication/1075/publi\\_pdf1\\_document\\_travail\\_86.pdf](http://www.ined.fr/fichier/t_publication/1075/publi_pdf1_document_travail_86.pdf)
- 6) (訳注) 1951年統計法とは「統計上の義務、調整及び秘密保持に関する1951年6月7日の法律第51-711号」を指す。
- 7) (訳注) ここに一文があるが、ここでは省略した。
- 8) (訳注) リヤンディ氏への聴取(2001年1月18日)によると、CNILが国民識別番号、すなわちNIRの利用をこれらの分野に限ったのは、行政機関あるいは国家がNIRを使ってあらゆる個人の情報を把握することをCNILが恐れていたからである。
- 9) われわれの発言に対する反響として、内務省は9月22日に、ラ・ポスト (La Poste) の住所変更全国ファイルが人口1万人以上のコミューンにおける選挙人名簿の更新に役立つことにCNILが同意したと発表した。2000年9月24日付ル・モンド。(これはPDF版で追加された注である)。
- 10) (訳注) リヤンディ氏への聴取によると、二重盲検法とは、同時に、誰もあらゆる情報をもつことなしに、二つのファイルを統合するための技術である。その際、第三者が識別コードを変更し、統合ファイルを与える。
- 11) (訳注) SYNTEC : 市場研究と世論調査に関する専門労働者を代表する組合を示す。
- 12) (訳注) リヤンディ氏への聴取によると、CADA法とは行政文書へのアクセス法である。

- 13) (訳注) PDF版では、この文章の後に記述の追加があるが、ここでは省略した。
- 14) (訳注) PDF版では、この文章の後に記述の追加があるが、ここでは省略した。
- 15) (訳注) 記載形式の修正・加筆を行った箇所がある。

(付記) 本資料は、「政府統計データのアーカイビングシステムの構造と機能に関する国際比較研究」日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究(B)(課題番号:22330070, 研究代表者:法政大学 森博美, 平成22年度~25年度)の成果の一部である。

【フォーラム】

## 匿名データの教育目的利用に関する一考察

小林良行\*

### はじめに

1947年3月に公布された統計法（以下、「旧統計法」）が60年ぶりに全面改正され、統計報告調整法の廃止とともに新しい統計法（以下、「新統計法」）が2007年5月に公布され、2009年4月より全面施行された。新統計法の中で公的統計は、「国民にとって合理的な意思決定を行うための基盤となる重要な情報である」とされ、社会全体で利用される情報基盤として位置付けられている。新統計法では、公的統計が一層活用されるように、学術研究・高等教育の発展に資すると認められる場合に一般からの委託に応じて既存の調査票情報から新たな集計表を作成・提供したり、匿名性を確保した調査票情報（匿名データ<sup>1)</sup>）を提供する利用制度が新たに創設された。

ここで注目すべきは、高等教育の発展に資すると認められる場合に匿名データの利用が可能となったこと、すなわち大学等において講義や演習（以下、「講義等」）を行う教員又は当該教育機関が、教育目的で申請して承諾されれば匿名化されたマイクロデータを利用できるようになったことである。これは、旧統計法の運用において、当初承認された統計の作成以外の目的で調査票を使用（目的外使用）するには、例外的に、①行政上の基礎資料として利用する場合又は②高度に専門的かつ公益性が高い学術研究で利用する場合に限り、行政機関又は大学といった法人のみが申請者となりえたことと比べ大きな前進と言え

よう。

しかし、匿名データを用いてマイクロデータの利用方法を学生に教えようとする、実際の面で課題と思われる点がないわけではない。

本稿では、まず我が国のマイクロデータの現状について整理し、次いで匿名データを教育目的で利用する際の課題と思われる点を考察し、次に匿名データなどの公的統計マイクロデータの利用方法を教えるための教育用データの可能性について述べることにする。

### 1. 我が国のマイクロデータ

本節では、匿名データの提供制度と我が国のマイクロデータについて概説する。

匿名データは統計調査を所管する行政機関等が作成し、その提供は独立行政法人統計センター（以下、「統計センター」）が提供の可否の判断も含めてすべての事務を受託できることとなっている<sup>2)</sup>。匿名データは、①学術研究の発展に資すると認められる場合（学術研究目的での利用）、②高等教育の発展に資すると認められる場合（高等教育目的での利用）、③国際社会における我が国の利益の増進及び国際経済社会の健全な発展に資すると認められる場合（国際比較統計利活用事業目的での利用）のいずれかに該当する場合<sup>3)</sup>に提供を受けることができる。実際の匿名データの提供に当たっては、総務省政策統括官（統計基準担当）が、匿名データの作成及び提供の事務処理の明確化、標準化を図るための「匿名データの作成・提供に係るガイドライン」（以下、「ガイドライン」）を定めている。

\* 一橋大学経済研究所

〒186-8603 東京都国立市中2-1

2011年2月末現在で利用可能な匿名データは、総務省統計局が所管する全国消費実態調査、就業構造基本調査、社会生活基本調査及び住宅・土地統計調査の4調査（以下、「統計局4調査」）のみである。統計センター及びそのサテライト機関<sup>4)</sup>ではガイドラインに基づき、利用者向けのマニュアル（以下、「利用の手引」）を定め、提供事務を行っている。匿名データの提供を受けるには、利用目的その他の所定の要件を満たし、事前に申請して承諾され、利用に関して誓約をするといった一定の手続きが必要である。

表1は、新統計法の下で二次利用ができる我が国のマイクロデータについて、Wende (2004), Zwick(2007), Brandt et al.(2009)によるドイツのマイクロデータの例を参考に整理・比較したものである。ドイツを例として取り上げたのは、管見の限りでは作成されているマイクロデータの種類、利用目的、利用形

態と法制度上の規定が明確に関係づけられており、匿名化の程度の違いによりマイクロデータを体系的にとらえようとする上で一つの視座を与えるものと考えたからである。もとより日独では法制度やその運用に違いがあり、作成されているマイクロデータの種類などに完全な対応関係が成立するわけではないが、ドイツの例を通じて我が国の現状を把握することには意味があると言えよう。

表1にあるPUF (Public Use File) とは、1981年にドイツの連邦統計法改正で規定された絶対的な匿名性<sup>5)</sup>を持つマイクロデータのことで、利用するために特別な資格や手続きを必要としないものである。SUF (Scientific Use File) とは、1987年の連邦統計法改正で規定された事実上の匿名性<sup>6)</sup>を持つマイクロデータのことで、利用するためには一定の資格や手続きが必要で学術研究目的のみに利用できるものである。また、CAMPUS Fileとは、大学に

表1 匿名化の程度からみた我が国のマイクロデータードイツとの比較

日本のマイクロデータ		ドイツのマイクロデータ				
マイクロデータの種類	利用目的	匿名化の程度	情報損失	情報の有用性	マイクロデータの種類	利用目的
調査票情報	(注1)	非匿名化	低 ↑ 高	高 ↑ 低	アクセス不可	
		形式的な匿名化 <sup>(注2)</sup>			CRDPによる利用 <sup>(注3)</sup>	科学研究目的
匿名データ (国外での利用可)	・学術研究目的 ・高等教育目的 ・国際比較統計利活用事業目的	事実上の匿名化				
-		絶対的な匿名化			PUF (国外からの購入可)	一般汎用目的
					CAMPUS Files	教育目的

(注1) 新統計法第32条及び第33条によれば、行政機関等での二次利用（調査実施者内部で調査票情報を二次的に利用すること）及び行政機関等での利用と同等の公益性を有すると認められる学術研究目的に利用することができる。

(注2) 氏名、住所のような直接的識別子をなくしたもの

(注3) CRDP (Controlled Remote Data Processing) は、我が国のオーダーメード集計に相当

における統計手法の教育訓練を専らの目的として作成されたマイクロデータであり、インターネットを通じて無料でダウンロードできるPUFである。PUFは学術研究に用いることができるように作られているが、CAMPUS Fileはそのように作られてはいない。

表1を見てわかるとおり、新統計法の下では現在のところPUFに相当するマイクロデータはない。したがって、ドイツのようにPUFの一種として専ら教育目的で利用することを想定して作成された匿名化データ<sup>7)</sup>は存在していない。しかし、日本学術会議(2005)及び松田(2008)によると、統計法の改正前にも①マイクロデータの使用方法を教えるのに利用でき、②実際のデータに基づいているが個別の回答者とはリンクできない、③特別な手続き(目的外使用申請)なしに、④大学の教員クラスの研究者だけでなく大学院生にも使用できるといった性質を備えた、「レプリカデータ」と呼ぶ教育用データの作成が提案されていたことがわかる。「レプリカデータ」は、その性質からすると表1にあるCAMPUS Fileに相当するものと考えられる。これに対して、匿名データは、事実上の匿名性を備えているマイクロデータと考えてよく、利用に当たって一定の手続きが必要である点からすると、SUFに近いものと考えられる<sup>8)</sup>。また、調査票情報には、個人の氏名や会社等の名称、住所を含んでいるものと氏名や名称、住所を含まないものの二種類がある。前者のタイプの調査票情報は、紙媒体や画像に記録された調査票及び事業所・企業名簿のもとになる調査の電磁的記録が該当し、表1では非匿名化データのカテゴリに分類されるものである。一方、電磁的記録媒体に記録されているほとんどの調査票情報は後者のタイプである。これは表1の形式的な匿名化データに相当するものと考えられる。

## 2. 教育目的での匿名データの利用と課題

本節では、匿名データを教育目的で利用する際の課題について考察してみたい。

まず1点目は、多人数の学生(学部学生及び/又は大学院生を指すものとする)を対象とした講義等で学生に直接匿名データを利用させる場合の課題である。ガイドラインや利用の手引では匿名データを高等教育目的で利用する場合の運用上の考え方として、利用者の範囲により、提供された匿名データを用いて教員が講義等の資料を作成・配付する場合と提供された匿名データを教員が各々の学生に利用させて講義等を行う場合という2つの利用形態が想定されている。一方、同じくガイドラインや利用の手引には、①事前に、受講するすべての学生の氏名を明らかにすること及びすべての学生の誓約書の提出が必要であること、②同一の匿名データを同時に複数のコンピューターにより複数の学生が利用する場合は、利用する人数=台数に応じたファイル数が必要となること、③匿名データの格納媒体はまとめて指導教員に提供すること、④匿名データの利用期間中は匿名データとその格納媒体を指導教員が適正に管理する義務<sup>9)</sup>があることが定められている。

実際に授業でデータを使わせようとする、教員は、まず匿名データ格納媒体の保管場所から媒体を取り出し、教室で出席者に配付し、講義等を終えたら学生から媒体を回収して、学生が利用したPCにデータが残留していないか確認し、回収した媒体を再び保管場所に保管するという行為を授業のたびに行わなければならない。少人数の場合はそれほどでもないが、多人数の講義等で同じことをやろうとすると手間と時間がかかり、講義等の時間を圧迫しかねない。このように、匿名データ提供制度の運用の中で、想定はしているものの現実にはうまく機能しないことがある。この点については、法制度の運用面で何らかの改善が必要であろう。



2点目は、マイクロデータの知識をもたない初学者に匿名データの適切な使用法を教育する場合の課題である。新統計法の下で、教育目的に利用できる公的統計のデータは、公表されている統計表と匿名データの2つのみである。統計局4調査の匿名データは、各調査とも大量データと多くの変数(調査事項)が特徴<sup>10)</sup>であり、データ構造も単純ではない。匿名データを利用する際には、もともとなる統計調査の調査設計に関する基礎的知識、調査票の調査事項とレコード上の変数の対応、公表値の集計方法などについて十分理解した上で、適切なデータの使用方法、集計結果や解析結果の解釈のしかたを習得するのが望ましい。しかし、匿名データの初学者がそこまで至るにはかなりの時間を要するのは否めない。匿名データの利用を学ぶ前提知識として、公表されている統計表の利用法や調査設計に関する基礎知識を教えることも必要であろう。大学における教育を考えると、統計表のようなマクロデータとその利用に関する知識の習得から匿名データ、調査票情報のようなマイクロデータとその利用に関する知識の習得まで、公的統計とその利用を段階的に学んでいけるようなカリキュラムの検討が必要であろう。

### 3. 教育用データの可能性

前節のような点を解決する方法の一つとして、匿名データの入門用として使える日本版CAMPUS Fileの可能性を考えてみたい。ここで、日本版CAMPUS Fileと仮称したのは、教育目的での利用に限定したマイクロデータという意味合いである。

初めて匿名データを扱う研究者の訓練や大学生の教育に利用できる教育・訓練用データについて、統計委員会(2009)は、一般研究者用の匿名データとは別に利用者の習熟度に応じた簡易な匿名データを作成し、簡便な手続きで提供することの必要性に関して議論を

行っている。議論の中ではこの簡易な匿名データのことを「いわゆるレプリカデータと呼ばれている」ものとしている。ここで提案されている簡易な匿名データは、研究目的に利用のウェイトを置いている現行の匿名データに比べ、より十分な秘匿を施した匿名データとされており、文脈上からはSUFに相当すると受け取れる。星野(2010)は、「レプリカデータ」を日本版PUFと解釈し、日本版PUFの議論は未熟であると指摘したうえで、匿名化措置の一種である模造(synthetic)に基づく日本版PUFの可能性を提案している。いずれにせよ統計委員会(2009)の中で指摘されているように、匿名化の程度が異なる匿名データを作成するには法令の改正が必要となるので、現行法令の下で教育用データを実現するとしたら匿名化とは違う方法を取る必要がある。

日本版CAMPUS Fileとして望ましい性質はどのようなものであろうか。まず、匿名データのような特別な手続きを必要とせずに自由に使用できることがあげられよう。実際の統計調査のデータに基づいて作成され、匿名データに比べて学習者の理解が複雑にならない程度にデータ量や項目数を絞ったものであることも匿名データの訓練用として望ましい性質である。また、一種類のデータで様々な問題に利用でき、教育に必要なすべての用途を満足するようなものを想定するのは困難なので、教育内容に応じた複数種類の教育用データを作成するのが現実的である。集計結果や相関構造などが実際のマイクロデータにできるだけ近い方が望ましいが、教員があらかじめ教育用データの特徴を知った上で学生の指導に利用するならば、必ずしも実際のマイクロデータに近似していなくても一定の教育効果を得ることは可能であろう。

### むすびにかえて

我が国の教育用データの作成は、最近に

なってようやく統計センターの試みや立教大学の試みが緒に就いたところである<sup>11)</sup>。そこで採用されている作成方法は、個別データをいったん集計し、それを加工することで疑似的なマイクロデータを作る方法である。現行の法令の下では、匿名化データを作らないこのような方法が現実的な方法であろう。将来的には法令等の改正により、“本物の”マイクロ

データから作成される日本版PUFの実現も望まれる。今後、匿名データを利用した論文作成など大学院における教育だけでなく、教育用データによる学部学生の教育を進めることで、公的統計マイクロデータの適切な扱いを身に付けた人材を育成できるようになることを期待したい。

## 注

- 1) 「調査票情報」及び「匿名データ」の定義は新統計法第2条に規定されている。
- 2) 匿名データの作成については新統計法第35条に、提供については同36条及び37条並びに統計法施行令第12条に規定されている。
- 3) いずれの場合も実際には統計法施行規則第15条で規定する付帯条件にもすべて該当しなければならない。
- 4) サテライト機関とは、統計センターと公的統計の二次的利用に関する連携協力協定を結んだ組織のことである。
- 5) たとえば濱砂(2000a)、濱砂(2000b)に詳しい解説がある。
- 6) たとえば濱砂(2000a)、濱砂(2000b)に詳しい解説がある。
- 7) 匿名化措置を施したマイクロデータを新統計法の「匿名データ」と区別するため、このように呼ぶことにする。
- 8) SUFは科学研究目的の利用に限定されているが、利用目的の範囲の広さからすればイギリスのSARsに近いとも言える。
- 9) 匿名データの適正管理義務は新統計法第42条、ガイドライン、利用の手引などを参照。
- 10) たとえば全国消費実態調査(平成16年)では約5万レコード、1780項目となっている。
- 11) これらの試みについての報告は、経済統計学会第54回(2010年度)全国研究大会報告要旨集(pp.50-53)を参照。

## 参考文献

- [1] 統計委員会(2009)『第20回統計委員会議事録』
- [2] 日本学術会議(2005)『政府統計・世論調査等の一次データ(含む個票データ)の体系的保存と活用・公開方策について』, 学術基盤情報常置委員会報告(平成17年9月15日)
- [3] 濱砂敬郎(2000a)「ドイツ」『講座マイクロ統計分析(1)統計調査制度とマイクロ統計の開示』(松田他編), pp.109-128, 日本評論社
- [4] 濱砂敬郎(2000b)「事実上の匿名性の原則」『講座マイクロ統計分析(1)統計調査制度とマイクロ統計の開示』(松田他編), pp.196-224, 日本評論社
- [5] 星野伸明(2010)「公的統計マイクロデータ提供制度の課題」『日本統計学会誌』, 第40巻, 第1号, pp.23-45, 日本統計学会
- [6] 松田芳郎(2008)「日本におけるマイクロ政府統計活用の新しい夜明け」, 『統計』2008年12月号, pp.2-9, 日本統計協会
- [7] Brandt, M, Crössmann, A.&C. Gürke(2009), “Harmonization of Statistical Confidentiality in the Federal Republic of Germany”, Joint UNECE/Eurostat Work Session on Statistical Data Confidentiality, Bilbao.
- [8] Wende, T.(2004), “Different Grades of Statistical Disclosure Control Correlated with German Statistics Law”, *Privacy in Statistical Databases, Proceedings of PSD2004*, LNCS3050, pp.336-342,

Springer, 2004.

- [ 9 ] Zwick, M. (2007), “Campus Files-Free Public Use Files for Teaching Purposes”, *Schmollers Jahrbuch-Zeitschrift für Wirtschafts-und Sozialwissenschaften*, 127(4), pp.655-668.

## 【追悼】

# 三瀧信邦会員を偲んで

伊藤陽一\*

経済統計研究会（学会の前身）創設時から、長く会の運営に関わられ、研究上多くの貢献をされた三瀧信邦会員が、2010年10月2日に逝去された。享年91歳であった。筑波大学を63歳で定年退職されて城西大学に移られた後も、2000年前後まで氏は多方面で活躍された。80歳代を越えられてから学会の総会や支部の例会に御姿をみせなくなり、その後、体調の良いときに氏を囲む小さな会合があった。この追悼文は当初、学会創立時とともに行動されてティペット統計学を共訳された野村会員と、後進の伊藤との連名の予定であったが、野村会員の体調がすぐれないとのことで、伊藤単独のものとなった。

### 1. 年譜<sup>1)</sup>

氏の経歴は、以下のとおりである。筑波大学退職迄は、『筑波大学経済学論集』No. 11（1983年3月）「三瀧信邦教授退官記念号」による。

1919年4月4日 東京市麻布区仲之町11番地に生まれる、/1932年3月 東京市立麻布尋常小学校卒業 /1937年3月 第一東京市立中学校卒業 /1941年3月 東京高等学校文科乙類卒業 /1943年9月 東北帝国大学法文学部経済学科卒業/三菱経済研究所/海軍主計見習尉官（海軍経理学校）/1944年3月 海軍主計中尉（鎮海海軍軍需部）/1945年3月 海軍主計大尉（鎮海海軍軍需部）/11月 復員 /1946年6月 東北帝国大学助手

（法文学部）/1947年2月 統計委員会事務局（内閣へ出向）/1949年11月 東京教育大学・東京高等師範学校助教授 /1951年 同大学、同師範学校教授 /1952年3月 東京教育大学講師（文学部）（配置換）/1953年12月 同助教授 /1960年11月 同教授 /1967年3月～1968年4月 文部省在外研究員（オランダその他）/1974年6月 筑波大学教授（社会科学系）（配置換）。東京教育大学教授（文学部）併任・筑波大学社会科学系長。同大学評議員。東京教育大学大学院文学研究科担当 /1975年4月 筑波大学第一学群社会学類長。同大学評議員 /5月 筑波大学大学院社会科学研究所研究科担当 /1981年4月 筑波大学第一学群社会学類長・同大学評議員 /1983年3月 筑波大学を定年退官 /1984年4月～1990年3月 城西大学経済学部教授 /1990年4月～1992年3月 同学部招聘教授。この間、統計審議会分類部門専門委員他、多くの職を勤められる。/2010年3月 日本医大入院 /2010年10月2日 午前2時43分 肺炎で逝去

### 2. 研究

早くから統計制度・統計分類をとりあげ、統計学の広い問題へと移行しながら、1950年代から70年代半ば迄の氏の研究の重点は、中小企業や労働市場を中心とする実証的経済研究であった。

退官記念号の著作目録の約110件とそれ以後、主にほぼ1990年代終わりまで『統計学』に掲載されたものを中心に数えて約140弱の著作を幾つかの柱にわけてみる。

\* 法政大学名誉教授

〒192-0912 八王子市絹ヶ丘2-37-8

## 2.1 統計学関係

(1)統計分類 産業、職業分類や社会経済分類を中心とする経済統計分類論は、1950年代の論文からはじまって1983年の『経済統計分類論』における集大成と1985年の「1869年オーストリー職業分類論」をふくめて、氏の研究の中心的柱の1つである。氏は、問屋制家内工業、マニファクチュアを経ての資本主義の発展とともに職業、産業、従業上の地位が実体的に明確化し、対応して諸経済分類が採用されることを、分類の国際的・日本的経過での諸例と対比し、無業者分類の必要性、製造業中の出版等とサービス業の映画・放送等を同一にくるべきこと、日本での軍人の位置づけの曖昧性等を指摘した。これらは、現在もなお未克服の重要な点である。

(2)物価指数関係 50年代前半に実質賃金の算出で、名目賃金を消費者物価指数で除する作業での税金の処理や価格調査の正確性等で疑義を投げかけた氏は、その後も長くCPIや生計費指数に関して多くを著されている。その焦点の1つは、氏が座長を担った美濃部東京都政時代の東京都生計費指数研究会の提言にも関連する生計費指数擁護論である。要点は、CPIではなく、生計費指数が同一生活水準維持の指数、または賃上げ要求の根拠になるべきということにある。

(3)統計制度・統計改革 日本の政府統計制度の説明と問題点・改善方向の指摘をされていた。統計制度史への造詣と国際的知識をふまえて、日本の統計制度を「分散的中央集権型」と特徴づけられ、指定統計の問題点を適切に指摘され（『経済統計論』p.48）統計職員の削減への危惧と、特に地方統計の不足と制度の脆弱性、1984年改革への危惧等を表明されていた。

(4)統計学一般 ティベットの『統計学』（原書第二版）を1956に、第三版を1976年に野村良樹氏と東大出版から共訳出版された。その後、内海庫一郎・木村太郎氏と1966年に『統計

学』（有斐閣）を、改訂版を1976年に編集され、1978年に山田貢氏他との共著『統計学』、改訂版を1986年に、1985年に関弥三郎氏と共編で『テキストブック 経済統計論』を出版された。どの書物も、そのときどきに実に広く普及した統計学のテキストであった。

(5)その他 氏はオランダに滞在したことがあり、第2次大戦直後に統計委員会に勤務され、美濃部亮吉氏との数々の連携もあり、日本の明治以来の統計関係者や統計制度を、また国際統計界に知己を得て、オランダ統計組織、K.ラートゲン、法窓夜話、高野岩三郎の憲法草案、柳澤保恵、ホルヴァート追悼、そしてISIの46、47、48回、IAOS第1回大会報告、北朝鮮統計事情、中国統計学との交流等の小論をものにされていた。

## 2.2 賃金格差と労働力・就業構造、中小企業、物価等の実証研究

氏は、1950年代から1970年代半ばまで研究の中心を、中小企業や独占企業、労働力・就業、賃金格差、物価問題など、統計を丁寧で使用した広い範囲の実質経済分析におかれていた。世界経済や社会主義体制を説明し、日本経済一般の検討を何回か行われている。

(6)賃金格差分析から労働市場・労働力・雇用構造分析へ 氏は1952年、賃上げの基礎とされたマーケットバスケット方式による理論生計費の算出方法の経過を丹念にフォローされて問題点を指摘し、10年間ほど賃金格差の実態に関する検討に従事された。なかでも（1956）『労働賃金』（中央経済社）では、当時の労資間の賃上げをめぐる対立の背後にあるものとして賃金格差に注目し、職種別等賃金実態調査と個人別賃金調査によって、規模、産業、性別、年齢、経験年数、職種別等にわたって詳細な調べをされた。当時、賃金格差の数少ない書であったろう。氏は、賃金の戦前・戦後比較をも行い、関連して、中小企業の労働問題を何回か検討され、また広く労働

力・就業構造をもとりあげている。

(7)中小企業論と日本経済論 加藤誠一氏との共著で(1962, 65)『自由化と中小企業』、さらに(1966)『日本の中小企業—変動期に生きる道』を著し、1967年のオランダ留学の際の3テーマに唯一つの経済研究として中小企業研究をあげていた。1960年前後の日本経済の大きな焦点は中小企業問題であった。氏も当時の中小企業研究者の1人である。産業別にも中小企業をとりあげ、自由化・開放経済への移行で、倒産と大企業への組込みが進む過程をフォローされた。当然ながら戦後の日本の独占資本の発展との対応での論議であり、独占資本の動向も広く論じられていた。

(8)物価問題 物価指数研究との関係もあって、美濃部編『日本経済入門』他一連の日本経済分析書で、物価動向とその原因や実質賃金、家計への影響を論じ、所得政策批判を展開された。

### 3. 経済統計学会への貢献

氏の学会への貢献は多く、その批判精神によって長きにわたって学会の支柱の1人であった。

(1)学会創設期からの運営体制の定着への寄与 経済統計研究会創設前の研究会と1955年の『統計学』創刊、1957年の第1回研究会(関西大学)などで発起人ではなかったが、会の創設前後の1950年代に30歳半ばから活動しておられた。以後、1960年代から創立20年記念号(1976)を通して、会の運営体制がほぼ固まるまで、松川七郎氏や上杉正一郎氏を支えて、広田純氏や山田耕之介氏等とともに関東支部事務の責任者や全国運営委員であった。この支えは1990年前後まで続く。

(2)政府への意見提出等の実践的活動等 学会は、アカデミックな場で単に統計理論の展開のみに携わるのではなく、中央・地方の統計を必要に応じて批判し、また改善を具体的にはかること等を通じて、国民・市民・労働者

の要請に応えようとする実践的気風を継承している。政府統計への申し入れ等で氏がインシヤチブをとり、東京都生計費指数研究会も氏が座長であった。

(3)国際交流、特に中国統計学界との交流の重視 氏はオランダ留学やISIへの出席を通じて、アジア諸国や国際統計界との交流を重視・推進された。特に中国統計学界とは1980年代後半からの会員の個人的交流を経て、1995年の北京ISIに連ねて第1回日中経済統計学会議を開催するに至る。氏は団長として日本側25名を率いた。これが現在の「アジア統計研究部会」につながっている。

### 4. その他、思い出など

1960年代の半ばに東京教育大学での関東支部例会で札幌から上京してお会いしたのが最初で、筆者が1970年代の初めに東京に移って以来、美濃部都政下の東京都生計費指数研究会、上杉正一郎氏へのインタビュー他でのおつきあいであった。『統計学』編集や支部運営その他で注意を受けた。広田氏と共に神田や神楽坂の飲み屋を歩いたし、暑気払いとして渋谷のどぜう屋に皆さんを召集されたこともある。氏は、多くの場で批判的視角の薄い研究に対して注文を発したが、十分な配慮の下に、上下の別なく気さくに対応するソフトなお人柄が嫌味を消していた。格式や形式を極力排されて、献体を早くに決意され葬儀その他も辞退されてもいた。

以上は、実に多彩な人脈を持っておられた氏の活動のごく一端にすぎない。そこで、氏が追悼文集刊行世話人会代表をされた(1987)『人間 美濃部亮吉—美濃部さんを偲ぶ—』にふれる。美濃部元東京都知事とは40年間近く付き合い合われ、敬愛していた感がある。氏自身も美濃部氏につながる何かがあった。この本に氏が寄せた(美濃部著の)「三冊の本」は、美濃部(1931)『カルテル・トラスト・コンツェルン』、(1958)『苦悶するデモクラシー』、

(1961)『統計におけるしんじつとぎまん』をあげている。後者2冊は、筆者もまた学生・院生時代に出版と同時に読んだ。市民向けの柔らかな文章ではあるが、内容は重要であると感じた。氏にもこの精神が強く刻み込まれていたように思われる。筆者も未読の人にこの2冊を推薦したい。

『人間一』の寄稿者は多彩で面白い。そこに「昭和35年に第一次安保騒動がおこった。

デモやストで大学内もてんやわんやだった。その最中に、反安保「知識人の会」(?)が文京公会堂で開かれた、三瀨・朝倉摂子氏司会で丸山真男氏と並んで美濃部先生が講演された」(小松聡氏)の文がある。氏の批判精神を示している。北朝鮮との友好団体に名があるが、これも美濃部氏等の人脈下にアジアとの友好を願ってきた氏の一面を示すと思う。ご冥福を祈ります。

## 【追悼】

# 広田純会員を偲んで

伊藤陽一\*

長きにわたって経済統計研究会（学会）の運営に関われ、研究上の貢献をされた広田純会員が、2011年1月9日に狭山市のあさひ病院で心不全にて逝去された。享年85歳であった。大学退職後の1992-93年度に学会代表にもなられたが、やがて健康を害してお姿をみせなくなった。この追悼は当初、氏と同時代の会員と著そうとしたが、結局、筆者のみの執筆となった。筆者は、広田氏と三瀧氏は学会創設以来1990年代半ば過ぎまで、学会の理論と運営両面の実質的支柱であったとみている。数か月内に、お2人を見送ることになったのが残念でならない。

実は、広田氏の退職時の（1992）『立教経済学研究—広田純教授記念号』第45巻第4号に、氏自らの巻頭論文とともに略歴と業績が掲載されている。更に菊地進会員が「広田純先生の人と学問」として広田氏の研究経過を丁寧に跡付けた解説（以下菊地解説と略称）が掲載されている。以下、年譜はこの号から抜粋し、菊地解説を補う形で広田氏の業績と活動を示し、思い出を添えたい。

### 1. 年譜

氏の経歴は以下のとおりである。

1925年10月21日に誕生。/1942年4月 第一高等学校文科乙類入学 /1944年9月 同校卒業 /1944年10月 東北帝国大学理学部数学科入学 /1946年3月 同大学退学 /1946年4月 東京大学経済学部経済学科入学

/1949年3月 同大学卒業 /1949年4月 同大学大学院特別研究生 /1954年3月 同大学院修了 /1955年4月 立教大学経済学部講師 /1967年4月 同大学助教授 /1955年4月 同大学教授 /1975年4月 立教大学経済学部長兼大学院経済学研究科委員長 /1991年3月 同大学を定年退職 /1991年6月 同大学名誉教授。

### 2. 研究と活動等

氏の研究の経歴は波乱に富んでいる。1944年10月から東北帝国大学数学科で学んだ後、1946年に東京大学経済学部に入學し、新カント派の科学方法論、近代経済学と統計学を学び、大学院で統計学を専攻する。菊地解説の区分は、【Ⅱ. 推計学批判から社会統計学へ—(1)統計の闘い、(2)統計論争と「経統研」の創立、(3)推計学批判から計量経済学批判へ、Ⅲ. 基礎理論の研究へ—(1)国民所得統計の批判、(2)国民所得の範囲をめぐる理論的問題、Ⅳ. 社会統計学としての旗幟を鮮明に—(1)国民経済計算の研究、(2)統計の利用と統計解析、(3)統計学の課題をめぐる】である。詳しくは菊地解説を参照いただくことにして、別の切り口からの特徴を指摘したい。

第一に、詳細な実証研究と抽象度の高い経済理論研究による広い分野への目配り、がある。数学から出発し、推計学の代表論者の1人である増山元三郎氏や近代経済学の代表的論者の講義を聴き、研究会への参加にはじまり、推計学の経済学への適用としての計量経済学に山田耕之介氏と共著で鋭い批判を投げた。氏の研究の出発時の推計学や近代経済学

\* 法政大学名誉教授

〒192-0912 八王子市絹ヶ丘2-37-8



を脱したのである。計量経済学導入初期のこの批判は、計量経済学検討の重要文献として今に至る。筆者の周囲でも当時広く精読されていた。氏には、一方に、当時手作業で時間多消費的な連関表からの剰余価値計算等の統計的実証研究、他方に高度に抽象的・論理的考察を必要とする国民所得論、生産的労働論や「利子生み資本と信用」論研究がある。他に類をみない幅のある研究であったと思う。

第二に、その論議は、科学・理論の課題にひきつけたものである。『統計学の未来』での氏の論議は、氏の考察・検討のスタイルを示して際立っている。ひとつには、イデオロギーや実用性に流れない科学・理論の見地であり、他の参加者の意見を厳しくいさめている感がある。二つには、その具体化として、対象が方法を規定する、という原則を貫いている点である。この書物の第2章の全数調査や実用性をめぐる論議は、実用性（これを、氏は現実の問題として使用を認めながら）と根本の理論枠を峻別すべきことを指摘している。参照に値するだろう。

第三に、氏は、計量経済学批判や標本調査論争に関する論議を継続せず、具体的分析を進めつつ統計利用の方法を追求した（菊地解説、p.207）。上杉インタビューで、氏は「『統計・日本経済分析』…は、マルクス主義の立場から、統計指標の体系化をめざしたものだと思いますが、ああいうものとして初めて、SNAと同じ次元で対決できるんですね。集団論だけでは、とてもSNAとけんかにはならない」（p.310）という。積極的提起の必要性の指摘である。

第四に、国民や労働者にとってそのときに重要な具体的問題に取り組んだ。（1954）『統計の闘い』への協力、（1955）黄変米輸入批判、（1973）『月刊金属労働資料』統計批判シリーズへの参加、（1989）「鉄道統計の時系列解析」、（1992）「太平洋戦争におけるわが国の戦争被害」等である。氏は地方統計家と

の懇談会を一定期間主催していたことも付け加えておきたい。

第五に、統計制度の統計学への位置づけに関しては、拡大社会科学方法論説といったところだろうか。この項には筆者の誤読があるかもしれないが、以下ようになる。ヴェスロー、イエーツ、ランゲ、ソ連続論争をめぐり、多様なテーマを手がけていた氏には、この点での論議はない。しかし、（1973）「統計学の現状と課題」、（1976）『統計学の未来』、（1979）『大月・経済学辞典』、（1982）「マルクス主義と統計 — 上杉正一郎先生の業績 —」を通じてみると、社会科学方法論説に立つて方法を手段と限定し、この手段を規定する論理と社会的制約のうち、後者を重視する中で、階級性やこれに連なる制度を含めようとしていたように見える。氏は、制約をもつ（統計）「を批判的に利用する。その批判の観点を出してくるというのが、僕は統計における科学の課題だと思うわけですね」という。そして対象が方法を規定するという徹底した見地から、社会集団を前提し、「数量的分析は、分析を方向づけ、また分析結果を説明する原理をもっていない。この原理は、対象の理論的分析によってのみ与えられる。…統計解析の数量分析と対象の質的側面の分析とを結びつけることが必要である。…」という。氏には、山田耕之介氏の抑制した表現、「もじっていえば、経統研の統計学として、何か『蜷川統計学』学みたいなのが横行している」傾向を避けて、統計利用論の積極的展開に努めていたからなのかと思う。

筆者には、以上の取り組みが社会統計学の研究であり、また社会統計研究者なのだと、氏が身をもって示したように見える。

### 3. 学会運営での貢献

(1)研究会発足後の体制の整備 多彩なメンバーによる発起を得て出発した経済統計研究会は、紆余曲折を経て、機関誌の発行が産業

統計研究社に落ち着く過程で軌道に乗った。この初期の事務的支えは、関西や北海道と関東の協同から関東中心に移行した。蜷川門下の強い影響下で、厳しかった松川七郎氏や労働問題研究者や政府統計家など様々な立場の人の多かった関東で会全体のバランスをとったのが、木村太郎氏とこれを支えた三瀧氏と広田氏であったように思う。

**(2)記念号第1号の企画と指揮** 1976年3月刊の「社会科学としての統計学—日本における成果と展望—『統計学』創立20年記念」には編集委員会代表・木村太郎氏の挨拶があるが、この号は、関東支部の三瀧氏と山田耕之介氏の知恵を借り、各支部の協力と関東支部の後進の事務担当を得ながら、広田氏の陣頭指揮によって完成した。ワープロはもちろんコピー器械もない中で、薄紙方眼紙への鉛筆手書きを青焼きしたものが支部間を郵送往復した。広田氏は、他人に委ねることなく、方針案など重要文書を作成していた。筆者は側に居て、この先生はこういった作業を厭わないのだと強い印象を持ったものである。この記念号は内外の評価を得て2刷りに至り、計3600冊を配布し、以後10年毎の記念号の軌道を敷いた。

**(3)経済統計研究会（経統研）から経済統計学会へ** 氏は、1984年の全国研究総会時に「研究会」を「学会」に変更するときに、全国運営委員会のまとめ役で、会員総会の議長を担われていた。学会化賛成と学会化反対の意見があり、反対者には、あえて学会とする場合でも「社会経済統計」名でなければならないという意見が、氏に近い有力な会員に複数以上いた。氏も、総会前には「社会経済統計学会」を考えておられたと推察する。総会前日の運営委員会から経過は複雑だったが、氏は2日目の再開総会で、「(運営委員会としては)経済統計学会の承認か、これへの強い異論がある場合には来年送り。(昨日)異論を提出した人も…危惧がどこにあるかが伝えられた

ということで、再度の異論提出は控えるということにさせていただければありがたい」とのかなり強い提案をし、異論なしで総会決定となった。学術会議会員経験者と若い層とともに「経済統計学会」案を支持していた筆者は、全体動向の判断と決然たる座長ぶりは広田氏ならではであり、氏だからこそ異論は出なかったと考えている。印象深い収め方であった。

#### 4. 寸鉄人を殺す—思い出とともに

氏は1981年の上杉氏のインタビューをリードされ、1991年10月に出版された『追想 上杉正一郎』の追悼文集刊行会世話人代表を担われた。上杉氏に深い敬意をはらっておられたと思う。文集のあとがきで、「戦中・戦後のあの激動の時代を、マルクス主義の不屈の闘士として生き抜かれ、その後も変わることなく、一貫した姿勢で研究と活動の生涯を送られました。私たちは、社会主義の崩壊が言われる今日こそ、上杉先生の生涯の記録を、後世に残すことが必要だと考えました」と書いた。また内海氏への弔辞では、代表運営委員として、「物事を根本的に考えるということはどういうことかについて…多くのことを教えられた」と述べた。広田氏も闘士であるとともに、研究では根本に立ち入る科学的気風を強く持っていた。

他方で、氏は、国民経済計算に関する(1969)『文献目録』づくりや、記念号第1集、上杉追悼文集等々、表には出ないで下積みの作業を多く手掛けられている。

筆者のみるところ、氏は些細なことには聞せず、クールに相手の言い分を聞いたうえで、ときに皮肉めいた言を交えながら「寸鉄人を殺す」発言をされていた。見透かされている気もして、近寄りたがたいようにも見えながら、酒が進むとともにうちくだけて、面白がっていることがあった。一言ひとことを傾聴したものである。研究者であった夫人が病に伏さ

れてからはその世話にあたったし、先立たれた後は好きな酒にも弱くなった。数々の光景が思い出される。

氏には単著はなかったが、考え抜かれた、また大変な統計の収集・整理に基づく深みのある論文を残された。この研究の経過に、菊地解説のいう氏の姿勢 — 「研究課題は社会の

側から与えられる面があるということをしばしば強調された。そして、何のために研究しているのかの軸をしっかりとさせねばならないとも。」が浮かび上がる。これが、広田氏が理論的にも精神的にも、敬愛されて、長きにわたって会の支柱となった理由の1つだろう。深く哀悼の意を表したい。

## 編集委員会からのお知らせ

機関誌『統計学』の編集・発行について

1. 常時、投稿を受け付けます。
  2. 各号ごとに投稿の締め切りを設けています。その期日までに受け付けた原稿でも、査読の進捗如何によっては、その号に掲載されないことがあります。
  3. 投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、「査読要領」などをご熟読願います。
  4. 原稿は所属支部の編集委員に宛ててお送り願います。新年度には支部編集委員が交代する場合がありますので、所属支部の編集委員については学会ホームページ (<http://www.soc.nii.ac.jp/ses/>) 等でご確認ください。
  5. 「論文」と「研究ノート」は印刷原稿を8部、その他は6部をお送りください。
  6. 委員会からの連絡を受けるまでは、電子媒体の送付はお待ち願います。
  7. 原則としてすべての投稿原稿が査読の対象となります。
  8. 次号以降の締め切りは次のとおりです。  
A: 「論文」・「研究ノート」; B: その他
- (1) 第101号 (2011年9月30日発行予定)  
A: 2011年7月31日; B: 2011年8月31日
  - (2) 第102号 (2012年3月31日発行予定)  
A: 2012年1月31日; B: 2012年2月29日

以上

---

## 編集後記

本号は、「論文」・「研究ノート」はもちろんのこと、「特集」、「書評」、「資料」、「フォーラム」、「海外統計事情」、「追悼」といった様々な種類の記事を取める号となりました。研究活動の成果を投稿していただいた会員諸氏と、「論文」・「研究ノート」を多忙な中で査読していただいた会員諸氏に、改めて御礼を申し上げます。▼本号の編集作業が大詰めを迎えようとしていた中、2011年3月11日に東北地方太平洋沖でマグニチュード9.0の大地震が発生しました。この東日本大震災によってお亡くなりになった方々のご冥福をお祈りいたしますとともに、被災された方々に心よりお見舞いを申し上げます。この大震災は、大きな余震が続く中で、国内外の社会経済に様々な影響を今なお与え続けておりますが、特に未だに予断を許さない状況にある福島第一原子力発電所事故の影響が気掛かりでなりません。原発事故の問題をふくめて震災からの復旧・復興に向けて、日本全体で持続的に力を結集させていきたいと思っております。▼1953年に本学会の前身である経済統計研究会が発足し、その研究発展をめざして1955年に機関誌『統計学』が創刊されました。その後、年二回の発行を基本とし、創刊20、30、40、50周年の記念号発行を経て、本号で通算100号となりました。半世紀以上にわたり様々な会員に支えられてここに100号を迎えられた喜びを皆さんと分かち合いたいと思っております。▼その一方で、経済統計研究会時代から本学会を長きにわたって支えてくださった三瀧信邦会員と広田 純会員の追悼文を掲載することになったことは残念でなりません。ここに故人のご冥福をお祈りいたします。▼末尾になりましたが、製版・発送などの作業については、今回も昭和情報プロセス(株)と産業統計研究社にお世話になりました。厚く御礼を申し上げます。本号では、水野谷武志(編集副委員長)が責任編集を務め、山田 茂(編集委員長)が発行業務を担当しました。

(水野谷武志 記)

## 執筆 者 紹 介 (掲載順)

濱 砂 敬 郎 (九州大学名誉教授)	泉 弘 志 (大阪経済大学 経済学部)
森 博 美 (法政大学経済学部)	坂 田 幸 繁 (中央大学経済学部)
佐 野 一 雄 (福井県立大学経済学部)	松 川 太 一 郎 (鹿児島大学法文学部)
御 園 謙 吉 (阪南大学経営情報学部)	杉 橋 や よ い (金沢大学人間社 会学域経営学系)
福 島 利 夫 (専修大学経済学部)	矢 野 剛 (京都大学大学院 経済学研究科)
長 屋 政 勝 (京都大学名誉教授)	西 村 善 博 (大分大学経済学部)
小 林 良 行 (一橋大学経済研究所)	伊 藤 陽 一 (法政大学名誉教授)

### 支 部 名

### 事 務 局

北 海 道	062-8605	札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部 (011-841-1161)	水野谷武志
東 北	986-8580	石巻市南境新水戸 1 石巻専修大学経営学部 (0225-22-7711)	深川通寛
関 東	171-8501	東京都豊島区池袋 3-34-1 立教大学経済学部 (03-3985-2332)	岩崎俊夫
関 西	525-8577	草津市野路東 1-1-1 立命館大学経営学部 (06-6605-2209)	田中力
九 州	870-1192	大分市大字旦野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西村善博

## 編 集 委 員

水野谷武志 (北海道) [副]	前田修也 (東北)
山田茂 (関東) [長]	長澤克重 (関西)
山口秋義 (九州)	

### 統 計 学 No.100

2011年3月31日	発行	発行所	<b>経 済 統 計 学 会</b> 〒194-0298 東京都町田市相原町 4342 法政大学日本統計研究所内 TEL 042(783)2325 FAX 042(783)2332 <a href="http://www.soc.nii.ac.jp/ses/index.html">http://www.soc.nii.ac.jp/ses/index.html</a>
		発行人	代表者 廣 嶋 清 志
		発売所	株式会社 産業統計研究社 〒162-0801 東京都新宿区山吹町15番地 TEL 03(5206)7605 FAX 03(5206)7601 E-mail : sangyoutoukei@sight.ne.jp 代表者 品 川 宗 典

# STATISTICS

No. 100

2011 March

---

## Articles

- On the Public Interest of “Official Statistics” in Japan :  
From the Viewpoint of Survey Purposes ..... Keiro HAMASUNA ( 1 )  
Value Added Productivity and Total Labor Productivity ..... Hiroshi IZUMI ( 14 )

## Special Topic : Micro Space Statistics — Pending Issues and Future Prospect

- Exploring the Usability of GPSed Records : A Data Typological Approach ..... Hiromi MORI ( 29 )  
Extraction of Small Area Information based on Sampling Survey Data :  
Experimental Estimation of Prefectures’ Diffusion Indexes ..... Yukishige SAKATA ( 41 )

## Note

- Sticky Price and Expectation Formation :  
On the Model and Concept of Taylor (1980) ..... Kazuo SANO ( 57 )

## Book Reviews

- Toshio IWASAKI, *Possibility of Social Statistics*, Horitsu Bunka Sha, 2010  
..... Taichiro MATSUKAWA, Kenkichi MISONO and Yayoi SUGIHASHI ( 66 )  
Hiroshi IWAI, *Researches on Indicators of Employment - Unemployment and  
Precarious Employment*, Kansai University Press, 2010 ..... Toshio FUKUSHIMA ( 73 )

## Foreign Statistical Affairs

- The 8th Japan - China International Conference of Economic Statistics ..... Go YANO ( 79 )

## Materials

- On the Arita Library ..... Masakatsu NAGAYA ( 82 )  
B. Riandey’s Report on the Personal Information Protection Law and the Statistical  
Utilization of Personal Data in France : Introduction and Translation  
..... Yoshihiro NISHIMURA ( 91 )

## Forum

- Consideration on Using the Anonymised Data for Statistics Education ... Yoshiyuki KOBAYASHI (100)

## Obituaries

- Nobukuni MITSUMA (1919 – 2010) ..... Yoichi ITO (106)  
Jun HIROTA (1925 – 2011) ..... Yoichi ITO (110)

## Activities of the Society

- Activities in the Branches of the *Society* ..... (114)  
Prospects for the Contribution to the Statistics ..... (119)  
Regulation of the Editorial Committee ..... (124)

---

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS

---