

統計学

第 112 号

研究論文

- 乳幼児を持つ夫妻の「拡大育児時間」の推計…………… 水野谷武志 (1)
日本経済の金融化に関する検討 — 産業資本の性格の変化に注目して — …… 田添 篤史 (15)

書評

- Jun-ichi OKABE and Aparajita BAKSHI, *A New Statistical Domain in India :
An Enquiry into Village Panchayat Databases*, Tulika Books, New Delhi, 2016
…………… 金子 治平 (30)
И.И. Елисеева и А.Л. Дмитриев, *Очерки по истории государственной
статистики России*, Издательство Росток, Санкт-Петербург, 2016
…………… 山口 秋義 (37)
野崎 明 編著『格差社会論』(同文館出版, 東京, 2016年) …… 福島 利夫 (43)

『統計学』創刊60周年記念特集論文

- 『統計学』創刊60周年記念特集にあたって…………… 水野谷武志 (47)
特集A：標本設計情報とマイクロデータ解析の実際
人口センサスの変容 — フランスのローリング・センサス — …… 西村 善博 (49)
特集B：政府統計マイクロデータの作成・提供における方法的展望
諸外国の公的統計における欠測値の対処法
— 集計値ベースと公開型マイクロデータの代入法 — …… 高橋 将宜 (65)

本会記事

- 支部だより…………… (84)
『統計学』投稿規程・創刊60周年記念特集掲載号関連諸規程…………… (89)
-

2017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、それを適応しない。

第 6 条 本会に、理事若干名をおく。

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

第 7 条 本会に、本会を代表する会長 1 名をおく。

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

第 8 条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

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

第 9 条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

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

第 11 条 本会の会計年度の起算日は、毎年 4 月 1 日とする。

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

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

付 則 1. 本会は、北海道、東北・関東、関西、九州に支部をおく。

2. 本会に研究部会を設置することができる。
3. 本会の事務所を東京都文京区音羽 1-6-9（俳音羽リスマチックにおく。

1953 年 10 月 9 日（2016 年 9 月 12 日一部改正[最新]）

乳幼児を持つ夫妻の「拡大育児時間」の推計

水野谷武志*

要旨

本稿の課題は、主行動としての育児時間に加えて、同時行動としての育児時間や子どもと一緒にいながら行う様々な活動を含めて「拡大育児時間」と定義し、特に乳幼児を持つ夫妻の時間を推計することによって、育児時間の多様な側面を明らかにすることである。2011年実施の「社会生活基本調査」にもとづき、夫妻の主行動と同時行動、及び主行動と一緒にいた人とのクロス集計分析によって、「拡大育児時間」を推計した。その結果、主行動としての育児時間は平日（土日曜）で夫24分（84分）、妻196分（147分）に対し、「拡大育児時間」は夫156分（450分）、妻652分（713分）となった。結論として、「拡大育児時間」の推計によって、主行動と同時行動と子どもがいながらの行動が組み合わせられた育児の多様な側面が明らかになった。また、「拡大」部分の育児時間は夫の増加よりも妻の方がとても大きいので、妻に偏った育児負担が改めて明らかになった。

キーワード

育児時間、生活時間、同時行動、子どもと一緒にいた行動、「社会生活基本調査」

1. はじめに

本稿の課題は主行動としての育児時間に加えて、同時行動としての育児時間や子どもと一緒にいる様々な活動時間を含めて「拡大育児時間」と定義し、特に乳幼児を持つ夫妻に注目してこれを推計することによって、子育て期の夫妻における育児時間の多様な側面を明らかにすることである。ここで主行動とは、同時に複数の行動をした場合に調査回答者が主とみなした行動であり、同時行動とは主行動以外の行動である。

21世紀における重要課題の1つである男女共同参画社会の実現にとって、育児参加における大きな男女差の改善は重要な論点とし

て絶えず取り上げられてきたが、この問題の前進は遅いままである。この問題を把握するための基礎資料として、育児をふくめた生活の各行動にどのくらいの時間を使っているのか、つまり生活時間調査による統計の活用が不可欠である。育児時間についても生活時間統計が利用されてきたが、それは主行動としての育児時間が中心であった。しかし、育児には同時行動として行われる時間がある。さらに、子どもと一緒にいる、あるいは同じ空間にいて何かあればすぐに対応できる態勢を取りながら様々な行動をする場合、これらの行動は育児に準じる時間と見なしうる。従来取り上げられてきた主行動としての育児時間はこのような育児の多様性を十分には捉えていない。そこで育児時間には、(i)主行動としての時間だけでなく、(ii)同時行動としても行われる時間、(iii)育児以外の行動（例えば食事、

* 正会員、北海学園大学経済学部
〒062-8605 北海道札幌市豊平区旭町4-1-40
e-mail : mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp

家事、余暇活動など)で子どもと一緒にに行われている時間があると考え、本稿ではこの3つの合計時間を「拡大育児時間」と定義し、この「拡大育児時間」の推計を通して、育児時間の多面的な把握を生活時間統計によって試みたい。

2. 先行研究

主行動だけでなく、同時行動や子どもと一緒にいた行動をふくめた広義の育児時間を推計した先行研究として、Statistics Sweden (2007)とGershuny (2009)がある。管見ではこの種の先行研究は国内では見当たらない。Statistics Sweden (2007)は2000/01年にスウェーデン統計局によって実施された全国生活時間調査結果から、0～6歳の子どもを持つカップルの男女について、主行動としての育児時間に加えて、同時行動としての育児時間、子どもと一緒にいた食事時間、子どもと一緒にいた自由時間、子どもと一緒にいた家事時間の総平均時間を集計した。主行動としての育児時間だけであれば、男性1時間程度、女性2時間程度であるが、同時行動や子どもと一緒にいた時間をすべて足すと男性では5時間程度、女性8時間程度にもなることが示された。Gershuny (2009)は2001年に英国国家統計局によって実施された全国生活時間調査結果から、0～4歳の子どもをもつ女性について、主行動別に同時行動として育児が伴った時間と子どもと一緒にいた時間を集計した。主行動のみの育児時間としては145分であるが、同時行動として育児が伴った行動の合計時間は104分、子どもと一緒にいた行動の合計時間は370分(主行動としての育児時間は除く)であった。

生活時間調査結果に基づいて、育児をふくめた同時行動を分析した先行研究もあまり多くない。Ironmonger (2004)は、1997年にオーストラリア統計局によって実施された全国生活時間調査結果にもとづいて、育児について

主行動と同時行動を併せた平均時間を示した。さらに優れた点は、育児を含めた生活の各行動の平均時間を主行動と同時行動の組み合わせによるクロス表に整理して示した点であり、後述する本稿の分析方法に取り入れた点でもある。その他に部分的ではあるが、育児をふくめた主行動と同時行動の集計を手がけている研究としてHill (1985)、Michelson (2005)、Bianchi 他 (2006)、Craig (2006)、Sayer (2007a, b)、Offer and Schneider (2010, 2011)がある。

子どもと一緒にいる時間については米国生活時間調査(American Time Use Survey: ATUS)の結果をもとにしたDrago (2009)やStewart and Allard (2016)が参考になる。ATUSでは主行動の時間を把握する基礎調査に加えた補足調査として、各主行動において子どもがそばにいるかどうか(子どもが寝ている時間は除く)を把握している¹⁾。2003～07年までのATUSのプールデータによると、1～12歳のこどもを持つ親の主行動としての育児時間(平日)は母親1時間58分、父親53分に対して、子どもと一緒にいる時間の合計でみると、母親7時間53分、父親4時間13分になる(Drago 2009: 35)。

日本国内では、総務省統計局の「社会生活基本調査」において、同時行動や一緒にいた人が調査されており、調査結果報告書も刊行されているが、報告書に掲載される集計表でカバーされる属性には限界があり、例えば乳幼児を持つ夫妻の同時行動や子どもと一緒にいた時間は集計されていない。このような独自集計は「社会生活基本調査」のミクロデータを利用すれば可能であるが、そのような先行研究はない。ただし、坂田・栗原(2010)、栗原(2010)は、子どもの行動と親の行動を15分毎にクロス集計し、さらに一緒にいた人の情報を使って、親と子が一緒に行動したか否かも集計し、独自の統計図で結果を表現した。主行動と同時行動・一緒にいた人

のクロス集計を試みようとする本稿の分析視角を先取りした研究である。

「社会生活基本調査」以外では、独自に生活時間調査を実施し、そこで同時行動や一緒にいた人について集計分析した研究がある。1980～2005年にかけて東京都世田谷区で実施された生活時間調査結果に基づいた諸研究（伊藤他1984，伊藤・天野編1989，大竹1997，伊藤他2005，天野他2008，水野谷2007，水野谷2008），1972・1991・2013年に愛媛県松山市で実施された生活時間調査結果に基づいた諸研究（経済企画庁1975，矢野編1995，平田2014，水野谷2016）である。その中で，天野他（2008），水野谷（2007，2008，2016）において主行動と同時行動あるいは一緒にいた人のクロス集計が試みられたが，集計は部分的であり，また小規模調査による事例的研究にとどまっていた。

3. 分析方法

「拡大育児時間」を次の3つの時間，すなわち(i)主行動として行われる育児時間，(ii)同時行動として行われる育児時間，(iii)育児以外の行動で子どもと一緒に行われている時間，の合計時間と定義し，(i)～(iii)それぞれについて平均時間を集計する。その際に，乳幼児（末子の年齢が6歳未満）を持つ夫妻に集計対象を限定する。育児で忙しいと思われる世帯類型に限定することで，育児時間の多面性がより明確に現れると考えたからである。乳幼児を持つ夫妻の育児時間が本研究の焦点ではあるが，夫妻の1日の生活は育児以外の様々な行動とともに構成されているので，育児時間だけを取り出すのではなく，「育児」以外の行動についても集計する。集計する行動分類については，細かすぎると主行動と同時行動の組み合わせ表の読み取りが困難になるので，「社会生活基本調査」の大分類²⁾で集計する。

使用するデータは，総務省統計局「社会生活基本調査」（2011年調査）の「調査票B」の

調査票情報である。同時行動や一緒にいた人の詳細情報は調査票Bでのみ調査されている。本稿の独自性として，(ii)と(iii)を集計するために，「主行動」と「同時行動」，「主行動」と「一緒にいた人」というように，2つの要素を組み合わせた平均時間及び時間別行動者率のクロス集計を試みる。そのためには生活行動の最小単位である15分毎に，「主行動」，「同時行動」，「一緒にいた人」を適宜掛け合わせたクロス集計が必要になる。このような集計表は公表されている統計表にはないので，調査票情報を利用し，独自に集計する。なお，「先行研究」で触れたように，国内外の先行研究において管見では，主行動を同時行動や一緒にいた人と組み合わせる集計し，それをわかりやすい統計図表で表現する方法は確立されていない。その意味で以下に示す集計結果は1つの新たな試みであり，今後さらに改善されたり，別なアイデアが提案されることが期待される。

本稿では生活時間調査における同時行動や一緒にいた人に注目するが，それらの測定には難しさが伴う。同時行動については，主行動と同時行動の区別は日常生活において明確に意識されているのか，回答負担の大きい生活時間調査において実際の同時行動が正確に回答されているのか等は検討を要する³⁾。一緒にいた人についても調査回答者の感覚に委ねられているので，回答者によってとらえ方が異なりうる。また，本稿においては子どもだけと一緒にいたのか，子どもと配偶者と一緒にいたかの区別をつけていない。本人が子どもとだけ一緒にいた場合，子どもを気にする程度は重い，子どもと配偶者が一緒にいる場合には，配偶者が子どもを世話している可能性が高いので，本人が子どもを気にかける程度も軽くなるだろう。この点では育児を過大に評価している可能性が高い。このような難点があるという意味で，本稿の「拡大育児時間」の集計結果はあくまでも推計値で

ある。

4. 集計結果

ここでは(i)～(iii)の集計結果を順に示し、最後に(i)～(iii)の合計時間である「拡大育児時間」の推計値を求める。ただし、紙面が限られているので、(i)～(iii)については主に平日(月曜～金曜)の結果をだけを示す。土曜日や日曜日は平日と異なり、その差異について検討することは重要であるが、本稿では割愛する。

4.1 主行動として育児時間

表1は主行動の種類別に総平均時間・行動者率・行動者平均時間の3指標を示している。この集計方法は生活時間統計の代表的な指標であり、「無償労働(育児)」の総平均時間(白抜き数字)が「拡大育児時間」の(i)の集計に対応する。

総平均時間とは各人が当該行動に費やした時間の合計を総人数で割ったもので、対象者1人当たりの平均時間である。1日は1440分なので総平均時間の各行動時間を合計すると1440分になる。行動者平均時間とは分子は総平均時間と同じだが、分母が当該行動を行った人の合計になる。また、行動者率とは、当

該行動を15分(行動時間の記録に対して回答者に求められる最小単位時間)以上した人の人数を総人数で割ったものである。「睡眠」のようにほとんどの人が1日の中で必ず行動するものは総平均時間と行動者平均時間がほぼ等しくなり、行動者率も100%に近くなるが、男性の「家事」のように1日の中で家事を全くしない男性が多い場合、行動者率が低くなり、総平均時間も短くなるが、行動者平均時間は総平均時間よりもだいぶ長くなる。このように3指標をみることで各行動について少し詳しい様子を知ることが出来る。

表1をみると、これまで多く指摘されてきたアンバランス、つまり夫の長時間の有償労働及びごく短時間の無償労働と、妻の短い有償労働及び長い無償労働を確認することができる。「有償労働」は「仕事」と「通勤」で主に構成される分類だが、行動者平均時間でみると夫は682分=11時間22分で、1日のほぼ半分に達する水準であり、睡眠や食事などの生理的に必要な時間を差し引いてしまえば、無償労働をふくめたその他の行動に充てられる時間は自ずと短くなる。これはあくまでも「平均」であることを考え合わせれば、日本における男性の長時間労働が夫妻の生活をアンバランスにしていることが明らかである。乳

表1 行動の種類(主行動)、末子が6歳未満の夫妻別生活時間3指標、平日、2011年

(単位:分, %)

	夫			妻		
	総平均時間	行動者率	行動者平均時間	総平均時間	行動者率	行動者平均時間
有償労働	643	94%	682	145	34%	424
無償労働(育児以外)	22	27%	80	280	99%	283
無償労働(育児)	24	27%	87	196	95%	207
学業、学習・自己啓発・訓練	1	2%	63	4	3%	155
個人的ケア	615	100%	615	654	100%	654
自由時間	118	80%	148	143	86%	166
その他	17	27%	62	17	40%	44
合計	1440			1440		

出所:総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

幼児を抱えた夫妻にとって育児や家事をふくめた無償労働をどうやりくりするかが一大事であるが、夫妻のアンバランスはこの無償労働に典型的に現れている。夫の「無償労働」は育児と育児以外の行動にかかわらず、総平均時間が20分台、行動者率は約3割である。言い方を変えれば約7割の夫は「無償労働」をしていない。この事実の裏返しとして、妻の「無償労働」の行動者率はほぼ100%で、総平均時間も育児以外に約4時間半、育児に約3時間を費やしている。もちろん、夫の多くがフルタイムで働いているのに対して、妻の中にはパートや無業者が多くふくまれているという違いはあるものの、それを割り引いても余りにも大きすぎるアンバランスである。

4.2 主行動と同時行動を組み合わせた総平均時間

育児は同時行動としても行われる。また、同時行動ということは何らかの主行動が伴っているので、主行動と同時行動を組み合わせて把握することが有効である。にもかかわらず従来の研究ではこの視点が十分でなく、またこの組み合わせの結果を適切に表現する手法の開発も不足していた。そこで、主行動と同時行動を掛け合わせた集計結果を表2に示す。

表の見方を簡単に説明したい。まず、この表は総平均時間の集計結果なので、表の一番右下の合計欄には1日の合計時間=1440分が入る。また、主行動の合計欄（行合計）の値は表1の総平均時間と一致する。同時行動の

表2 主行動の種類、同時行動の種類、末子が6歳未満の夫妻別総平均時間、平日、2011年

(単位：分)

夫		同時行動								合計
		同時行動なし	有償労働	無償労働(育児以外)	無償労働(育児)	学業、学習・自己啓発・訓練	個人的ケア	自由時間	その他	
主行動	有償労働	638	0	0	0	0	1	4	0	643
	無償労働(育児以外)	20	0	1	0	0	0	1	0	22
	無償労働(育児)	18	0	0	0	0	1	5	0	24
	学業、学習・自己啓発・訓練	1	0	0	0	0	0	0	0	1
	個人的ケア	592	0	0	1	0	0	21	0	615
	自由時間	112	0	0	1	0	1	4	0	118
	その他	16	0	0	0	0	0	1	0	17
	合計	1396	0	1	3	0	4	36	0	1440

妻		同時行動								合計
		同時行動なし	有償労働	無償労働(育児以外)	無償労働(育児)	学業、学習・自己啓発・訓練	個人的ケア	自由時間	その他	
主行動	有償労働	142	0	0	0	0	0	3	0	145
	無償労働(育児以外)	237	0	8	8	0	1	26	0	280
	無償労働(育児)	168	0	3	2	0	1	22	0	196
	学業、学習・自己啓発・訓練	4	0	0	0	0	0	0	0	4
	個人的ケア	618	0	3	6	0	0	27	0	654
	自由時間	130	0	2	5	0	1	5	0	143
	その他	17	0	0	0	0	0	1	0	17
	合計	1316	0	16	22	0	3	83	0	1440

出所：総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

合計欄（列合計）の値は各行動別の同時行動の総平均時間である。

具体的な数値を例にとると、妻の主行動の「無償労働（育児）」の総平均時間は196分であるが、そのうち同時行動を伴わなかったのは168分、「無償労働（育児以外）」をしながらは3分、「無償労働（育児）」をしながらは2分⁴⁾、「個人的ケア」をしながらは1分、「自由時間」をしながらは22分となり、表を横にみることで、主行動と組み合わせられた同時行動の内訳の時間がわかる。次に表を縦にみれば同時行動の視点でどの主行動と一緒に行われたかがわかる。妻の「無償労働（育児）」の同時行動時間は合計22分であるが、このうち「無償労働（育児以外）」を主行動とした時間が8分、「個人的ケア」を主行動とした時間が6分、等々となる。表2の白抜き数字が「拡大育児時間」の定義(ii)に対応する。

主行動と同時行動の組み合わせの中で多いのは夫妻ともに「自由時間」をしながら主行動として「個人的ケア」をしている場合である（夫21分、妻27分）。これは典型的にはテレビ等のメディアを視聴しながら主行動として飲食をしている状況であると推測される。ただし、妻においては「自由時間」をしながらの主行動としての「無償労働」が夫に比べて格段に長い（「無償労働（育児以外）」に26分、「無償労働（育児）」に22分）。また、妻において「自由時間」に次いで同時行動が多いのは「無償労働」であった。この「無償労働」の同時行動との組み合わせで多い主行動は「無償労働（育児以外）」である。つまり、主行動として家事をしながらも別の種類の家事あるいは育児を同時にこなしている妻の状況が推測できる。

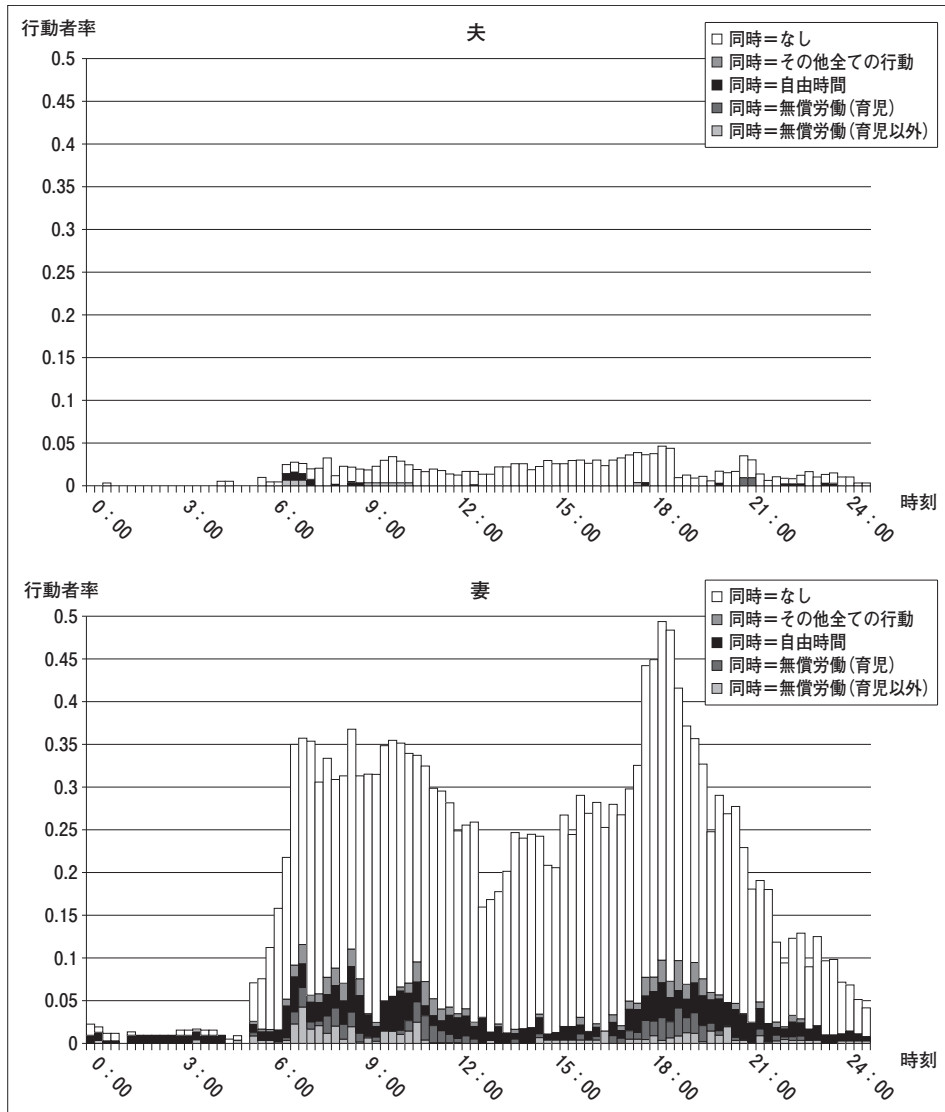
4.3 主行動と同時行動を組み合わせた時間帯別行動者率（主行動が「無償労働（育児以外）」の場合）

さらに、主行動と同時行動の組み合わせは

時刻別の行動者率をみることで理解が進む。例えば、主行動として「無償労働（育児以外）」をしながらどの種類の同時行動をしているのかについて時刻別に表現したのが図1である。夫に比べて行動率が圧倒的に高い妻を例に説明したい。まず図の見方として、各時刻における棒グラフの頂点が、主行動として「無償労働（育児以外）」を行った妻の割合で、ピークの時間帯は18:00前後の約50%と読める。棒グラフの頂点の高さだけをみたのが時間帯別行動者率グラフで、これは従来からよく集計されてきた方法である。図1ではさらに、主行動として行われた「無償労働（育児以外）」の行動者率のうち、同時に行われた行動の内訳がわかるように色分けした。主行動と同時行動を組み合わせた時間帯別行動者率の作成は従来研究にはない新しい試みである。全体として「同時行動＝なし」が多いが、主行動として「無償労働（育児以外）」を行った割合が高い朝夕には同時行動の行動率も高くなる傾向がある。また、同時行動の内容としても様々であり、忙しい朝夕に家事をしながら育児や家事やメディア視聴など様々な同時行動をしている妻の様子がうかがえる。

4.4 主行動と「一緒にいた人」を組み合わせた総平均時間

夫妻は一緒にいる乳幼児に目を配りながらも別な行動をこなすが、例えば子どもに何か異変があれば直ぐに様子を見に行ける状態であることからわかるように、このような行動は実質的に子どもを見守っているという意味で育児に準ずる行動とみなしうる⁵⁾。「社会生活基本調査」では主行動をしたときに「一緒にいた人」⁶⁾についても調査しているので、主行動と「一緒にいた人」を組み合わせで総平均時間を集計したのが表3である。白抜き数字が「拡大育児時間」の定義(iii)にほぼ対応する。完全に対応しないのは、定義(iii)の時間の中に定義(ii)の時間が含まれているからであ



出所：総務省「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

図1 同時行動の種類，時間帯，末子が6歳未満の夫妻別「無償労働（育児以外，主行動）」の行動者率，平日，2001年

る。このダブルカウントの修正は次節で取り扱う。

表の見方として注意が必要なのは「一緒にいた人」の選択肢が複数回答可であるという点である。したがって「子」の列の値には、「子」だけが一緒にいた場合と、その他にも誰かがいた場合、例えば「子」と「配偶者」がいた場合などが混在する。なお、複数回答なの

で行を合計することには意味がないので、参考値として表1の主行動の総平均時間を再掲した。

混在した値という前提ではあるが、子どもと一緒にいた時間として「子」の列に注目すると、夫にくらべ妻がかなり多くの時間を子どもと一緒に行動していることがわかる。「無償労働（育児）」を除くと全体で夫が132

分、妻が454分である。その中で妻で多い行動は「無償労働（育児以外）」の192分である。つまり子どもにも目配りしながら家事をこなしている状況である。夫で多いのは「個人的ケア」の73分である。これは主に、子どもと一緒に食事をした時間に相当するものと推測される。

4.5 主行動と一緒にいた人を組み合わせた時間帯別行動者率（主行動が「無償労働（育児以外）」の場合）

表3では子どもと一緒にいながら行った主行動の1日の合計時間がわかるが、時間帯別の様子はわからない。そこで主行動が「無償労働（育児以外）」を例にとって、時間帯ごとに「一緒にいた人」の内訳がわかるように色分けしたのが図2である。図の見方としては、図1と同様で、図2は「一緒にいた人」の内

訳を色分けした。ただし、「一緒にいた人」は複数回答可なので、重複をさけるために、「一人」、「子」、「その他」の3分類とした。

妻についてみると、すべての時間帯で子どもと一緒にいる様子がうかがえるが、朝方よりも夕方の方が子どもと一緒にいる割合が高い。行動者率は非常に低いが同じことは夫にも言える。朝方は子どもが寝ている間、あるいは子どもを幼稚園や保育園に預けた後に一人で家事をすることが多いが、夕方は子どもがいることが多いので、子どもという割合が高くなっていると推測される。

5. 「拡大育児時間」の推計

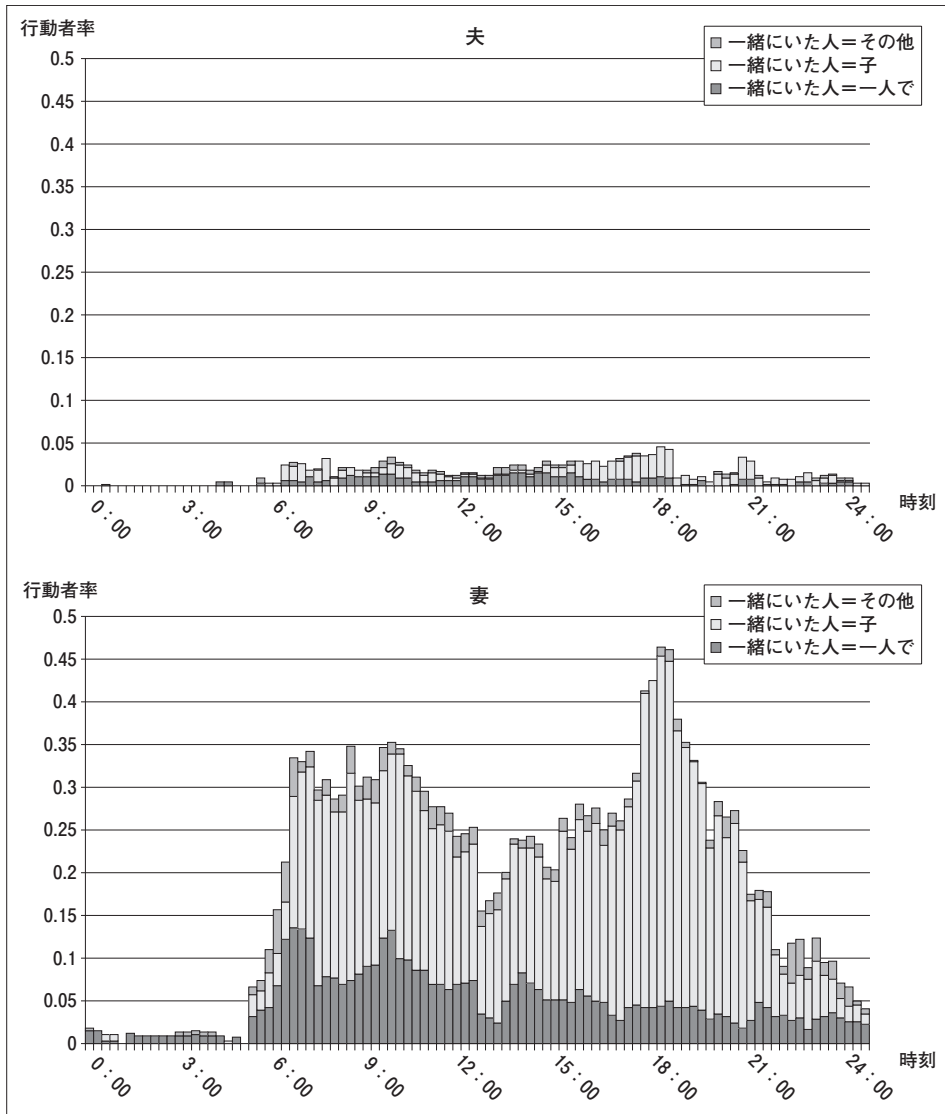
これまで、「拡大育児時間」の定義(i)～(iii)に関わる集計結果を示しつつ、育児だけでなく他の行動もふくめた生活全体の時間配分について主行動、同時行動、一緒にいた人別に考

表3 行動の種類（主行動）、一緒にいた人、末子が6歳未満の夫妻別総平均時間、平日、2011年
(単位：分)

夫		一緒にいた人（複数回答可）							参考（再掲） 総平均時間
		一人で	父	母	子	配偶者	その他の家族	学校・職場・その他の人	
主行動	有償労働	147	4	3	3	3	0	487	643
	無償労働（育児以外）	7	0	1	12	10	1	1	22
	無償労働（育児）	0	0	1	23	15	1	1	24
	学業、学習・自己啓発・訓練	1	0	0	0	0	0	0	1
	個人的ケア	486	3	5	73	80	10	39	615
	自由時間	42	1	1	43	57	5	13	118
	その他	10	0	0	2	3	0	3	17
合計		694	8	10	155	168	17	544	1440

妻		一緒にいた人（複数回答可）							参考（再掲） 総平均時間
		一人で	父	母	子	配偶者	その他の家族	学校・職場・その他の人	
主行動	有償労働	18	0	0	4	3	0	121	145
	無償労働（育児以外）	67	3	7	192	48	12	5	280
	無償労働（育児）	2	2	4	192	27	8	12	196
	学業、学習・自己啓発・訓練	3	0	0	0	0	0	0	4
	個人的ケア	484	4	7	150	48	9	13	654
	自由時間	25	2	5	98	41	7	19	143
	その他	3	0	1	10	3	1	1	17
合計		604	11	24	646	170	36	171	1440

出所：総務省「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計



出所：総務省「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

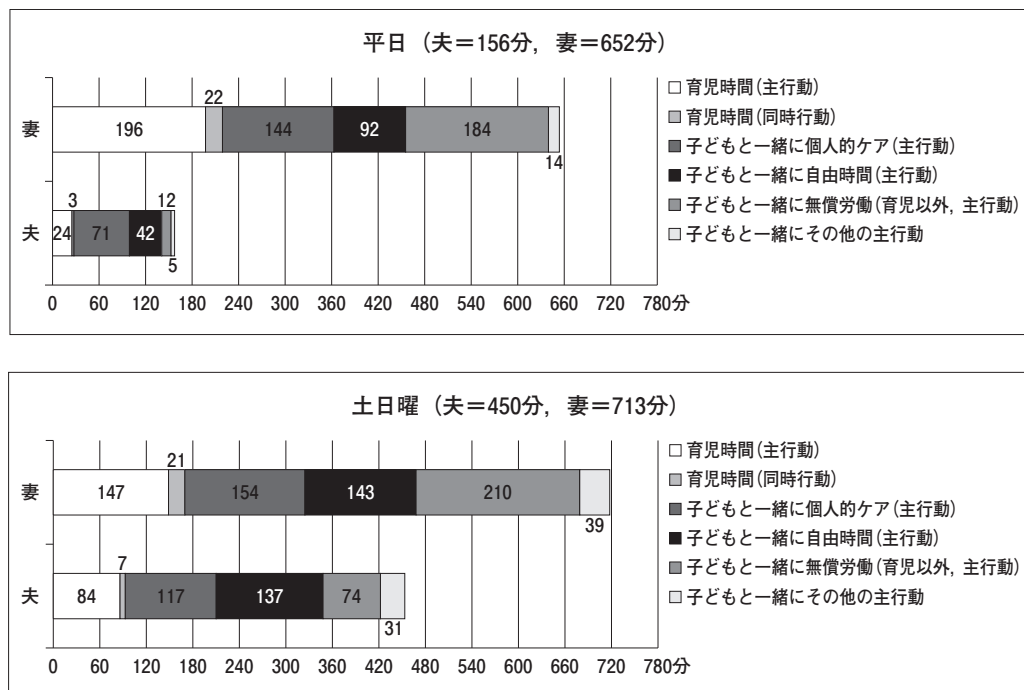
図2 一緒にいた人の種類、時間帯、末子が6歳未満の夫妻別「無償労働（育児以外、主行動）」の行動者率、平日、2001年

察した。ここでは、定義(i)～(iii)に対応する値を取り出し、それを足し合わせることで「拡大育児時間」を推計する。

ただし、単純に足し合わせると定義(ii)と(iii)の間にダブルカウントが発生してしまう。例えば、定義(ii)で同時行動として育児をしながら主行動で「自由行動」をした場合の時間は、(iii)で子どもと一緒にいながら主行動として

「自由行動」をした場合の時間に含まれている可能性が高い。「拡大育児時間」としては(iii)の値から(ii)の値を引いた(iii)'を採用し、「拡大育児時間」の推計値としては(i)+(ii)+(iii)'とする。

平日と土曜のそれぞれに推計した結果が図3である。平日の「拡大育児時間」は夫156分、妻652分、土曜は夫450分、妻713分で



出所：総務省「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

図3 末子が6歳未満の夫妻、平日・土曜別「拡大育児時間」(総平均時間)，2011年

ある。従来の育児時間として認識されていた定義(i)の部分，つまり主行動としての育児に加えて，育児に準ずる定義(ii)と(iii)にまで拡大した時間が夫妻ともにかなり存在し，中でも子どもと一緒にする主行動時間が大部分を占めている。また，土曜日に有償労働時間が少なくなることから，平日よりも土曜の方が「拡大育児時間」が長くなっている。ただし定義(i)については，妻の時間が平日よりも土曜で減り，夫のそれが平日よりも土曜で増える関係にあったが，「拡大育児時間」でみると，その関係が崩れ，妻の時間は平日よりも土曜の方が長くなってしまっている。定義(i)だけでみれば，妻の育児時間が土曜に多少軽減され，その分，夫の育児参加が増えるという関係である。しかし「拡大育児時間」でみると，夫の育児参加が平日よりも得られているものの，妻の土曜の育児は平日よりも軽減されているとは言えない可能性が

あり，曜日にかかわらず育児に奮闘しつづけている妻の様子がうかがえる。

6. 結論と今後の検討課題

本稿では，主行動としての育児時間だけでなく，同時行動としての育児時間や子どもと一緒にいた夫妻の活動時間に注目することによって「拡大育児時間」を推計した。本稿の結論として2点を指摘したい。

第1に，「拡大育児時間」は主行動としての育児時間を大幅に超え，その内容も多面的であるということである。したがって，従来の育児時間として認識されてきた主行動としての育児時間は，それだけをもって育児時間とするにはあまりにも一面的に過ぎると言わざるを得ない。まず，相対的に短い時間ではあるが，同時行動としての育児時間があり，それは特に妻の無償労働（育児以外）との組み合わせで多く行われていた。そして子どもと

一緒にする各種行動時間がかなり存在する。各種行動のうち妻の「無償労働（育児以外）」に注目すると、その大半が子どもと一緒に行為れており、この行動がピークを迎える夕方ほど子どもと一緒にいることが多い。このように多様な育児時間を足し上げた「拡大育児時間」でみると、妻の場合、土曜日にいたってはそれが半日を占める。残りの半日の多くを睡眠などの生理的な時間に費やす必要があることを考えれば、1日中、育児に関わっている状態であるが、むしろ乳幼児を持つ妻にとってはこの方が育児時間の感覚に近いと思われる。

第2に、「拡大育児時間」における夫妻差が大きいということである。夫妻の就業形態の違いを勘案してもなお、夫の家事や育児への参加が非常に低いことはすでに指摘されて久しい。ただし、そこで参照されてきた育児時間は主行動としての育児時間である。主行動としての育児時間に上乗せされた「拡大育児時間」でみると、夫の上乗せもあるが、それ

を大きく上回る妻の上乗せがあり、結果的に「拡大育児時間」全体での夫妻差は非常に大きい。さらに、妻の「拡大育児時間」は平日よりも土曜日の方が長く、曜日を問わず妻の育児負担が大きいことを示すものである。妻に偏った育児負担の改善は男女共同参画社会の実現に向けた大きな課題の1つである。この検討において重要な基礎指標となる育児時間について、その多面的な把握に資する「拡大育児時間」の視点は欠かせない。

最後に今後の検討課題について触れたい。まず、「分析方法」でも言及したように、同時行動や一緒にいた人の測定方法の問題がある。これは育児以外の行動にも関わるので、生活時間調査の設計問題として取り組むべき大きな課題である。また、育児時間は夫妻の就業状況や利用している保育サービスの種類によって影響を受けるが、本稿ではこれらを区別できなかった。これらの要因を考慮した分析は今後の検討課題としたい。

謝辞

本稿は、2015年度東京大学社会科学研究所課題公募型共同研究（二次分析研究会）「わが国における就業と生活行動との関連性についての多角的研究」（研究代表者：伊藤伸介（中央大学））における研究成果の一部を発表するものである。本研究において使用した「社会生活基本調査」の調査票情報は、統計法第33条に基づき提供を受けたものであり、本稿で作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を独自集計したものである。記して関係各位に御礼申し上げたい。

注

- 1) 正確には、子どもが物理的にそばにいる場合と、そばにいないとも、子どもの要求にすぐに応えられる状況も含まれるとATUSでは想定されている（Drago 2009：35）。
- 2) 「社会生活基本調査」の大分類は7大分類で、育児は「無償労働」に含まれる。本稿では育児時間に注目したいので、「無償労働」を「無償労働（育児以外）」と「無償労働（育児）」に分けて集計した。
- 3) 同時行動の測定問題についてはすでにSzalai編（1972：673-674）で言及されている。また、Schneider（2006）では、日記式調査による同時行動の過大・過小推計の可能性について言及している。
- 4) 「育児」しながら「育児」というのは、子どもが複数人いて、同時に複数人の子どもに対して「育児」する場合、例えば公園で上の子どもが遊んでいるのを見守りながら、下の子どもに食事を与えることなどが考えられる。
- 5) 本稿の「先行研究」でふれたATUSでは、子どもがそばにいた時間（secondary childcare）を別途、集計・公表している。

- 6) 「社会生活基本調査」における「一緒にいた人」の定義は、「普通に会話ができる程度の距離にいる場合をいう。ただし、近く知っている人が誰もいない場合や睡眠中は「一人で」としている」となっている。

参考文献

- 天野晴子・水野谷武志・齊藤ゆか・粕谷美砂子・松葉口玲子・伊藤純 (2008) 「東京都世田谷区在住雇用労働者夫妻の生活時間：2005年調査 — 調査方法および主行動・同時行動の結果の考察」天野晴子編『生活時間調査による新家事労働の実態把握とアンペイド・ワークの社会的評価方法の開発』（平成16～19年度科学研究費補助金・基盤研究(c)研究成果報告書）
- 伊藤セツ・天野寛子・森ます美・大竹美登利 (1984) 『生活時間：男女平等の家庭生活への家政学的アプローチ』光生館
- 伊藤セツ・天野寛子編 (1989) 『生活時間と生活様式』光生館
- 伊藤セツ・天野寛子・天野晴子・水野谷武志編 (2005) 『生活時間と生活福祉』光生館
- 大竹美登利 (1997) 『大都市雇用労働者夫妻の生活時間にみる男女平等』近代文芸社
- 栗原由紀子 (2010) 「世帯員間相互マッチングによる家族の同一・非同同行動の推計：社会生活基本調査マイクロデータを用いて」『研究所報』法政大学日本統計研究所, No. 39 (社会生活基本調査とその利用), pp.89-137
- 経済企画庁国民生活局国民生活調査課編 (1975) 『生活時間の構造分析：時間の使われ方と生活の質』大蔵省印刷局
- 坂田幸繁・栗原由紀子 (2010) 「世帯員間同時分布モデルと生活時間分析の方法：社会生活基本調査の2次利用をめぐる」『研究所報』法政大学日本統計研究所, No. 39 (社会生活基本調査とその利用), pp.67-88
- 総務省統計局編 (2013) 『平成23年社会生活基本調査報告 第8巻 詳細行動分類による生活時間編 (調査票B)』総務省統計局
- 平田道憲 (2014) 「生活時間配分からみた行動場所と同席者の40年間の変化」『広島大学大学院教育学研究科紀要 第二部 (文化教育開発関連領域)』第63号, pp.317-325
- 水野谷武志 (2007) 『小規模パネル調査による雇用労働者夫妻の生活時間研究』（2004～06年度科学研究費補助金・若手研究B・研究成果報告書）
- 水野谷武志 (2008) 「主行動・同時行動についての新しい集計および分析の試み：東京都世田谷区在住雇用労働者夫妻の生活時間調査から」『北海学園大学経済論集』Vol. 55, No. 4, pp.71-86
- 水野谷武志 (2016) 「松山市生活時間調査からみた正社員の有償労働と生活時間：同時行動・行動場所・時間帯の分析」『北海学園大学経済論集』第63巻, 第4号, pp.71-91
- 矢野真和編 (1995) 『生活時間の社会学：社会の時間・個人の時間』東京大学出版会
- Bianchi, S.M., Robinson, J.P. and Milkie, M.A. (2006), *Changing rhythms of American family life*, New York, NY: Russell Sage Foundation.
- Craig, L. (2006), "Children and the revolution: A time-diary analysis of the impact of motherhood on daily workload", *Journal of Sociology*, 42(2), pp.125-143.
- Drago, R. (2009), "The parenting of infants: a time-use study", *Monthly Labor Review*, October, pp.33-43.
- Gershuny, J. (2009), "Harvey's hypercodes and the "Propogram": More than 24 hours per day?", *electronic International Journal of Time Use Research*, 6(2), pp.193-199.
- Harvey, A.S. et al. (1984), *Time budget research: an ISSC workbook in comparative analysis*, Frankfurt: Campus.
- Hill, M.S. (1985), "Patterns of time use", in Juster, F.T. and Stafford, F.P. (eds.), *Time, goods and well-being*, Ann Arbor, MI: Survey Research Center, Institute for social research, The University of Michigan Press.
- Ironmonger, D. (2004), "Bringing up Bobby and Betty: The inputs and outputs of childcare time", in Bittman, M. (eds.), *Family Time: The social organization of care*, London/New York: Routledge.

- Michelson, W.M. (2005), *Time use: expanding explanation in the social sciences*, Boulder, CO: Paradigm Publishers.
- Offer, S. and Schneider, B. (2010), "Multitasking among working families: A strategy for dealing with the time squeeze", in Christensen, K. and Schneider, B. (eds.), *Working flexibility: Realigning 20th-Century jobs for a 21st-Century workplace*, Ithaca, NY: ILR Press.
- Offer, S. and Schneider, B. (2011), "Revisiting the gender gap in time-use patterns: Multitasking and well-being among mothers and fathers in dual-earner families", *American Sociological Review*, 76(6), pp.809-833.
- Sayer, L.C. (2007a), "Gender differences in the relationship between long employee hours and multitasking", *Research in the Sociology of Work*, 17, pp.403-435.
- Sayer, L.C. (2007b), "More work for women?: Trends and gender differences in multitasking", in Van der Lippe, T. and Peters, P. (eds.), *Competing claims in work and family life*, Cheltenham/Massachusetts: Edward Elgar.
- Schneider, B. (2006), "In the moment: The benefits of the experience sampling method", in Pitt-Cat-soupes, M. et al. (eds.), *The work and family handbook: Multi-disciplinary perspectives and approaches*, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Statistics Sweden (2007), Harmonised European Time Use Survey: General Description.
- Stewart, J. and Allard, M.D. (2016), "Secondary Child Care in the ATUS: What Does It Measure?", in Kalenkoski, C.M. and Foster, G. (eds.), *The Economics of Multitasking*, NY: Palgrave Macmillan.
- Szalai, A. (eds.) (1972), *The Use of Time: Daily Activities of Urban and Suburban Populations in Twelve Countries*, Mouton: The Hague/Paris.

Extended childcare time for married couples with infants

Takeshi MIZUNOYA*

Summary

The purpose of this paper is to define 'extended childcare time' as total time of (i) childcare as main activity, (ii) childcare as simultaneous activity and (iii) various 'with-child' activities, to estimate extended childcare time for married couples with infants and to clarify various aspect of childcare. Using the Survey on Time Use and Leisure Activities in 2011, extended childcare time is computed by cross tabulations between main activities and simultaneous activities and between main activities and with-child activities. Extended childcare time on weekdays (weekends) was 156 (450) minutes for husbands and 652 (713) minutes for wives, while childcare time as main activity was 24 (84) minutes for husbands and 196 (147) minutes for wives. In conclusion, various aspects of childcare are revealed in terms of combinations among main, simultaneous and with-child activities. In addition, the wife's disproportional childcare burden compared to their husbands is confirmed since both childcare time as main activity and extended childcare time for wives are quite longer than those for husbands.

Key Words

Child care time, time use, simultaneous activity, with-child activity, Survey on Time Use and Leisure Activities

* Hokkai-Gakuen University, Faculty of Economics
4-1-40 Asahimachi, Toyohira, Sapporo 062-8605 Japan
e-mail : mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp

日本経済の金融化に関する検討

― 産業資本の性格の変化に注目して ―

田添篤史*

要旨

本稿では、産業資本の性格が金融を重視する形に変化したという意味での金融化が日本経済において進展しているかという点について、金融資産の増大の意味、金融的収益のキャッシュフローに占める比率の増加は何によって引き起こされているのか、および研究開発の側面から検討した。金融資産の中で増加しているものは固定資産としての株式であり、株式市場が低迷する時期であっても増加している。この点からすると短期的な収益目的ではなく、事業としての支配を目的としたものであるといえる。長期的成長にとって重要な研究開発に対しては、長期的に増大させており、売上高が低下した時期であっても一定額の支出が続けられている。この点からすれば現在の日本での金融化現象は、国際的な機能分割の反映であり産業資本の性格の変化によるものではないといえる。

キーワード

日本経済、金融化、実証分析

I はじめに

現代の経済を論じるにあたって1つの論点をなしているのが金融化である。高田(2015)は「金融化」に関する多様な定義をまとめているが、そこにあるように金融化の論点は多様なものを含んでおり、金融化の現代経済への影響の論じ方も多岐にわたる。そのため現在においても金融化について統一的な定義は得られていない¹⁾。

Orhangazi(2008)は金融化について、金融経済のレベルでの定義である「金融市場、金融取引、および金融機関の規模と重要性の増大」というものと、経済システム全体に関わ

る「非金融企業セクターにおける金融的投資と金融的収益の増大、企業経営に対するプレッシャーの高まり」という定義を与えている。金融化をめぐる多様な論点の中で、資本主義を歴史的な一段階ととらえ、その歴史的役割を重視する立場からは、Orhangaziの二つの定義に関わる、非金融企業セクター(産業資本)の性格の変化に焦点をあてることが重要である。日本経済を対象として、産業資本の行動の変化という観点から金融化について検討を行ったものとして、ポストケインジアン²⁾の立場からは西(2012)、嶋野(2015)(2016)、マルクス派の立場からは小西(2014)(2016)がある。嶋野は「株主価値指向」の浸透が、大企業においては長期的成長志向を弱め、資本蓄積率²⁾に負の影響を与えているという結論を導いている。西は、金融資産の総

* 院生会員、京都大学経済学研究科
〒606-8501 京都市左京区吉田本町
e-mail: azusavantage177@gmail.com

資産に占める割合、キャッシュフローに占める金融的収益、支出の割合などを検討し、アメリカにみられるような全面的な「金融化」は日本では進んでいないとする。小西は実物資産³⁾の蓄積の停滞と、金融資産の増加を統計的に示し、「金融化」の根底には実物資産の蓄積の停滞⁴⁾によって過剰化した貨幣があること、また、企業の収益は金融に依存するようになっている、としている。

このように日本経済において産業資本の性格の変化が生じているのかについては意見の一致をみていない。本稿ではこの問題について二つの観点から検討を加える。一つ目は産業資本の資産構成の面からである。小西では資産構成に占める金融資産の増加が金融化を示すものとしているが、金融資産といってもその保有目的は多様である。本稿では近年の金融資産の増大をより細かくみることで、この増大が産業資本の性質の変化を意味するのかについて検討する。二つ目は金融的収益の比率の増大および資本蓄積の停滞の観点である。近年、金融的収益がキャッシュフロー全体に占める比率が上昇しており、それには資本蓄積の停滞が大きな影響を及ぼしている。資本蓄積の停滞は金融化論で主要なテーマとなっているが、金融的収益がキャッシュフローに占める比率の増大という金融化現象の別の特徴を導いているという点でも資本蓄積の停滞は重要である。しかしながら現代の企業活動のグローバル化の進展という事実を踏まえれば、日本国内における資本蓄積の停滞を産業資本の性格の変化に直接結びつけることは誤りである。産業資本が金融活動に重点を置くようになった場合に資本蓄積の低下がみられることは確かであるが、国内においては研究開発拠点を残し、海外において生産を行っている、あるいは生産を委託するという国際的な機能配置の結果としても日本国内での資本蓄積の停滞は生じる。このどちらが原因であるかによって日本国内における資本蓄積の停

滞を持つ意味は異なる。本稿ではこの点について先行研究が触れていない研究開発の側面に注目して検討し、資本蓄積の停滞は企業が金融的収益を重視するようになった結果生じたものであるかについての検討を行う。

本稿は次のように構成される。第Ⅱ節では産業資本の性格が変化していることの根拠の一つとされてきた、金融資産の増大について検討する。第Ⅲ節では2000年代後半になると、キャッシュフローに占める金融的収益の比率が増大していること、およびその原因は減価償却費の低下にあることを示す。減価償却費の低下は資本蓄積の停滞の反映であり、金融的収益の比率が増加することは、日本国内における資本蓄積の停滞を別の形で反映したものである。第Ⅳ節ではこの資本蓄積の停滞が、産業資本の性格の変化によって引き起こされたものであるかを、研究開発費の推移をみることで検討する。第Ⅴ節はまとめである。

Ⅱ 金融資産増加の意味

本節では、先行研究が現在の日本において金融化が進展している根拠とする金融資産の増加という点について検討を行う。先行研究が示しているように金融資産が増加しているのは事実であるが、単に量的に増加しているというだけでは産業資本の性格が変化したとはいえない。例えば株の取得といっても、それが経営の支配を目的としたものか、あるいはキャピタルゲインを狙った投機的なものであるかによって意味は異なる。そのため量的な検討に留まるのではなく、より細かな資産構成をみる必要がある。資産における質的な差としては固定資産と流動資産の違いが存在している⁵⁾。流動資産は正常な営業循環の中にあるか、または1年以内に換金可能なものであり、固定資産は1年を超えて利用される資産と1年以内に換金することを目的としないものである⁶⁾。両者は性質に違いがあ

るため区分する必要がある⁷⁾。以下では、第1小節において、同一の統計を使用しながら金融資産の動態について逆の結論を導いた小西(2014)(2016)と西(2012)を比較し、結論が異なる理由は固定資産を考慮するかどうかによるものであることを示す。そのうえで第2小節において、金融資産の増加の主因である固定資産の内訳をさらに詳しくみることで、金融資産の増加の意味を明らかにする。

Ⅱ-1 金融資産の総資産に占める比率に対する固定資産の影響

法人企業統計を使用して金融資産の増加を示したものとして小西(2014)(2016)がある。これに対して西(2012)では同じく法人企業統計を使用しながら、企業の総資産に占める「金融資産」の割合は通時的に低下しているという反対の結論を導いている。同一の統計を使用している以上、この結論のちがいは主として両者の「金融資産」の定義の違いによ

表1 小西および西における金融資産の定義

小西における金融資産	株式(流動資産・固定資産), 公社債(流動資産・固定資産), その他の有価証券(流動資産・固定資産)
西における金融資産	現金・預金(流動資産), 株式(流動資産), 公社債(流動資産), その他の有価証券(流動資産), 売掛金(流動資産), 受取手形(流動資産)

注：いずれも『法人企業統計』の項目名である。

るものである。両者の定義を表1にまとめた。使用している項目も異なっているが、最大の違いは、西は流動資産のみを見ているのに対して、小西は固定資産も含んでいる点である。この点をみるために西における金融資産の定義を、固定資産を含んだ場合に拡張したものを金融資産とみなした場合に、総資産に占める比率はどのように変化するかをみる。この場合は表1に示した西の定義に、株式(固定



図1 広義の金融資産の総資産に対する比率

- (1) 『法人企業統計』を基に作成した。
- (2) 広義の金融資産は、法人企業統計の金融業・保険業を除く産業で、かつ資本金10億円以上の企業を対象として、現金・預金、受取手形(流動資産)、売掛金(流動資産)、株式(流動資産・固定資産)、公社債(流動資産・固定資産)、その他の有価証券(流動資産・固定資産)の合計からなる。

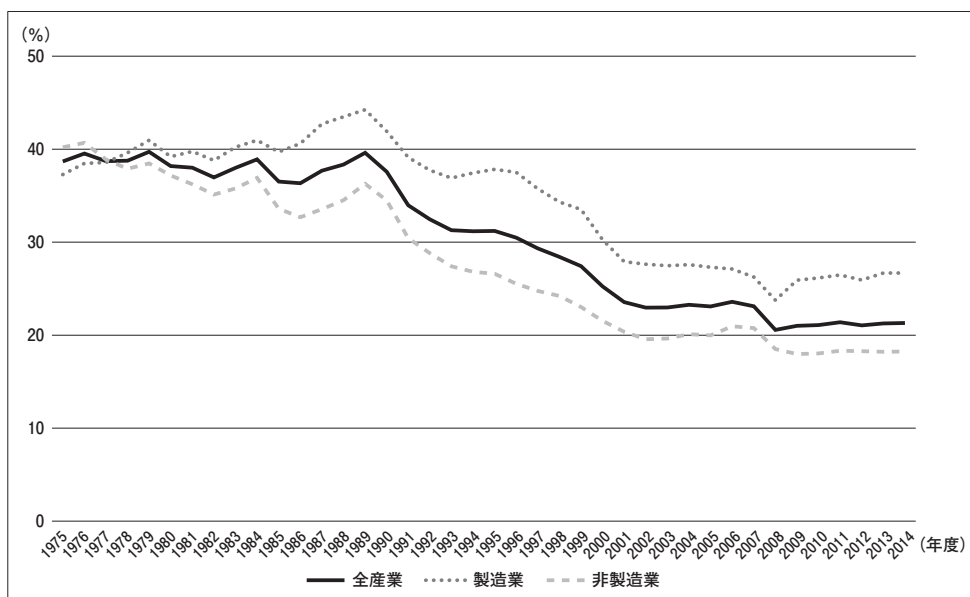


図2 資本金10億円以上企業の金融資産の総資産に対する比率

- (1) 『法人企業統計』を基に作成した。
- (2) 金融資産の定義については表1にある西の定義を使用した。

資産)、公社債(固定資産)、その他の有価証券(固定資産)が加わることになる。なお小西に合わせて、資本金10億円以上企業に限定することにする。それを示したものが図1である。また図2には金融資産を西の定義に合わせ、かつ資本金10億円以上の企業に限定した場合を示した。

流動資産のみを考慮する西の定義の場合、金融資産と総資産の比率は、製造業では1989年にピークに達し、以後は2007年まで低下を続ける。その後わずかに上昇するが、ほぼ横ばいである。非製造業の場合は、1989年までゆるやかに低下を続け、以後は低下速度を速めて2001年まで低下を続ける。その後はほぼ横ばいとなる。上下動はあるものの、長期的にみれば金融資産の総資産に占める比率は低下を続けたといえる。これに対して金融資産の定義を小西のように固定資産をふくめて広くとる場合には、図1に描かれているように傾向が異なる。非製造業では2002年までは低下を続けていたが、それ以後上昇する。また

製造業では1975年から1989年にかけて上昇した後に、わずかに低下し、その後は横ばい状態が続いた。リーマンショック時に落ち込みがみられるが、2009年以降は上昇している。金融資産を固定資産も含める形で計算した場合には、金融資産の総資産に占める比率の動態は、固定資産を含めない場合と大きく異なったものとなる。このように金融化について金融資産の量を指標とする場合には、固定資産を含めるかどうかで大きく傾向が異なるという点に注意が必要である。

以下では、表1における小西の金融資産の定義を使用して、小西が見出した金融資産の増加は、固定資産の増加が主要因であること、また、固定資産の中でも株式の増加の影響が極めて大きいことを示す。

II-2 金融資産増加の内訳とその意味

図1と図2の比較でわかるように、金融資産の変動に対しては固定資産の影響が大である。流動資産と固定資産のうちわけを描いた

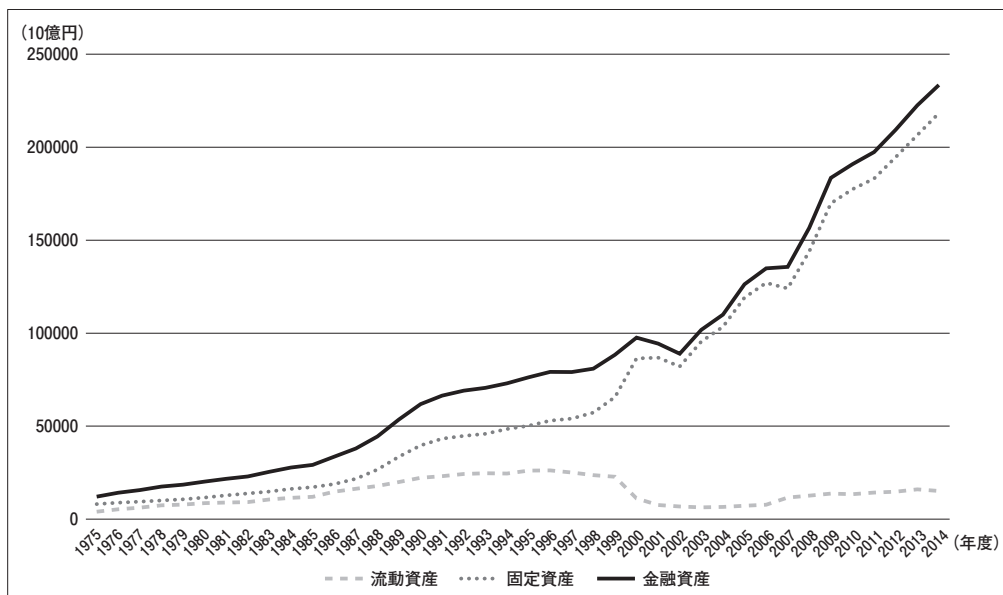


図3 資本金10億円以上の企業の金融資産の内訳

- (1) 金融業・保険業を除く全産業から『法人企業統計』を基に計算した。
- (2) 金融資産は、株式(固定資産・流動資産)、公社債(固定資産・流動資産)、その他の有価証券(固定資産・流動資産)からなる。いずれも当期末の値である。
- (3) 固定資産は、(2)の6項目のなかで固定資産とされるものを、流動資産は(2)の6項目のなかで流動資産とされるものを合計したものである。

ものが図3である。

名目額であることには注意が必要だが、金融資産を総額でみると、小西(2014)(2016)が示したように傾向として通時的に増加していることは確かである。特に2000年代に入ると、増加の速度がそれ以前と比べて上昇した。この点と、実物資産の増加の停滞をもって非金融企業における金融資産の重要化が指摘されている。しかし金融資産を固定資産と流動資産に区分してみると、金融資産の増加のほぼすべては固定資産によってなされたことがわかる。流動資産は水準としては90年代までと比べて2000年代前半では低下し、2000年代後半以降に再度増加している。ただしその増加速度が固定資産の増加と比して遅いため、流動資産が金融資産全体に占める割合は低下を続けている。流動資産と固定資産の性質の違いからみれば、企業は金融資産の中でも長期的な目的で保有している部分を急速に増加

させる一方で、短期的な視点でもつ金融資産についてはむしろ減少させたといえる。

次にこの急速な固定資産の増大が、固定資産を構成するどの項目の影響によるものであるかをみる。それを示したものが図4である。

これをみると、圧倒的な部分が株式(固定資産)によるものであることがわかる。また図5には金融資産全体に占める株式(固定資産)の割合を示した。割合でみると1980年代後半までは50%強であったが、そこから上昇を開始し、2000年代に入ると80%以上に上昇し、2000年代後半以降は90%弱を占めるほどになった。このように金融資産のほとんどが株式(固定資産)によって占められている。

本稿の主題である産業資本の性格の変化の検討という点から、これが何を意味するかを考える。金融化論を取り扱ってはいないが、企業の資産構成の変化を検討し、総資産に占める株式(固定資産)の影響の増大を示した

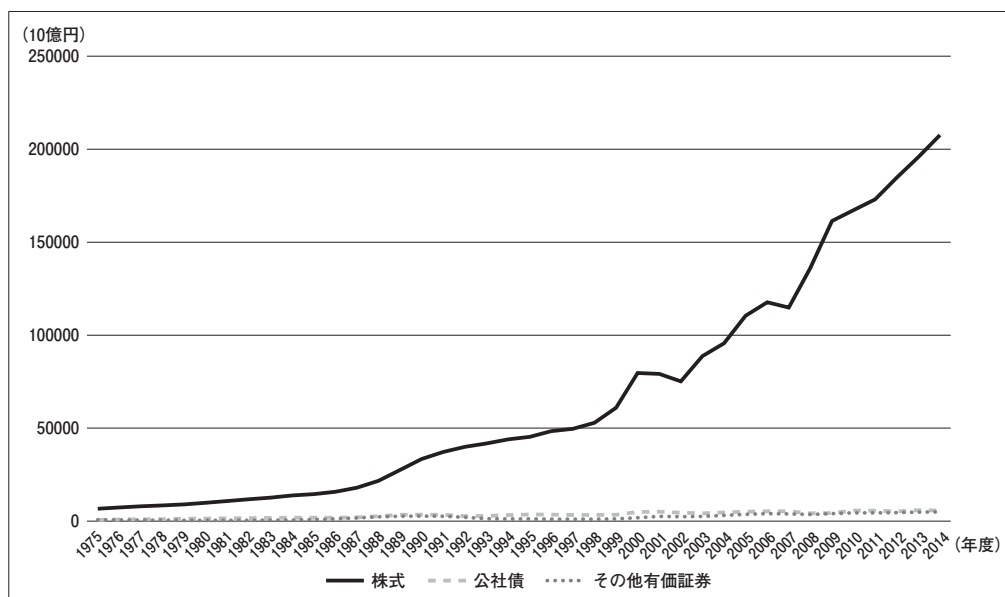


図4 資本金10億円以上企業の金融資産（固定資産）の内訳

- (1) 金融業・保険業を除く全産業から『法人企業統計』を基に計算した。
- (2) 株式は株式（固定資産）、公社債は公社債（固定資産）、その他の有価証券は（固定資産）から計算した。いずれも当期末の値である。

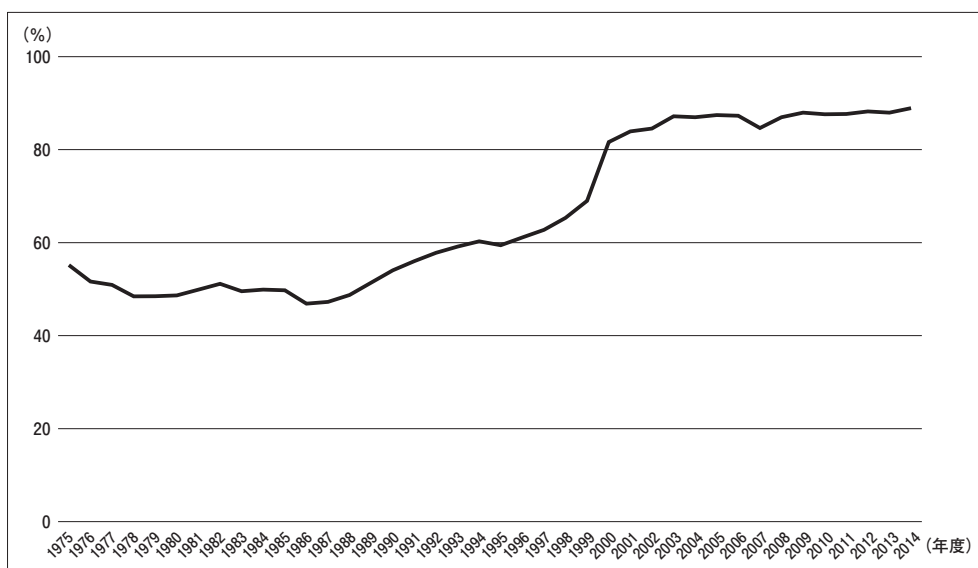


図5 金融資産に株式（固定資産）が占める割合

ものとして、磯部（2013）（2014）がある。ここでは日経NEEDS-FinancialQUESTを利用して検討を行い、日本企業の海外進出に伴う

海外現地法人への出資や、日本企業による海外企業に対するM&Aの増加が、株式（固定資産）の増大の要因であるとしている。

小西は金融資産の増大を検出したが、その多くは株式（固定資産）の増加であって、それは子会社株式・関係会社株式という、経営における影響力を目的としたものである。このことはM&Aの増加⁸⁾や、企業の海外進出の進展など、現代経済の特徴からも理解できることである。このような目的で保有する株の増大の結果として金融資産が増大したとしても、それを産業資本の性格が変化したという意味での金融化とみなすことは不適当であり、むしろ各企業の事業再編の一環、国際的な機能配置の一環として増大しているとみなすべきである⁹⁾。

Ⅲ 金融的収益の増加とその要因

産業資本の金融化を主張する根拠の一つとして、収入に占める金融的収益の増大があげられる。西（2012）はこれを検討したうえで、アメリカに見られるような金融的収益への依存は見られないとしている。しかしながらキャッシュフローに占める金融的収益の比率が増加しているのは確かである。本節では西（2012）の定義に従って改めてそれを示し、ま

表2 本稿での名称と『法人企業統計』での項目の対応

本稿での名称	法人企業統計での区分
金融資産	現金・預金＋株式＋公社債＋その他の有価証券＋売掛金＋受取手形。いずれの項目でも（前期末流動資産）のみで計算
総資産	資産合計
内部留保	当期純利益－配当金計－役員賞与
金融的収益	営業外収益
金融的支出	営業外費用＋配当金計
キャッシュフロー	「内部留保」と減価償却費の合算

た、この比率の上昇がどのような要因によって引き起こされているのかを検討する。使用したデータは『法人企業統計』であり、変数の定義については表2にまとめている。また西（2012）では全規模が対象とされていたが、本稿では資本金10億円以上の企業に限って計算した。

図6にキャッシュフローに占める金融的収

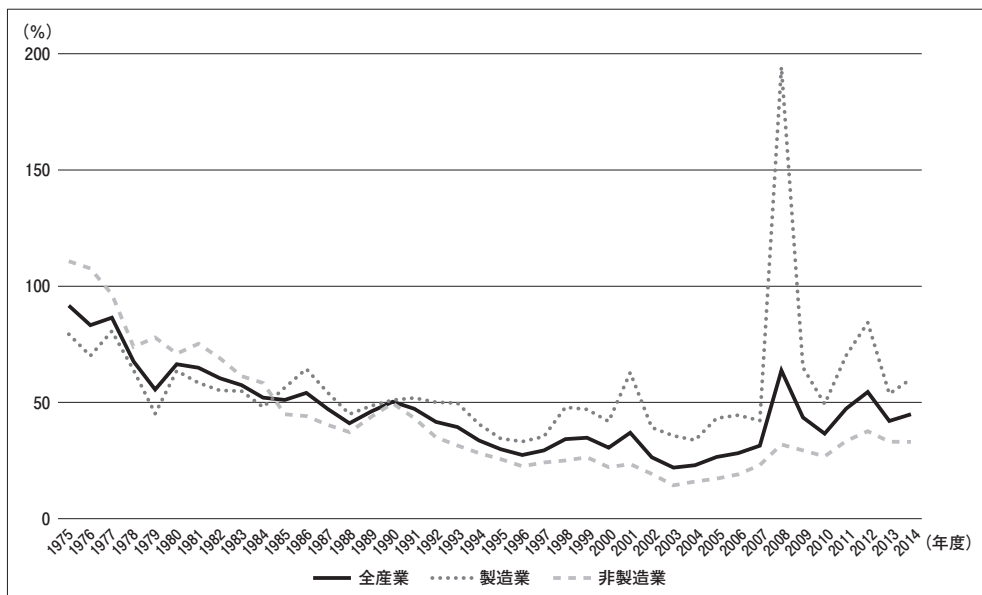


図6 資本金10億円以上企業の、キャッシュフローに占める金融的収益の割合

益の割合が描かれている。西(2012)に示されている全規模を対象として計算された場合と比較すると、水準は高くなっている。これは資本規模が大きいほど、金融的収益の割合が大きいということである。製造業は1996年までは低下を続け、それ以降は2004年までは上下はありつつも横ばいとなり、2000年代後半に入ると再度上昇している。2008年に非常に大きい値となっているが、これはリーマンショックの影響で、計算の分母となるキャッシュフローの値が急減したためである。2010年代に入ると、その割合は80年代前半までの水準と等しいまでに上昇している。非製造業も製造業と類似した動向を示し、2003年まで低下したのちに、その後は上昇傾向にある。ただし製造業とは異なり、80年代までの水準と同等までに上昇してはいない。

このような変動が生じた理由を把握するために、項目別にみる。最初に製造業を検討する。製造業の金融的収益とキャッシュフローの額を、キャッシュフローを構成する内部留保と減価償却の値を含めて描いたものが図7

である。

金融的収益を表す営業外収益をみると、1991年まで増加していた。その後は2003年まで低下し、それ以降は再び上昇する。金融的収益がキャッシュフローに占める比率という点では、1991年までは金融的収益(営業外収益)が額として増加していても比率は低下していた。その理由はキャッシュフローの値が営業外収益を上回って増加したためである。この時期のキャッシュフローの増加の主要因は、内部留保の増大よりも、減価償却費の伸びの大きさである。対照的に、2001年から2007年にかけてのキャッシュフローの増加の原因は、内部留保の増加であった。2008年以降のキャッシュフローの、2007年と比較しての回復も内部留保の伸びによるものである。しかし減価償却費が低下したために、キャッシュフローの伸びは、営業外収益の伸びよりも低いものとなり、結果として金融的収益のキャッシュフローに占める比率は増加することとなった。まとめると2003年以降の金融的収益のキャッシュフローに占める比率の上昇

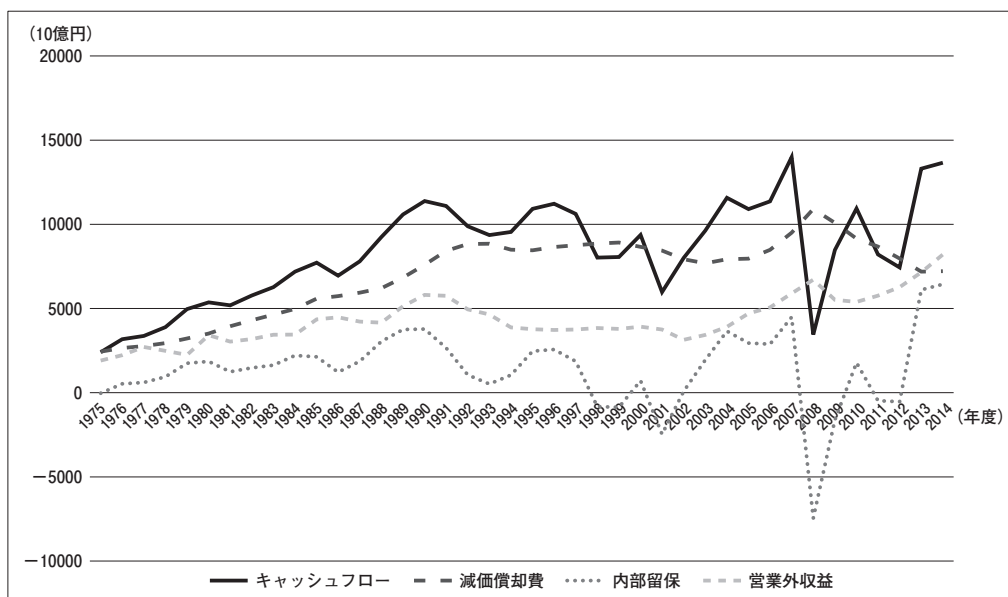


図7 製造業における金融的収益とキャッシュフロー比率の変動要因

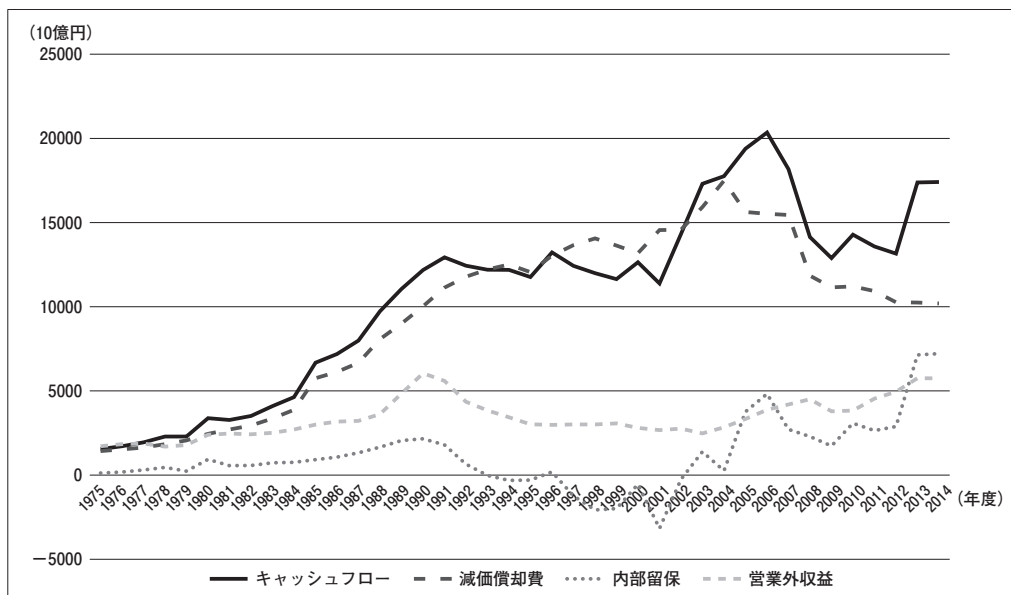


図8 非製造業における金融的収益とキャッシュフロー比率の変動要因

は、営業外収益の増加のみによって引き起こされたわけではなく、資本蓄積率¹⁰⁾の停滞の反映である減価償却費の停滞という要因もあって引き起こされたものといえる。

同様に非製造業についても変動を要因別にみる。それを描いたものが図8である。

1991年までの期間では、非製造業においても金融的収益(営業外収益)は増加したが、それを超えるペースでキャッシュフローが増加したため、金融的収益のキャッシュフローに占める比率は低下した。この時期におけるキャッシュフローの増加を導いた要因は減価償却費の増加であった。これについては製造業と共通である。その後、2003年まで金融的収益がゆるやかに低下し、キャッシュフローは停滞した。そのため金融的収益のキャッシュフローに占める比率もゆるやかに低下した。非製造業の場合、2001年を底として、内部留保は上昇を続け、2006年には金融的収益を上回る水準となった。これは内部留保が額として金融的収益を上回ることがなかった製造業との違いである。2003年以降、金融的収

益は増加しているが内部留保の増加の速度がこれを上回った。しかし減価償却費が2004年をピークに急速に低下している。内部留保と減価償却費の合計であるキャッシュフロー全体としては増加しており、金融的収益のキャッシュフローに占める割合は、製造業と比較しておだやかな上昇となっている。

以上みたように、製造業、非製造業ともに2000年代中盤以降の、金融的収益のキャッシュフローに占める比率の増加は、金融的収益の増加とともに、減価償却費用の低下によってもたらされたものであるといえる。減価償却費用の低下は日本国内での新規の資本蓄積の停滞の反映であるため、資本蓄積の停滞はそれ自身としても、また金融的収益のキャッシュフローに占める比率の増加を導く要因としても重要な問題となる。しかしこれまでに述べてきたように、日本国内における資本蓄積の停滞が即、資本の性格の変化を意味するわけではない。資本が金融的収益にその基盤を移しているのか、あるいは国際的な再編成の結果として日本国内での蓄積が停滞

しているだけであるのかによって、資本蓄積の停滞という現象がもつ意味合いは異なる。この点を次節で検討する。

Ⅳ 研究開発支出の変動

前節の分析で示したように、金融的収益のキャッシュフローに占める比率の増大には、資本蓄積の停滞が影響している。資本蓄積の停滞はそれ自身で金融化論の重要な論点となっている。ポストケインジアン派では配当金支払いの増大を、「金融化」の一つの特徴である「株主価値指向」の高まりととらえ、それが長期的な成長ではなく短期的な利益最大化を重視することにつながり、そのために資本蓄積率が低下しているという説明を行う¹¹⁾。逆にマルクス派では資本蓄積の停滞によって過剰な資本が金融領域に流れ込み金融化が生じたとする。蓄積の停滞と金融化現象の因果の方向は逆であるが、どちらの立場であっても資本蓄積の停滞を産業資本の性格の変化を表すものとして取り扱っている点では共通している。しかしながら産業資本の性格が変化したということを主張するためには日本国内での蓄積の停滞を示すだけでは不十分である。繰り返しになるが、蓄積の停滞の原因には二通りが考えられる。一つ目は産業資本の性格が変化した金融的収益を重視するようになる場合、二つ目は産業資本が国際的な機能分割を行った結果として日本国内では蓄積が停滞する場合である。後者の場合は産業資本の性格が変化したとはいえないが、日本国内での蓄積の停滞という現象が発生する。この点をふまえると、産業資本の性格の変化という点を見るためには、単に日本国内における蓄積の停滞を示すだけでは不十分であり、上の2つのどちらの原因によって蓄積の停滞が引き起こされているのかを区別しなければならない。そのための方法として、本稿では研究開発に注目する。日本国内での蓄積率が低下していたとしても、研究開発に注力しているならば、

依然として産業資本としての側面に軸足を置いているということになる。

前節と同じく資本金10億円以上の企業に注目して、研究開発活動の動きをみる。使用した統計は「科学技術研究調査」である。この調査は資本金10億円以上の規模に限っても全数調査ではないが、資本金10億円以上から100億円未満の場合は標本数が全企業の8割強、100億円以上の場合は9割以上と高い捕捉率を示している。

調査対象となった企業のなかで研究開発を行っている企業の割合の推移を計算すると、資本金が10億円以上から100億円までの企業では1975年時点では72%、その後1991年までは70%程度であったが、その後低下し、2002年からは50%前後となっている。ただし研究を行っている会社数でみると2001年まで右肩上がりで増加し、その後2008年まではほぼ横ばい、2009年、2010年と減少するが、その後は再び横ばいという形となる。比率の低下は研究を行う会社数の減少ではなく、母数となる会社数の増加によって引き起こされたものであるといえる。資本金100億円以上の企業で研究開発を行っている企業の割合をみると、1975年から2000年にかけては80%強を推移、その後に低下し2010年までは70%台前半を推移、2011年以降は70%弱となっており、こちらも通時的に比率は低下している。ただし研究を行う会社数でみると2002年までは増加を続け、その後はほぼ横ばいで推移しており、研究を行う会社数が絶対的に減少したわけではない。ゆるやかな比率の低下は母数となる会社数の増加によって生じたものである。

研究開発を行っている企業の、社内使用研究費の総売上高に対する比率を計算し、それを図9に示した。1975年の時点では1.42%であったが、1980年から1986年にかけて急速に上昇し2.78%となった。その後もペースは落ちるが比率は上昇を続け、1991年に3.06%

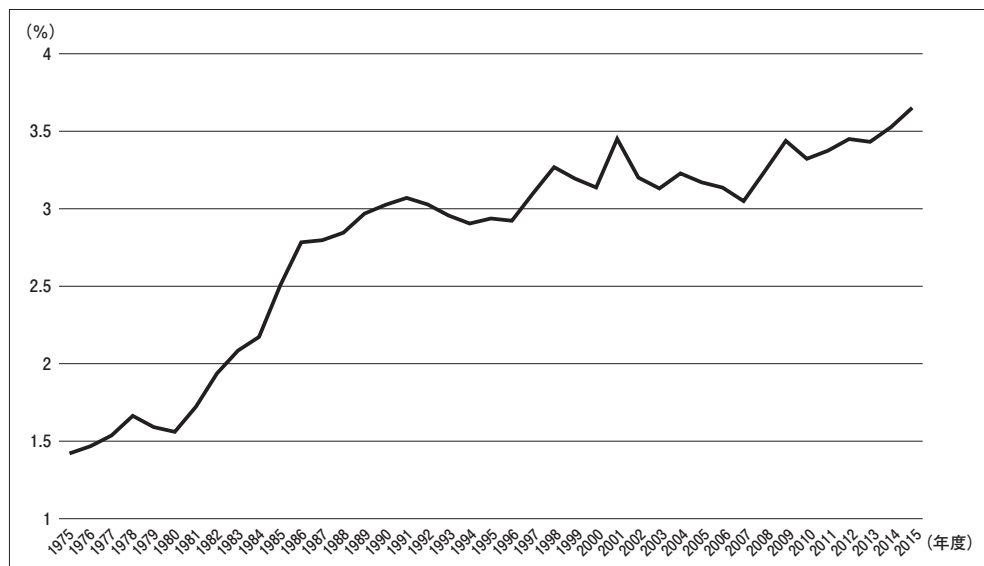


図9 資本金10億円以上の研究開発を行っている企業の、社内使用研究費の総売上高に対する比率

- (1) 「科学技術研究調査」を基に作成した。
- (2) 研究費は社内使用研究費支出額であり、売上高は研究開発を行う企業の総売上高である。

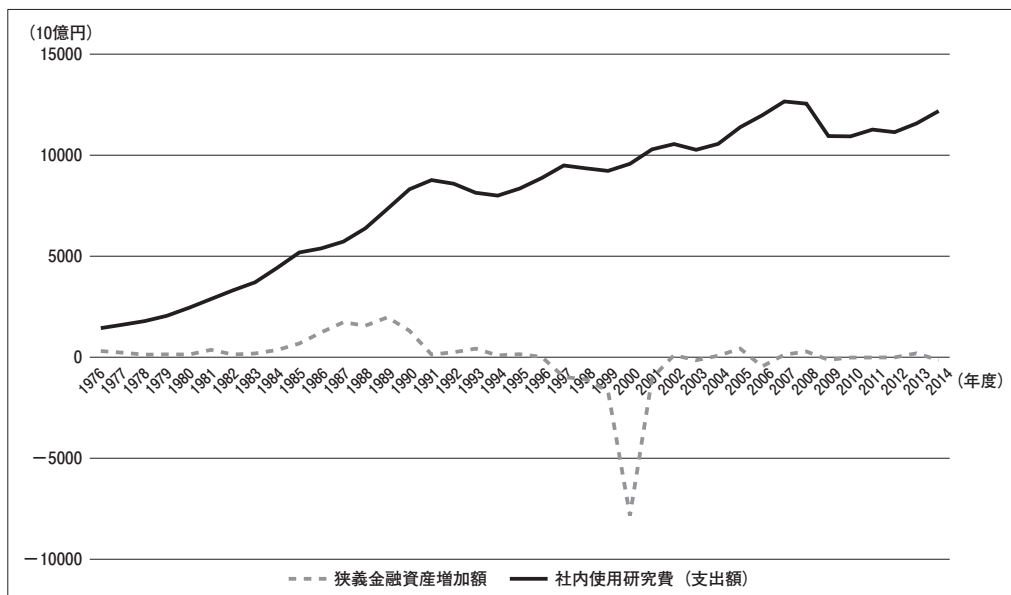


図10 社内使用研究費と狭義の金融資産の増加額

- (1) 社内使用研究費については「科学技術研究調査」を、金融資産については「法人企業統計」を利用した。
- (2) 狭義の金融資産とは、株式（流動資産）、公社債（流動資産）、その他の有価証券（流動資産）の合計である。
t年度 — (t-1) 年度の値を計算し、それをt年度に示した。

となった。バブル崩壊とともに比率は低下したが、1996年でも2.92%までしか落ちていない。その後に上下動はありながらも2001年の3.45%まで上昇していく。2001年から2007年の戦後最長の景気拡張期では比率は低下していき、2007年に3.05%となった。しかしその後の不況期においては上昇を続けている。図10には社内使用研究費の名目額が記してある。2007年までは波はあるものの、基本的に右肩上がりである。リーマンショックの影響を受けた2008年から2009年にかけては単年で過去最大の減少額となったが、それ以降は緩やかな回復にある。売上高に占める研究費の割合は、この時期において上昇しているため、リーマンショック以降の不況期では、企業は売上高が低下した場合であっても研究開発費をそれに比例するほどには低下させず、一定額を維持する行動をとったといえる。

図10では、社内使用研究費の名目額を、株式(流動資産)、公社債(流動資産)、その他の有価証券(流動資産)という狭義の金融資産の増加額と比較するために、狭義の金融資産の変動についても示した。金融資産の絶対額と比較せずに年々の増加分と比較したのは、社内研究費は年間に支出されたフローであるのに対して、金融資産の総額はストックだからである。両方をフローでの値に統一するために金融資産の増加分との比較とした。ただし、法人企業統計は、10億円以上の企業について全数調査であるが社内使用研究費の計算に使用した科学技術研究調査は全数調査ではないという違いがあるため、社内使用研究費は、実際に全企業が使用した額よりも低くなることになる。この実際よりも低くなっている額に対しても、年々の狭義の金融資産の増加分は小さい。

以上をまとめて研究費という点から述べると次のようになる。名目額でいえば研究費支出額は2007年までは右肩上がりで上昇している。リーマンショックの影響を受けて低下

したが、それ以降は回復をみせている。また研究費支出額と売上高の比率で見た場合、上下動はありつつも長期的にみれば上昇を続けている。また注目すべきは近年になると不況期において比率が上昇しているということである。バブル崩壊後においては比率が低下したが、リーマンショック以降では比率が上昇している。これは売上高が低下した場合であっても研究費支出額については維持しようとしているということを意味する。以上の結果は名目額の推移、研究費支出額と売上高の比率のいずれにおいても、産業資本としての長期的な視点を放棄するようなことはしていないということを示すものである。

V まとめ

本稿では、産業資本の性格が金融を重視する形に変化したという意味での金融化が日本経済において進展しているかという点について、金融資産の増大の詳細、金融的収益のキャッシュフローに占める比率の増加は何によって引き起こされているのか、および研究開発の側面から検討した。先行研究では金融資産の増大、および資本蓄積の停滞を直接に産業資本の性格の変化に結びつけてきたが、それは不適當である。金融資産も、短期的収益を目的としたものと長期保有を目的としたものがあり、性質の違いを無視して一括して扱うことには問題がある。金融的収益に軸足を移しているというならば前者が増大していることを示さねばならない。資本蓄積の停滞についても、それが産業資本の性格が変化したことから引き起こされたものであるか、もしくは日本国内では経営や研究開発を行い、海外において生産を行うという国際的分業の結果によって引き起こされたものであるのかによって意味が異なる。本稿では研究開発という、産業資本の本業における長期的成長の源泉となる活動に注目することで、資本蓄積の停滞という現象がこのどちらから生じてい

るのかを区別することを試みた。

結果としては、現在においても日本経済においては、産業資本の性格は金融を軸にする形に変化しているわけではなく、長期的な成長の視点を放棄したわけではないということになる。資産の側面からいえば増加しているのは固定資産としての株式であり、株式市場が低迷する時期であっても増加させている。この点からすると短期的な収益目的ではなく、事業としての支配を目的としたものであるといえる。長期的成長にとって重要な研究開発に対しても一定額の支出が続けられており、総売上高に対する研究費の比率は上昇している。加えて絶対的な額としても、株式（流動資産）、公社債（流動資産）、その他の有価証

券（流動資産）の合計金額の増加額よりも大きいものとなっている。そのため日本国内において観察される資本蓄積の停滞という現象は、産業資本が金融的収益に重点を移した、あるいは長期的視野を喪失したために起きたものではないということになる。

以上の分析についての結果をまとめると、非金融企業において見出される金融資産の増加、金融的収益のキャッシュフローに占める比率の増大および資本蓄積の停滞は、日本の産業資本が国内においては経営の支配と研究開発という企業行動の中核部分を担い、実際の製造は海外に任せるという国際的な機能分割の反映であって、資本としての性格の変化は生じていないといえる。

注

- 1) 金融化論をレビューしたものとして、高田 (2015) がある。
- 2) 嶋野における資本蓄積率は次のように計算されている。『法人企業統計』の項目で、その他の有形固定資産（当期末固定資産）と建設仮勘定（当期末固定資産）と無形固定資産（当期末固定資産）の和（期首・期末平均）を当期の資本ストックとする。当期の資本ストックの変化分と「減価償却費合計（当期末償却固定資産）」の和を計算し、それを投資とする。そのうえで投資を資本ストックで除したものを資本蓄積率としている。西においても同様である。
- 3) ここでの実物資産とは、『法人企業統計』における土地を除く有形固定資産のことである。
- 4) 小西は『法人企業統計』の金融・保険業を除く全産業の、ソフトウェアを除いた設備投資額の停滞および土地を除く有形固定資産の増加の停滞によって蓄積の停滞を把握している。
- 5) 以下本文中における固定資産と流動資産の区分はすべて『法人企業統計』における区分による。本節で対象としている西および小西の先行研究も同様である。
- 6) 法人企業統計における資産は貸借対照表から作成されるため、流動資産および固定資産の区分も貸借対照表と同一となる（法人企業統計調査票の記入要領については、<http://www.mof.go.jp/pri/reference/ssc/outline.htm> から参照可能である）。日本での貸借対照表の説明は、例えば桜井 (2015) などの会計学に関する教科書を参照されたい。
- 7) 両者の違いは西 (2012) において強調されている。西は金融化の局面では資産取引が投機的になる傾向があるとしたうえで、この側面を見るためには即座に取引を行う資産で検討することが妥当とする。これが、西が金融資産比率の計算において固定資産ではなく流動資産を用いた理由である。
- 8) 高田 (2015) は、株式交換による M&A の活発化も「金融化」の特徴の中に含めている。しかしながら事業再編成の手段としての M&A は、本稿の観点からは「金融化」を意味するものとはいえない。
- 9) 嶋野 (2016) も固定金融資産が増加しているということを示している。またその増加の主要因が株式（固定資産）であるということにも言及しているが、金融資産が実物資産に代替しているという点を強調して、本稿とは逆に金融化を示すものとしてあつかっている。
- 10) ここでの資本蓄積率は西および嶋野の資本蓄積率の定義と同様である。
- 11) 日本経済に対してこの観点から実証分析を行った嶋野 (2015) では配当・資本比率の上昇が大企業では資本蓄積率に対して負の影響を与えたということを示している。また嶋野 (2016) でも金融化の進展が資本蓄積の停滞を招くというポストケインジアン的基本的論理を支持する実証結果を導い

ている。

参考文献

- Orhangazi, O. (2008) *Financialization and The US Economy*, Edward Elgar.
- 磯部昌吾 (2013) 「1980－2012年度における日本企業の財務構造の変遷」『ファイナンス』2013年12月号 63-71頁
- (2014) 「上場企業と非上場企業の比較から見る日本企業の変遷」『ファイナンス』2014年6月号 83-93頁
- 小西一雄 (2014) 『資本主義の成熟と転換 — 現代の信用と恐慌』桜井書店
- (2016) 「資本主義の『金融化』, その構造と意味」『経済科学通信』140号 31頁-36頁
- 小林陽介 (2014) 「アメリカ経済の金融化と企業金融 — 企業と金融機関との関係に注目して」『季刊経済理論』第50巻4号 84頁-95頁
- 高田太久吉 (2015) 『マルクス経済学と金融化論』新日本出版社
- 桜井久勝 (2015) 『財務諸表分析』中央経済社
- 嶋野智仁 (2015) 「金融化が日本経済の資本蓄積に与える影響に関する実証分析 — 日本企業における『株主価値志向』浸透の観点から」『季刊経済理論』第51巻4号 70-82頁
- (2016) 「日本経済における資本蓄積の様式の変化の要因 — 日本の非金融・保険業の金融化に着目した実証分析」『季刊経済理論』第53巻第3号 81-93頁
- 西洋 (2012) 「金融化と日本経済の資本蓄積パターンの決定要因：産業レベルに注目した実証分析」『季刊経済理論』第49巻第3号 52頁-67頁

Investigation on Financialization of Japanese Economy: Focusing on the Character of Industrial Capital

Atsushi TAZOE *

Summary

The paper examines about financialization in the Japanese economy. We especially focus on character of industrial capitals to conduct the research. Typical financialization theories assert character of industrial capitals are gradually changed in the financialization era. It is very important to understand the nature of Japanese industrial capitals since Japanese economy is traditionally rests on industries to foster economic growth. We investigate the amount of financial assets, sources of financial revenue and expenditure for R&D to investigate the character of Japanese industrial capitals. Increasing amount of stocks as fixed assets accounts for a large part of growing financial assets. Industrial capitals possess the stocks for controlling the related companies. Japanese industrial capitals also retain expenditure for R&D even in a severe recession. These empirical facts indicate phenomenon of financialization in the Japanese economy are induced by international rearrangement of Japanese industrial capitals not by changing character of industrial capitals. These capitals investigate and build factories in foreign countries, and keep headquarters and R&D functions in Japan. If we focus on the Japanese economy without taking international division of labor into account, it is very natural to find out financialization of Japanese economy.

Key Words

Japanese Economy, Financialization, Empirical research

* Graduate School of Economics, Kyoto University
e-mail : azusavantage177@gmail.com

【書評】

Jun-ichi OKABE and Aparajita BAKSHI,
*A New Statistical Domain in India :
An Enquiry into Village Panchayat Databases*

(Tulika Books, New Delhi, 2016)

岡部純一，アパラジタ・バクシ 著
『インドにおける新しい統計領域：
村落パンチャヤト・データベースの研究』

(トゥリカ出版，ニューデリー，2016 (英語))

金子治平*

本書は、著者の一人である岡部純一会員が長年にわたって共同研究を行ってきたIndian Statistical Institute (ISI) のV.K. Ramachandran教授が率いるFoundation for Agrarian Studies (FAS) の研究書シリーズAgrarian Studiesの一冊として、インドにおいて英文書籍として刊行されたものである。

主題は、1993年第73次憲法改正を受けて成立したインドの地方自治制度のもとでの農村部自治体とりわけ村パンチャヤトと、村落における統計データとの関係であり、章構成は下記のようになっている。

- 第1章 Introduction
- 第2章 Data Required for the Village Panchayat
- 第3章 Introducing the Two Village Panchayats
- 第4章 Basic Structure of the Main Data

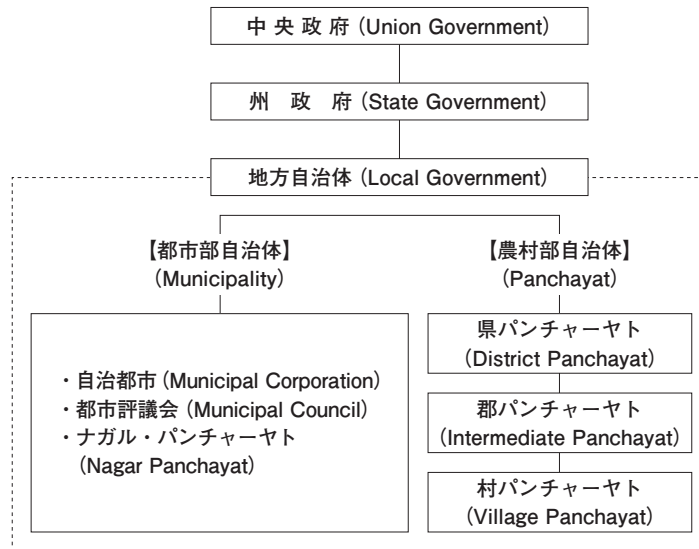
Sources at the Village Level

- 第5章 A Potential Village-Level Database on the Panchayat
- 第6章 Potential Databases on Village Panchayat's Jurisdiction
- 第7章 Potential Village-Level Data for Public Finance
- 第8章 A Potential Database for Local-Level Planning, with Special Reference to the Village Schedule on Basic Statistics
- 第9章 Conclusion

異なった国の統計制度を理解する上で、これらの国の地方行政制度の理解は欠かせない。本書の内容を紹介する前に、インドの行政制度とくに地方行政制度の概略を説明しておこう（自治体国際化協会『インドの地方自治』、2007年を参照）。

1947年にインドが独立し、1949年に新憲法（現行のインド憲法）が成立した。インドの地方行政制度との関連でいえば、中央政府が国

* 正会員，神戸大学大学院農学研究科
e-mail : kaneko@kobe-u.ac.jp



自治体国際化協会前掲書，12ページから引用

防，外交，通信，通貨，関税などを，州政府が州法の制定，治安維持，公衆衛生，教育，農林水産業などを管轄し，中央政府と州政府が経済計画，社会保障，貿易，産業などを共管する連邦制を採用している。しかし，州政府の上級公務員は，中央政府から派遣されるインド文官職 (Indian Civil Service) によってほぼ占められており，州政府が完全に中央政府からの独立性を保っているわけではない。また，インド憲法は，連邦制，憲法の最高性，権力の分立，自由公正選挙などの基本構造は保持しているものの，たびたび改正が実施されており，2016年までに101回の憲法改正が行われている。

これらの改正のうち，地方行政制度にとって重要な改正は，1993年の第73次憲法改正（具体的には第243条の改正）である。インド憲法第40条において「国は，村パンチャーヤトを組織し，それが自治単位としての機能を持つのに必要な権限を与えなければならない」（孝忠延夫・浅野宣之『インドの憲法』関西大学出版会，2006年の訳）と規定されているように，従来から州以下のレベルでの地方自治が期待されていたものの，その導入は州

政府に委ねられており，憲法の定めがなかった。そのため，本書の序文でも書かれているように，州以下のレベルでは州以下の諸役人たちによる官僚制によって，村落住民は支配されていた。

第73次憲法改正によって，都市部と農村部に，それぞれマニシパリティ (Municipality) とパンチャーヤト (Panchayat; Panchayat Raj Institute) と呼ばれる地方自治制度が定められた（上図参照）。第73次憲法改正の重要な点は，これらの自治体がそれぞれ選挙によって代表を選出されることとなり，地方自治体の担当事務が定められたことと併せて，中央・州政府から農村部地方自治体への権限委譲が期待されるようになったことである。

県パンチャーヤトには執行官 (Chief Executive Officer) が，郡パンチャーヤトには地区開発官 (Block development Officer) が配置されて事務執行にあたっているが，日本の基礎自治体とは異なり，村パンチャーヤトには議員以外の職員は少なく，村の規模も州によって様々で平均議員数は5～18人とバラツキがある。また，村レベルでは村民による直接的な村総会 (Gram Sabha) が開催されること

が規定されている。しかし、農村部各層パンチャーヤトの所管事務の詳細は州政府に委ねられているため、州によって地方自治制度が異なっていることがインドの特徴である。

なお、パンチャーヤトという語は、農村部自治制度総体 (Panchayat Raj Institution) を指す場合と、県・郡・村各層の各自治体 (Panchayat) を指す場合があるので、注意が必要である。

本書は、冒頭に丁寧な用語集が記載されているものの、インド国内の研究者や村落レベルの地方自治担当者を読者として念頭に置いて執筆されている。そのため、本書では必ずしも明記されていない点についても適宜、日本との対比を念頭に置いて本書を紹介していく。

第1章では、本書で行なった研究の背景と方法論が記述される。1993年の第73次憲法改正によって地方自治が憲法上、明記されたことが述べられ、地方自治のためのデータが必要になったことが指摘される。さらに、中央政府の‘地域開発基礎統計に関する政府専門委員会’が「村パンチャーヤトが村レベルのデータを編纂・保持すべきである」という答申を行った結果、本書のタイトルにもある「新たな統計領域」を検討する機運が高まってきたことが述べられる。インドでは多目的な標本調査であるNSS(National Sample Survey)が1950年から継続的に実施されていることは坂田大輔会員の研究などでよく知られているが、それは国あるいは州レベルまでの推計値を想定した標本サイズであり、パンチャーヤトの自治のためのデータとしては不十分である。そのため、地方自治のためのデータ需要と、中央政府が想定するデータの供給という2つの側面から、村パンチャーヤトに存在するデータの検討が必要になったことが指摘される。ついで、異なった州の2か村を対象として実地調査を行うことにより、

各層パンチャーヤトが実際に所管している具体的な担当業務 (Activity Mapping) は何か、さらには、村レベルにおいて村パンチャーヤトや中央・州政府の出先機関が保持しているデータの検討・吟味を行うという研究方法が述べられる。

第2章では、各層パンチャーヤトに必要なデータは何かを検討している。インド憲法で規定されているパンチャーヤトの行政事務内容を詳細に検討することにより、4つ(詳細に区分すれば5つ)のデータ・ニーズを導出している。第一は、「民主的な自治に必要なデータ・ニーズ」(データ・ニーズⅠ)であり、パンチャーヤトそれ自身や、自治を強化するためのパンチャーヤトの正当性に関するデータである。このデータ・ニーズⅠは、自治のためにパンチャーヤト自身のパフォーマンスを示すデータ・ニーズと、パンチャーヤトの統治対象に関するデータ・ニーズの2つに細分される。例えば、前者が人口動態登録Civil Registration System(CRS)のデータのようにパンチャーヤトが認識しているデータであるのに対して、後者は現実にパンチャーヤト内に居住しているにもかかわらずパンチャーヤトの統治対象として認識されていない人々も含んでいるものである。この両者を区分して把握することにより、パンチャーヤト内住民の新しいニーズが把握可能になるという。第二は、州政府から「農村部地方自治体への権限委譲プロセスで利用されるデータ・ニーズ」(データ・ニーズⅠA)で、パンチャーヤトと中央・州政府出先機関との関係を示すものである。第三は、「パンチャーヤトの財政に関するデータ・ニーズ」(データ・ニーズⅡ)である。第四は、「パンチャーヤトの計画策定とその実施のためのデータ・ニーズ」(データ・ニーズⅢ)であり、‘地域開発基礎統計に関する政府専門委員会’で議論された地域開発に関わるデータ・ニーズである。

第3章では、調査地であるマハラシュート

ラ州のワルワット・カンデラオー村と西ベンガル州ライナ村の2つのパンチャーヤトが紹介される。マハラシュートラ州は、インド植民地時代の徴税制度としてライーヤトワリー制を採用して各村の徴税官であるパトワリによって徴税額が決定されてきた州であり、パトワリの権力が強い州である。他方、西ベンガル州は、植民地時代にザミンダーリー制度を採用していたが、独立後の農地改革によって徴税請負人であるザミンダーリーが廃止され、1977年から2011年までは左翼戦線Left Frontが州政権を握ってきた州である。ところで日本では地方自治法で地方自治について詳細に規定しているのに対して、インド憲法では地方自治体が担うべき29分野を列挙しているものの、前述したように各層パンチャーヤトの規模や機能などの詳細の規定は州政府に委ねている。したがって、村パンチャーヤトの構成や機能も州によって異なっている。マハラシュートラ州ワルワット・カンデラオー村は、1つの自然村Wardから構成される村パンチャーヤトで人口規模も小さいが、西ベンガル州ライナ村は、複数の自然村から構成されるパンチャーヤトで人口規模も大きい。従って、ライナ村では、自然村それぞれが1つの政治体として機能しているという。また、ワルワット・カンデラオー村では、パンチャーヤト職員が少なく、中央・州政府の出先機関と村パンチャーヤトとの連携がないが、ライナ村ではパンチャーヤト職員が多く、両者の連携が取れているという。ついで、両村において、各層パンチャーヤトが憲法で規定する29分野をどのように担っているかを示すActivity Mappingを、丹念な調査で明らかにしている。マハラシュートラ州では、徴税と開発分野の地域区分が異なっている上に、中央・州政府の出先機関が多くの業務を行なっているため「地方自治組織は(州政府の)行政を配送する単位」に過ぎず、州法で定められている以上にワルワット・カンデラ

オー村の自治分野は狭い。他方、西ベンガル州ライナ村では、より広範囲において自治が実施されている。次に、財政について検討を行い、農村部自治体全体の財政規模はマハラシュートラ州が西ベンガル州よりも大きい、マハラシュートラ州では県パンチャーヤトへの割り当てが大きいために、村パンチャーヤトの財政規模は西ベンガル州がマハラシュートラ州よりも大きく、村パンチャーヤト財政に占める独自財源の割合はマハラシュートラ州の方が西ベンガル州よりも大きい、などの事実が指摘されている。その他にも、両州ともに県パンチャーヤトが実質的に機能していないなどの問題も指摘されている。総体としては、中央・州政府からの何らかの補助制度によって地方自治行政が行われており、4割自治と言われる日本よりも中央・州政府への依存度が高い。また、ワルワット・カンデラオー村のように独自財源比率が大きい場合には財政規模が小さくなっている。

第4章では、実地調査によって、村パンチャーヤトが保持する諸記録類、村パンチャーヤトが実施する全数調査、中央・州政府の出先機関が収集・保持する諸記録類、および中央・州政府出先機関が実施する全数調査という異なったデータ・ソースに区分し、それぞれ具体的にどのようなものが存在しているかを詳細に記述している。注目されるのは、出先機関が収集・保持する諸記録類のうち、6歳未満の乳幼児とその母親に食料や教育を提供するIntegrated Child Development Services(ICDS)の出先機関として村に設置されているアングンワディ Anganwadi センターが母子に関するデータのみならず村内全世帯・全住民データを保持していること、人口センサスや経済センサスのデータは法律によって個別データにアクセスできないこと、および2002年に全世帯・人口に対して貧困政策の対象を確定するために実施された通称Below Poverty Line Census(BPLセンサス)は

個別データにアクセス可能であること、である。

第5章以下では、第2章で指摘されたデータ・ニーズを満たすデータは存在するのか、存在した場合にはそれは妥当性を持っているのか、存在しない場合にはデータ・ニーズを満たすようなデータ作成の可能性があるのか、が具体的に検討される。第5章では、データ・ニーズⅠのうちパンチャヤト自身のパフォーマンスを示すためのデータ・ニーズやデータ・ニーズⅠAと、各村に存在する有権者名簿などの諸データの対応関係が検討される。

第6章では、データ・ニーズⅠのうちパンチャヤトの統治対象に関するデータ・ニーズとして利用可能なデータが吟味される。地理的領域、住民の静態・動態データ、農業、教育、健康・子供の発達、貧困対策・社会福祉、社会資本、工業・商業などの分野ごとに具体的に検討したのち、中央集権的な出先機関が保持しているデータはその管轄地域と村パンチャヤトの地理的領域とが一致しないために村レベルでは利用が困難であり、その正確性にも疑問があることが述べられる。ところで、村パンチャヤトが貧困対策などの中央・州政府による政策を個々の居住者に実施するには、パンチャヤトの居住者を列挙した“人々のリスト (People's List)”が必要であるが、ほぼ完璧に居住者を把握している日本の住民登録制度のような制度は、インドには存在していない。インドの選挙人名簿は一時的あるいは恒久的に離村した人を含んでいる場合があるし、CRSは、人口動態にかかわるイベントが発生した場所で登録されるので、“人々のリスト”としては利用できない。つまり、村パンチャヤトの統治対象を数え上げた完全なリストは存在しておらず、データ・ソースによって統治対象の数が異なっている。そこで、すでにFASが実施したセンサス型の実地調査結果を参照基準とし、アンガ

ンワディ・センターが保有する世帯・人口に関する登録簿とBPLセンサスの個票を使用して、データ・マッチング(名寄せ)を行うことにより、“人々のリスト”(世帯単位および人単位)の作成を試みている。アンガンワディ・センター保有の登録簿は定期的に更新されてBPLセンサスよりも正確だが、アンガンワディ・センター登録簿は電子化されていないという特徴がある。参照基準を何にするかは色々考えられるが、複数のソースによるデータをマッチングして精度を高めた“人々のリスト”を作成する可能性が、本章では指摘されている。なお、インドの農村においてデータ・マッチングを行うことの困難の一つに、姓名が異なって記載されていることなど、多言語国家の問題が指摘されていることは興味深い。

第7章では、パンチャヤト財政のための村落レベルでの可能性を、パンチャヤト会計、自主財源、財政移転の配分基準、中央・州政府からの財政流入等について、調査村を対象として考察している。

第8章では、‘地域開発基礎統計に関する政府専門委員会’が提示した、地域計画策定の村レベルのVillage Schedule(村レベルの表式報告の雛形)の項目ごとに、その有用性や根拠データ・ソースの有無を評価・検討している。その結果、土地利用・土地所有など複数の項目で村落内にデータ・ソースが存在しないことや、村パンチャヤトのActivity Mappingから担当業務以外とみなされる項目が含まれるなど、データの過剰・過少が指摘されている。また第2章のデータ・ニーズとの関係で言えば、Village Scheduleには、村パンチャヤト自体のパフォーマンスを示すデータ、未記録の統治対象に関するデータ、財政データの欠如、および“人々のリスト”などのデータへの言及がないなどの問題が言及されている。

第9章は、本書全体を要約し、地方自治体

制が未確立なのは統計データが整備されていないためではなく、地方自治体制が未確立だからこそ統計データが整備されないこと、中央・州政府が収集・保有するデータと村パンチャーヤトが記録・収集・保有するデータの有機的な関連付けが必要であることが結論として述べられている。

以上、400ページ弱という大部の英文書籍を駆け足で要約してきた。本書の独自性と優れている点は上記でも明らかであるが、再度、下記の諸点だけを指摘しておこう。

まず、従来の諸外国に関する経済統計学・社会統計学研究の多くは先進諸国の動向を追うことに力点が置かれていたが、途上国を対象とする新たな研究領域を提示した著者に敬意を評したい。とくに、地方行政制度が統計調査過程に影響を及ぼすだけではなく、統計ニーズにも影響を及ぼしている点を指摘しているのは新しい視点である。第二に、‘地域開発基礎統計に関する政府専門委員会’が地域計画のためのデータ・ニーズに集中していたのに対して、憲法に規定された地方自治との関連で、主として村パンチャーヤトにおけるデータ・ニーズをより広範囲で導出するという方法論を提示したことである。第三に、非常に綿密な農村調査を行うことによって、村パンチャーヤトが記録・収集・保有するデータとデータ・ニーズの関係を明確に示したことである。とりわけ、第3章で示したActivity Mappingの作成や、第6章で示した複数ソースのデータのマッチング（名寄せ）は、多大な労力を要したことが容易に想像できる。

以下では本書によって喚起された興味を記述しておきたい。

‘地域開発基礎統計に関する政府専門委員会’が地域計画のために提示したVillage Scheduleは、日本で明治中期以降に農村の産業発展・生活改善のために作成された町村是を想起させる。余土村村長森恒太郎が主唱した町村是調査では小票（個票）を用いて各戸

の調査が実施されている（森博美会『村是調査における調査様式の展開』、法政大学日本統計研究所オケージョナル・ペーパーNo. 41, 2014年）。その調査項目は、人口、職業、耕作地、農業生産、商業などVillage Scheduleと重なる項目が多い。なぜ日本では明治中期に小票を用いた調査が実施可能であったのに、インドでは個票を用いた新たな調査を模索できないのだろうか。

明治中期の日本では、教員給与に若干の国庫補助金が支出されるようになったものの、尋常小学校は授業料・寄付金、および町村財政の4割近い町村からの補填によって運営されており（学制百年史編集委員会『学制百年史』文部科学省、1972年）、実態として自治的に運営せざるを得ない状況であった。この義務教育の国庫補助金は、戦後に地方交付税交付金に制度変更され、3割自治や4割自治と挪揄されつつも、地方自治財政の基盤となっていく。明治から昭和戦前期にかけては、義務教育以外でも、国からの補助金などは現在と比較すると限定されており、「自治」を行わざるを得ない状況であった。他方、現在のインドの地方自治は本書でもたびたび述べられているように、実態としては中央・州政府の実施する政策の末端での配分を担うことが主たる業務である。従って、自律・自己統治としての自治というよりも、中央・州政府の役人による村統治ではなく、中央・州政府の諸制度をいかに民主的に配分するか、という点が問題であるように思われる。

自主的財源に乏しいインドの村パンチャーヤトでは、日本の交付税交付金のように一括して交付される移転財源が少なく、中央・州政府の何らかの助成制度（ProgrammeやScheme）の財源に依存せざるを得ない。そこでは、村レベルの統計データは県・郡において各村にどのように予算配分するか、というデータとしても利用されるはずである。つまり、村内部の自治としてのデータ・ニーズを

満たすだけではなく、他村との関係で財源を確保するためのデータとしても利用される。このような状況で、村レベルのニーズに対応した、下からの統計データの整備は可能なのだろうか。中央・州政府によって村レベルのデータの質が明確に保証されない限り、BPLセンサスでは実際に問題となったように、各村が過大・過少申告する問題が発生すると思われる。インドだけではなく諸外国との比較を念頭に置いて、地方財政を含めた地方自治制度と統計データの関係を考究すれば、本書はさらに深化したものになると思われる。

また、近世に村請制度が長く続き、田植え水の管理を共同で実施せざるを得なかった日本では、村内部の社会結合が強固で調査に協力が得られやすかったと考えられる。それに対して、灌漑施設もほとんど皆無で植民地以来の徴税システムによって個人主義的な側面が強いインドの農村では、個票を用いた調査が困難（あるいは発想自体がない）のではな

いかと推測している（インドの農業センサスの「質」の低さは、インド研究者の間では常識らしい）。村落構造が村レベルの自治に影響している点も論点になるのではないだろうか。

ところで、一般には諸統計をデータベース化したものを統計データベースと呼んでいる。が、本書では隔靴搔痒とも言われる集計結果としての統計資料ではなく、‘人々のリスト’までも統計データベースとして理解しており、統計とデータの区別をどのように考えるかも、統計とは何かが常に問題とされる経済・社会統計学に即した論点になるであろう。

以上、本書の主題を超えた評者の興味に従って感想のごとき論点を述べてきた。

地方自治の発展が期待されているインドの現状において新たな課題とされはじめた、地方自治と地方レベルの統計データ領域に関する本書は、経済・社会統計学の研究者のみならず、インドに関心を持つ全研究者に是非読んでほしい良書である。

И.И. Елисеева и А.Л. Дмитриев,
*Очерки по истории государственной
статистики России*

（Издательство Росток, Санкт-Петербург, 2016）

イ・イ・エリセーエワ，ア・エル・ドミトリエフ 著
『ロシア国家統計通史』

（ロストク社，サンクトペテルブルグ，2016年（露語））

山口秋義*

1. ロシア統計史研究における本書の位置

本書の代表著者であるエリセーエワは本学会の会員であり，2014年に結成されたロシア統計学会会長でもある。共著者のドミトリエフは国立サンクトペテルブルグ大学と国立サンクトペテルブルグ経済大学とにおいて教鞭をとっている。

ロシアの公的統計制度に対して様々な国の研究者や統計家から関心が寄せられてきた。1990年代以降ロシアの公文書館へのアクセスが容易となり，歴史公文書を詳細に検討した研究成果が2000年代に入って発表されるようになった。そのうち注目すべき成果は次の2つである。ひとつはフランス人研究者ブリュームとメスピュレによる『官僚主義的無政府性：スターリン下における統計と権力』¹⁾である。この研究はロシアの政府統計家に対する弾圧の経緯に主に焦点を当てたものである。もう一つはロシア人研究者トロポフによる『情報の国有化：革命後ロシアにおける政

治権力と中央統計局』²⁾である。この研究は国家統計組織をソヴィエト国家機構においてどのような位置づけを与えるかをめぐって繰り広げられた旧ゼムストヴォ統計家とソヴィエト政権との駆け引きに焦点を当てたものである。これら以前にもロシア統計史に関する研究はロシア語で書かれたものを中心として多くの蓄積がある。そのうち本書の序で紹介されているものは次のとおりである。

- ① 『内務省中央統計委員会論集』（1913）
- ② ヴェ・エ・デン（1926，1929）『ソ連最重要経済部門統計の源泉』1－2巻
- ③ エム・ヴェ・プトウーハ（1955，1959）『ソ連統計史総覧』
- ④ ア・イ・エジョフ編（1960）『ソヴィエト国家統計史』
- ⑤ 『ソ連統計史総覧』（1955－1972）1－5巻
- ⑥ ア・イ・ゴズロフ（1972）『わが国統計史総覧』
- ⑦ テ・ヴェ・リャブシキン，ヴェ・エム・シムチェラ，イエ・ア・マシーヒン（1985）『ソ連における統計学の発展』

* 正会員，九州国際大学

〒805-8512 北九州市八幡東区平野 1-6-1

e-mail : a-yamaguchi@econ.kiu.ac.jp

⑧ ベ・ゲ・プロシコ，イ・イ・エリセーエワ（1990）『統計史』

エリセーエワ会員とドミトリエフによる本書はこれら先行研究を踏まえ、さらに新たに発掘した公文書に依拠してこの分野の研究成果を補強したものである。依拠した公文書はモスクワのロシア国立経済公文書館とサンクトペテルブルグのロシア国立歴史公文書館に保管されているものが中心となっている。ロシア統計史研究において今後さらに詳細な成果が発表されると期待されるが、本書はこの分野に関心がありロシア語を理解する者にとっての必読書である。

ロシア統計史において各時代の社会的背景に規定された統計行政上の諸課題があった。著者はこれらを考察するうえでの基軸となる視点として、統計調査の単一組織への集中と統計組織の独立性との2つを示している。ロシア統計制度の特徴の一つは集中型統計組織編成である。統計調査を単一組織へ集中する構想はすでに帝政期において西欧における論議の影響の下に形成されていた。集中型統計制度を定めた法令が施行された1918年以降、この制度が定着するまでには紆余曲折があった。1991年のソ連崩壊後、統計指標体系の変革だけでなく統計組織がどのように変更されるかに研究者の関心が集まった。集中型を特徴とする統計組織が今後どのように変更されるのが注目される。また統計組織の独立性は統計の真実性に影響する要因の一つとみなされる。

2. 本書の内容

本書の構成は次のとおりである。

序

- 第1章 ロシアの省制度と統計機関の創設
- 第2章 1834年の行政統計制度の創設
- 第3章 1852年の行政統計の強化
- 第4章 中央統計委員会の設置と統計活動の発展

第5章 ロシアにおけるセンサス

第6章 革命前夜の国家統計

第7章 ソヴィエト統計の誕生

第8章 計画経済に資する統計

第9章 1950年代末以降のソヴィエト統計の発展

第10章 現代におけるロシア国家統計
結び

付録 1. ロシア国家統計年表

2. ロシア統計機関の歴代責任者略歴
人名索引

各章の要点を紹介しておく。

第1章は1802年から1834年までを対象としている。ロシア政府統計制度の始まりは各省から皇帝への年次報告を義務付けた勅令が発出された1802年にさかのぼる。1811年に警察省統計部が設置され部長にドイツ人のカール・ゲルマン（Herrmann：ロシア語表記はГерман）が就任したことをもって政府統計組織のはじまりと著者はみなす。統計機関が行政機構全体のなかでどのような位置を占めるべきかについて、統計制度発足当初から問題とされた。1819年警察大臣が閣議への書簡のなかで、統計組織が警察省に付属すべきであることを主張した文書が紹介されている。1832年までに警察省（のち内務省）統計部によって作成された統計は公刊されず、また現在公文書館に保管されていない。

第2章では県統計委員会が設置され、その議長を県知事が兼務することとなった1834年以降が対象となっている。1839年には県知事からの報告に依拠して作成された最初の統計集『ロシア帝国統計のための資料』が公刊された。当初は毎年刊行が計画されたが2巻までしか作成されなかった。1836年には統計集『サンクトペテルブルグ統計情報』が公刊された。内務省統計部以外にも自由経済学会とロシア地理学会の統計作成について紹介されている。

第3章は1852年に内務省付属統計委員会

へ改組されて以降の時期が対象となっている。この時期の統計資料も県知事からの報告に基づいた地方情報を集計したものであった。統計委員会の組織は弱く1851年には集計作業を担当していた職員は1人であった。当時の統計委員会議長が、統計の基礎資料となった県知事報告が「不明瞭かつ不完全」であったことを指摘する公文書が紹介されている。この時期はまた他の官庁による統計作成が活発となり次第に統計作成の重複が問題となる。統計の重複は1852年にケトレーの提唱で開始される万国統計会議における論議とも重なる。1857年に諸官庁と内務省中央統計委員会とが123件の統計を重複して作成したことが示されている。報告項目の重複は400を超え、報告する側の負担に関する1857年の報告書が紹介されている。1863年に調整機関としての統計評議会が設置され官庁間における統計の重複の克服が図られただけでなく、あわせて単一の統計機関設置の必要性が認識されるようになった。

第4章は中央統計委員会が設置され統計機関の組織改革が行われた1860年代半ば以降の時期を対象としている。1866年に中央統計委員会の最初の統計集『ロシア帝国統計時報』が出版された。中央統計委員会議長には著名な地理学者であるセミョーノフが就任した。彼は1870年には全露統計大会を召集し、1872年には第7回万国統計会議ペテルブルグ大会の議長を務めている。

次第に顕在化する官庁間における統計の重複を克服することを目的として、1908年に中央統計委員会は統計組織の改革を国会へ提出した。この改革案には万国統計会議における統計制度をめぐる論議が反映していた。改革の要点は他の官庁に従属しない独立した統計組織の設置であった。内務大臣ストルイピンが「閣僚会議に従属するも、いずれの官庁にも属さない」独立した単一組織の必要性を記した公文書が紹介されている。1910年に法案

は上院で承認されたものの、法案の対象が中央組織に限定され地方組織に及ばなかったことを理由に下院の承認を得られなかった。1912年中央統計委員会は地方組織を含めた統計改革案を国会へ提出した。閣議及び上院では承認されたものの下院での承認がまたも得られなかった。その理由は農奴解放後活発となったゼムストヴォ統計組織と改革案に盛り込まれた地方統計組織とが互いに阻害する恐れがあるというものであった。そのゼムストヴォ統計活動について1860年代半ば以降1914年の第1次大戦までの50年にわたり詳細に紹介されている。ゼムストヴォ統計家の多くが1917年ロシア革命後の統計制度改革論議の中心的役割を担う。

第5章では1897年の人口センサス、1916年と1917年の2回行われた農業センサスとの経緯が紹介されている。

第6章は第1次大戦から1917年の革命にいたる時期が対象となっている。対戦最中の1916年に中央統計委員会は再び統計改革案を作成した。改革案では「個別官庁から独立しすべての官庁の要求にこたえる」組織が必要とされた。また統計活動の範囲を大きく広げる内容であったため、ア・ア・チュプロフは性急に活動範囲を広げることを批判した。戦況と1917年2月革命とによってこの改革案もまた実現しなかった。

第7章は十月革命を経て集中型統計組織が成立しソヴィエト国家統計制度の骨格が形成された時期以降が対象となる。これはブリュムとメスビュレおよびトロポフなどによって近年公文書に依拠した研究が特に進んだ時期である。1917年12月にペトログラードで開催された統計大会はソヴィエト政権下で最初に統計制度をめぐる論議が交わされた全国規模の統計会議であった。その後1918年6月の全露統計家大会において集中型統計制度を定めた法案が作成される。ここでの論議の焦点は統計調査を単一組織へ集中することと、単

一統計組織を行政機構全体の中でどのような位置づけを与えるかということであった。集中型統計組織が分散型に対してより合理的であるという見解は万国統計会議における論議の主流であった。ソヴィエト統計制度が特に1867年フローレンス大会決議の影響を受けたものであることが最近の研究によって明らかにされたことが紹介されている。1918年7月に人民委員会議布告「国家統計について」によって世界で最初の集中型統計制度が設置された。またこの章ではソヴィエト統計のもう一つの特徴である統計報告制度の形成過程を詳細に検討している。1919年に工業經常統計が開始され、1930年代に入って事業所からの定期報告にもとづいて統計が作成される統計報告制度が定着した。ソヴィエト統計の2つの特徴である集中型統計組織と統計報告制度とが定着するまでには多くの困難があった。例えば中央統計局と並行して食料価格統計を作成していたのは、労働人民委員部、中央消費協同組合、財務人民委員部、最高国民経済会議中央統計部などがあった。このように各官庁がそれぞれ統計調査を実施することが続き、その一例として工業センサスの所管をめぐって最高国民経済会議と中央統計局とが対立した経緯が詳細に示されている。また統計報告制度の所管をめぐるとの対立が最高国民経済会議と中央統計局との間にあった。1922年の法令では統計報告を中央統計局と最高国民経済会議との2つの系統に沿って提出することが義務付けられた。1923年には最高国民経済会議に中央統計部が設置され集中型統計制度は早くも崩れた。最高国民経済会議がデータ収集の権限をより多く自らに引き入れ、中央統計局の活動はセンサスの実施と統計年報の作成に限定されるようになる。著者はこの時期の統計制度について「独立した集中型国家統計という思想が崩壊した」と評価している。その後1926年に中央統計局内にスタートプランと称する総合調整機関が設置され、すべ

ての官庁の統計作成に対してこの機関の承認が必要とされた。このことを契機として徐々に統計調査の集中化が実質的に進む。

第8章は第1次五か年計画が開始され、のちに中央統計局が国家計画委員会中央国民経済計算局として吸収される前後の時期を対象としている。1932年にインスペクターと呼ばれる常勤調査員が地域に配置され、それまでの在郷統計家とよばれるボランティア調査員に替わった。また1930年代の特徴として統計家の粛清と統計数値の秘匿とがあげられる。政府統計家に対する弾圧はロシア統計史における悲劇であった。中央統計局職員の個人調査の作成が始まるのが1924年であり、粛清対象となった101名の名簿が秘密裏に作成された。粛清がピークを迎えたのは1937年人口センサス直後である。公表される統計出版物が大幅に減少したのも1937年以降であり、1938年には公表統計資料は姿を消し、統計出版物は配布先リストを基に配布されそれぞれの冊子に通し番号が付された。統計組織の計画機関への従属によって、計画の超過達成を示すことを目的とした統計の歪曲の仕組みが生み出されたと著者は指摘している。1941年から1947年にかけて物的資源や労働資源を対象とした臨時調査が142回行われた。その多くは7日から15日という短期間で実施された。また1942年から統計報告制度における報告期間が著しく短縮された。コルホーズの労働力資源に関する情報など主要農業部門については5日毎の報告が実施された。また鉄道輸送については毎日、5日毎、10日毎、毎月の定期報告が実施された。このように第2次大戦が統計報告制度の定着の契機となった。その後1948年には統計報告制度の周期は毎月へと変更された。1948年に中央統計局は国家計画委員会から分離し独立した組織となる。この時期における統計作成の主たる方法は戦時と同様に統計報告制度であったが、いくつかのセンサスも実施された。また統計の公開

が徐々に進み1949年には学術誌『統計通報』が再刊され今日の『統計の諸問題』に継承されている。

第9章は1956年の第20回党大会におけるスターリン批判以降の時期を対象としている。肅清された統計家の名誉回復と統計資料の公開が進んだ。1956年以降、統計集『ソ連の国民経済』が毎年出版された。1957年に40の省と国民経済会議が廃止され、地方を基礎とした経済運営に転換された。諸省の廃止とあわせて統計報告の中央統計局への集中が進む。工業統計報告につづいて他の部門の統計報告が中央統計局の所管となる。統計報告を中央統計局へ集中するうえでの物的基盤となったのは計算技術の導入であった。1957年に中央機械計算ステーションが設置され、地域におけるインスペクターと呼ばれる常勤調査員制度とあわせて地区情報計算ステーションの設置が進んだ。1959年には戦後初となる人口センサスが実施されている。

1965年から1985年のペレストロイカ開始までに計算技術の導入がさらに進み国家統計自動システムと呼ばれる統計作成システムが出来上がる。1975年には国家統計自動システムを通じて作成された統計件数が中央統計局の全統計の半数を超えた。1970年には人口センサスが実施され報告書は7巻にまとめられて公表された。1979年に行われた人口センサスにおいて初めてマークシート方式の調査票が採用された。調査結果は全11巻にまとめられたが公表されたのは1巻だけであり、残りの10巻は行政目的の使用に限定され公開されなかった。1985年ペレストロイカと呼ばれる社会主義体制下での経済改革が進められる。その一環として統計改革が着手され、失業統計の復活など市場経済に照応した統計指標体系の変更と統計組織の改革が進められた。

第10章は1991年のソ連崩壊から今日までのポストソヴィエト期を対象としている。新生ロシアの政府統計発展の基本的方向を示し

た重要な文書として国際統計の基本原則を定めた第47回国連ヨーロッパ委員会決議を著者はあげている。これに沿って改革が進められたロシア統計に対してIMF、ユーロスタート、OECDなどの国際機関から関心が向けられた。1992年から2000年にかけて国家統計改革プログラムが実施され、国際統計実践において採用される統計指標体系への転換が進められた。1991年にはCPIが毎週金曜日に発表され、またSNA導入とこれに照応した統計の整備が進められた。また統計組織の在り方は、大統領府直属となったりあるいは経済発展省付属機関となったりと、行政機構における位置づけが変更されてきた。しかし現在のロシア連邦国家統計庁の組織構成は内部組織の名称変更を伴いながらも集中型を継承しているし、また地方の直轄組織も維持している。このように中央集権的集中型が今日に至るも継承されているとみなされる。

3. 本書の意義と課題

本書の意義は次のとおりである。

第一に、近年公文書に依拠して進展がみられたロシア統計史研究の先行研究を新たな公文書の解説を通じて補強したことである。

第二に、ロシア統計史研究の基軸となるべき視点として、統計調査の単一機関への集中と統計組織の独立性との2つを示したことである。集中型統計組織を目指した論議が帝政時代から経済体制の違いを超えて検討されてきた経緯が明らかにされている。また統計の真実性に影響する要因として統計組織の独立性をとらえている。統計組織の独立性には政治的中立性が含まれるべきと評者は考える。著者は政治的中立性については明記していないが、このことを主張する論議の引用がいくつか示されている。政治的中立性は例えば1918年の全露統計家大会における討論にも示されていることを評者として付記しておきたい。かつてソヴィエト統計の歪曲が西側研

究者の間で取り上げられてきたように統計組織の独立性はロシア統計史を見るうえで重要な視点であろう。

本書は新たに発掘した公文書に基づいた詳細な研究であるが、時代間において公文書の利用にばらつきがある。近年研究が進んだロシア革命直後の時期と比べて1930年代以降の研究に関しては今後に課題を残したと思われる。今後の研究の進展に期待したい。

本書には興味深い歴史資料が多く掲載されている。例えば、年表と人名索引のほか代表的統計家の肖像画と写真、また1897年人口センサスの集計作業に使用されたアメリカ製の集計機ホレリスの写真が添えられている。また初代長官のゲルマンの墓が2010年にベテルブルグのリュデランスキー墓地で発見されたことが紹介されているなど、歴史資料として興味深い多くの情報が紹介されている。

注

- 1) Alain Blum et Martine Mespoulet, *L'anarchie Bureaucratique: Statistique et pouvoir sous Staline*. Paris, La Découverte, 2003. ISBN2-7071-3903-3, -372p. АленБлюм, Мартина Меспюле. Бюрократическая анархия: статистика и власть при Сталине. М., Издательство «РОССПЕН», 2008. (пер. В.М. Володина). ISBN978-5-8243-1011-5, -328с.
- 2) И.А. Тропов. Национализация информации: Политическая власть и ЦСУ в послереволюционной России. СПб., «ГУАП», 2007. ISBN978-5-8088-0259-9, -171с.

野崎 明 編著 『格差社会論』

（同文館出版，東京，2016年）

福島利夫*

はじめに

本書は，東北学院大学経済学部にて7年前に新設された，「共生社会経済学科」の3年生向け授業「格差社会論」の教科書として企画されたものである。このユニークで魅力的な学科名称については，「世代，性別，ハンディキャップ，民族，文化など，さまざまな違いを持つ人々が『共生』するための社会のあり方を考え，その社会を実現し動かすための『経済』について学びます」（大学ホームページ）と説明されている。キリスト教神学を母体としている大学ならではの学科設置構想なのかもしれない。本書は，当初，学生のための基本的な教材として作成された講義資料集（東北学院大学社会福祉研究所編『福祉社会論：人間の共生と格差を考える―多文化共生とは何か―』）が基に（第3章を除く）なっている。

1. 本書の概要と逐次的コメント

本書の構成を以下に掲げる。

第1部 日本編

第1章 日本の所得格差と格差測定の方法
（前田修也）

第2章 雇用格差と健康格差（熊沢由美）

第3章 世代間格差（佐藤康仁）

第4章 格差と貧困（阿部裕二）

第2部 アジア編

第5章 タイにおける経済的不平等と社会的排除（野崎 明）

第6章 中国における所得格差拡大に伴った貧富の格差問題（楊 世英）

第7章 インドの経済開発と帰依の経済学：その固定と流動をめぐって
（千葉 一）

第1章「日本の所得格差と格差測定の方法」では，まず「一億総中流」意識の推移を「戦後日本経済と格差」として，5つの時期区分によって取り上げる。その時々々の世相の動きが，主要耐久消費財の普及率やエンゲル係数，ジニ係数などの変化とともに生き生きと描かれている。しかし，その出発点での「一億総中流」意識を内閣府の「国民生活に関する世論調査」によっており，1965年に「中の中」が50%を超えたということであるが，この世論調査の設問が，「上」，「中の上」，「中の中」，「中の下」，「下」という中央部のみが肥大した区分であることにも注意が必要である。

次に，ジニ係数で測った日本の所得格差が大きいという主張（橘木俊昭『日本の経済格差』）をめぐって，それは人口高齢化と単身・2人世帯の増加による「見かけ上」の格差の拡大にすぎない（大竹文雄）とする論争が紹介される。その後，格差測定の方法として，所得分布統計の注意点，不平等尺度，等価可処

* 正会員，専修大学経済学部

〒195-0071 東京都町田市金井町2013-31

e-mail : tfukusim@isc.senshu-u.ac.jp

分所得について触れる。最後に、「新たな格差の出現」として、いくつかのキーワードを紹介する。しかし、これらのキーワードがあまりにも簡単な紹介であるために、誤解を招きかねないかと危惧する。たとえば、「ワーキングプア」で、その原因の1つとして挙げている、「生活保護基準が高すぎる」という記述である。

第2章「雇用格差と健康格差」では、まず雇用格差について、主に雇用形態と性別による格差を取り上げる。「非正規」の割合は37.4% (2014年) であるが、この割合については、女性では56.6%、男性では21.7%という性別の数値も明記が必要である。

次に、多くの「非正規」が200万円未満で働いているし、社会保険の加入についても、「非正規」は厚生年金52.0%でしかなく、老後の年金格差にも続く。さらに、男性の場合には、雇用形態が恋愛や結婚に影響する。20代・30代の合計で見ると、既婚は「正規」が27.5%に対し、「非正規」は4.7%である。

他方、労働時間を見ると、「正規」では週60時間以上の人が14% (2012年) もいるとの指摘があるが、できれば長時間労働のために過労死や過労自殺が起こっていることに注意を喚起してほしかった。

次に、社会経済的な要因に左右されるものとして、健康格差を取り上げる。社会経済的因子のうちで、まず所得との関係を見ている。

第3章「世代間格差」では、公的年金の給付と負担に関する現在の年金受給世代 (高齢世代) とこれから年金を受給することになる現在の若年世代、将来世代との間にある格差など「生涯」を通じた格差 (受益と負担の差) を取り上げる。世代間格差を測る世代会計の出発点の関係式は、(現在から将来にかけての政府の収入の現在価値) + (政府の純資産) = (現在から将来にかけての政府の支出の現在価値) である。ここで「政府の収入」は、「現在世代の負担」と「将来世代の負担」とに分かれ

る。また、「政府の支出」は年金や医療などのように「個人の受益」とみなすことができる支出項目 (移転支出) と政府消費や政府投資のように「個人の受益」とみなさない支出項目 (非移転支出) とに分かれる。このうち、「個人の受益」は「現在世代の受益」と「将来世代の受益」とに分かれる。そして、「負担と受益の差」が「純負担」となる。そのうえで、現在世代 (そのうちの0歳世代) と将来世代の生涯純負担との差を世代間不均衡といい、世代間格差の大きさを表すものとする。しかし、記述が簡単であり、特に将来世代の純負担の推計方法が不明なままである。

さらに、世代間均衡の回復方法をめぐる利害の対立が取り上げられる。高齢社会では投票者に占める高齢者の比率が高くなり、政治家が高齢者向けの政策を優先する「シルバー民主主義」と呼ばれる現象があると紹介する。本章全体のトーンとして、「若者世代」対「高齢者世代」という自然年齢のみによる格差・対立を見出そうとしているが、それぞれの世代の貧困、つまり「若者の貧困」、「高齢者の貧困」の実態には無関心な様子がうかがえる。財源問題としては、企業からの法人税収も有効である。また、個人についても、年齢という自然的区分だけでなく、所得階層という経済的区分の視点が重要である。

第4章「格差と貧困」では、格差社会に潜む貧困として、まず、貧困問題への3つの見方を挙げる。①「自己責任論」(個人的原因)、②「社会責任論」(社会的要因)、③福祉が依存心を生んで貧困から抜け出せない「貧困の罠」である。次に、貧困の定義として、絶対的貧困、相対的貧困、さらに相対的剥奪、社会的排除、ケイパビリティ (潜在能力) の欠如が挙げられる。そこから、現代社会における貧困・低所得者層の生活問題に入る。まず「貧困の4つの表現」(岩田正美) を取り上げる。貧困が慢性化・固定化すると、貧困のコアにある「お金がない」ということだけでは

なく、その周辺に4つの側面が付随していく。①「社会関係からの排除」、②権利行使ができない「パワーレス/ボイスレス」、③「恥・自己評価の低さ」、④社会の側からの「非難・軽蔑」である。次に、生活保護受給世帯はその多くが「高齢者世帯」であること、政策的対応の現状と課題としては、不正受給率0.46% (2014年度)と漏給者、捕捉率の低さ、子どもの貧困率16.3% (2012年)と「子どもの貧困対策推進法」施行 (2014年)、ホームレスについては、高齢化・長期化や再路上化の問題がある。「無縁社会」と呼ばれるように、血縁、地縁、社縁に包摂されない孤立した人々にとっては伴走型支援 (新たな第4の縁) の制度が求められている。最後に、生活保護に至る前の支援策として、「生活困窮者」を対象とした生活困窮者自立支援法が第2のセーフティネットとして実施 (2015年4月) となった。

第5章「タイにおける経済的不平等と社会的排除」では、最初に東アジアと東南アジア諸国・地域間所得格差 (階層間所得格差) を取り上げる。労働生産性は高くなっているが、労働分配率が低下しているのは、農村の余剰労働力が大量に存在しているからである。そして、教育格差とともに、都市部・沿岸部と内陸部との空間的格差 (地域間格差) がある。

次にタイの所得格差である。まず産業構造上の不均衡として、2000年の時点で農業の就業人口比が50%近くあるのに、付加価値の構成比は10%にも満たない。そして、中等教育以下の教育歴をもつ人たちが60%以上を占めており、就業者の多くはインフォーマルセクター (農業等) に従事している。それから、空間的格差として、経済活動がバンコクとその周辺 (首都圏) に高度に集中している。さらに、資産所有の不平等がある。2007年では、最上位10%の階層が55%の資産を所有している。

最後に、タイの貧困として「子どもの身体的・精神的・社会的発達を妨げ教育の機会を

奪う労働」である「児童労働」を取り上げる。「児童労働」は労働市場の最底辺を形成している。最近の傾向としては、出身地がタイ国内から周辺の近隣諸国に広がっている。

第6章「中国における所得格差拡大に伴った貧富の格差問題」では、まず中国经济全体の高成長にもかかわらず、「雇用なき成長」時代に入っている。1978年の改革・開放政策以前の中国は、一種の表層的な平等社会であった。そして、改革・開放後は経済成長とともに、貧富の格差が進行している。それは、「成長する中国」とともに、「不平等な中国」という印象をもたらした。中国の所得格差問題は深刻であり、社会は二極化している。中国は依然、発展途上国における過剰都市化問題で悩んでいる。未熟練労働市場がほとんどで、根本的には基礎教育が普及していないことが原因である。

第7章「インドの経済開発と帰依の経済学：その固定と流動をめぐる」では、まず経済開発の方法が、早急な重工業の確立を重視した大規模な公共投資による輸入代替的重工業化の推進であった。インドの農村部には総人口の約70%、貧困層の約80%が暮らしているにもかかわらず、農業部門は相対的に軽視されてきた。重工業への固着と集積・固定化が、インドの慢性的貧困を長期化させ、カースト的社会構造をベースとしたかなり強固な格差社会を出現させた一因である。次に、教育格差については、北インドのベルト地域での、非識字率と貧困、暴力のトライアングルが見られる。

さらに、「バクティ：帰依の伝統と社会的弱者の救済」という、12世紀南インドの宗教改革運動を取り上げる。シヴァ派の一大勢力であるリンガーヤタの運動は、バクティ (帰依・信愛) という信仰を宗教改革、さらには社会改革や社会開発的活動にまで敷衍している。その運動とは、業・輪廻観からの解放、カースト制の否定、労働の尊厳、寺院否定、万

人司祭主義等，信仰によって結ばれた互酬的共同体社会の追求などを訴える活動である。そこではダーソーハ（献身，いたわり，贈与などの意味）と呼ばれる行為を相互に為すことが期待され，「救うことによって救われる」共済的關係がある。さらに，苦難な状況にともに身を置くという貧困の共有であり，また身体障害という存在様態（スティグマ）は深い信仰の証しとする。そして，「持てる者たち」の富の蓄積と固定であるスターワラとして，貧困層を踏み台にした重工業化政策の失敗をとらえる。スターワラの肥大化は「救済としての経済」の忘却に他ならない。

2. 本書の特徴と少しの要望

第1に，本書の大きな特徴は，日本編とア

ジア編に分かれていることである。そのために，格差と貧困の態様と解決方法も大きく異なっている。アジア編については，世界全体での格差と貧困問題の根本的な解決方法との共通目標を確認することと並行して，それぞれの国・地域の伝統も含めた実態から出発することの必要性を感じさせられた。特に，インドの宗教改革運動の考え方には，新鮮な驚きを感じた。

第2に，各章ごとの問題の取り上げ方がさまざまである。学生たちの感性に訴えかけるとともに，理論や政策として理解しやすく整理して提供する工夫が感じられる。しかし，多くのことを盛り込もうとする気持ちが先走って説明が不十分になっている箇所には改善を望みたい。

『統計学』創刊60周年記念特集にあたって

『統計学』創刊60周年記念事業委員会委員長

水野谷武志*

本特集は『統計学』創刊60周年記念事業の一環として企画された。前回の創刊50周年記念号以降の内外の統計・統計学の新たな展開を踏まえ、社会科学としての統計学の再構築を目指して学会活動の活性化と機関誌の発展・充実を図ろうとするものである。学会員を対象にした公募企画のなかから、現在、2つの特集企画、すなわちA「標本設計情報とマイクロデータ解析の実際」(責任者:坂田幸繁会員),B「政府統計マイクロデータの作成・提供における方法的展望」(責任者:伊藤伸介会員)がスタートしている。

特集企画Aは、統計法改正により利用形態として定着しつつある政府統計調査票情報のとくに2次利用をめぐって、その信頼性、正確性評価のための論点として、実在の有限母集団からの標本統計の調査票情報の利活用の方法に焦点を当てている。標本設計情報、とくに抽出ウェイトの利用や、解析的利用における尤度概念の妥当性、超母集団モデル(モデル・パラメータ)の推定問題などをとりあげる。

標本統計の利用可能性は、日本へのサンプリング・メソッドの導入時に展開された標本調査論争において本学会がコミットした主要課題のひとつである。議論は集計値形態(センサス・パラメータ)の標本推定=技術論(抽出集計の論理)で収斂したかのようだが、近年のマイクロデータの提供と利用は、改めて

2次利用としての標本調査情報を認識原理に遡って新たな形で議論する必要性を提起している。本企画はそのための基本的論点と解決の方向を指し示すため4本の研究論文を予定し論点整理をめざしている。

本号では、最初の論考として、「人口センサスの変容—フランスのローリング・センサス」(西村善博会員)を掲載している。従来型のセンサスが調査環境の悪化や財政緊縮政策のもとで実施の困難を余儀なくされるなかで、フランスの人口センサスの変容(数年にわたるローリング方式への移行と標本調査の活用)について、標本設計、その推計方法、利用方法を取りあげ、その特質を考察している。

一方、特集企画Bは、政府統計マイクロデータの作成・提供に関する方法論を模索するために、政府統計(センサスおよび(標本調査を含む)一部調査)のデータに関する欠測値の処理法、政府統計データにおける秘匿の方法論、メタデータのアーカイブ化等の様々な論点について、統計法制度および統計実務における諸外国の動向も踏まえつつ、政府統計マイクロデータの作成・提供に関する方法的展望を追究するものである。

補定、秘匿といった統計作成に関する実務は、統計(あるいはマイクロデータ)の基本的な作成過程の1つであるにも関わらず、本学会において研究対象としてその方法的意義が議論されることはほとんどなかったと言ってよい。他方で、補定や秘匿に関する研究は1970代に遡ることができ、諸外国では数多くの研究蓄積が存在する。さらに、マイクロデータのデータ構造に標本調査の設計が大きな影響を

* 正会員、北海学園大学経済学部
〒062-8605 北海道札幌市豊平区旭町4-1-40
e-mail: mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp

及ぼすことから、政府統計マイクロデータの作成過程における一部調査（標本調査）の方法的位置についての議論も求められよう。こうした状況を勘案した上で、本特集企画では、補定や秘匿を主なテーマとしながら、政府統計マイクロデータの作成・提供に関する方法的な諸問題について考察を行うものである。

本号においては、本特集企画の中で補定に焦点を当てた論考「諸外国の公的統計における欠測値の対処法 — 集計値ベースと公開型マイクロデータの代入法 —」（高橋将宜会員）を掲載している。本稿は、UNECE（国連欧州経済委員会）における国際的動向を洞察した上で、欠測値処理の主要な方法である、回帰代入法、比率代入法、平均値代入法、ホット

デック法といった確定的単一代入法、さらには確率的単一代入法と多重代入法について、データ特性の観点からその特徴を明らかにするだけでなく、欠測値処理が政府統計マイクロデータの作成に与える影響について方法的な考察を行っている。

事業委員会では本号を鎗矢として、しばらくの間、特集企画による研究成果として、統計学の今後に関わる重要なテーマや領域問題について特集論文を掲載していくことにしている。新たな特集企画の提案も含め、委員会では、このプロジェクトが社会科学としての統計学という本学会設立の趣旨を再確認しつつ、学会活動の新たなレベルでの展開へとつながることを期待している。

人口センサスの変容

— フランスのローリング・センサス —

西村善博*

要旨

フランスの2004年以降の人口センサスは、2つの基本原則，データ収集の5年のローリング・サイクルと人口1万人以上コミューンへの標本調査の導入を結合させている。本稿では，そのような原則を有するフランスの新センサスについて，標本設計，統計結果の推計方法と利用を示すとともに，その特質を考察する。標本設計ではコミューンないし住所を単位とするローテーション・グループの編成，統計結果の推計ではウェイト計算が課題となる。結果の利用では2006年以降，毎年，統計結果が公表されているにもかかわらず，統計的な比較分析では5年ごとの比較が基本であることなど，いくつかの制約がある。したがって，他の統計情報源の整備や統計間の整合性の検討が必要になっている。

キーワード

人口センサス，ローリング・センサス，均衡標本

はじめに

フランスの2004年以降の人口センサス（新センサス）は，2つの基本原則，すなわちデータ収集の5年のローリング・サイクルと人口1万人以上のコミューン¹⁾への標本調査の導入を結合させたものである（INSEE²⁾, 2006）。

新センサスに関する最初の年次調査は2004年に実施され，新センサスは計画から実施段階に移行する。05年5月付で，Insee Méthodes 特別号（Godinot, 2005）が公表され，調査の全貌が提示される。これに対して推計方法は，08年～09年に公表された文献を通じて明確になる。

本稿の目的は，上記に関係する文献にもとづき，フランスの新センサスについて，標本設計，統計結果の推計方法と利用をとりあげ，その特質と今後の課題を考察することにある。

1. 標本設計の前提と均衡標本

1.1 前提

新センサス関連法（2002年2月27日付法律）第156条第VI項は，調査の一般的な枠組みを，「センサス調査の期日はコミューンに応じて異なることがある。人口が1万人未満のコミューンについては，調査は悉皆的であり，5年間に毎年交代で実施される。他のコミューンについては，標本調査が毎年行われる。この全域も同じ5年間に調査される」（Godinot, 2005: E.2.2）³⁾と規定している。この

* 正会員，大分大学経済学部
〒870-1192 大分市大字旦野原700
e-mail : ynishi@oita-u.ac.jp

枠組みに対応する標本設計の前提は, Dumais et al.(1999), Grosbras(2002a) で詳細に論じられている。(以下, 人口1万人未満のコミューンを「小コミュニティ」, 人口1万人以上のコミュニティを「大コミュニティ」と略称する。)

人口センサスに採用される方法は経費増を伴うことはできない。そのため, 年次調査は840万の個人票の収集となる。単純計算では7年間で約6千万の個人票となり, 1回の旧センサスに相当する調査規模となる。また, データ収集の周期は5年である。これは市町村議会選挙の周期(6年)と重複しないこと, より迅速に更新情報を与えることを考慮している。

フランス人口(1999年)は, 小・大のコミュニティ間で約3千万人ずつ2分割される。約36000の小コミュニティでは必要な結果精度を得るために全数調査が導入される。このため, 小コミュニティでは毎年, 約600万の個人票が収集される。他方, 大コミュニティでは毎年約240万の個人票が収集される。そのため年次の抽出率は約8%(以下の式の p), 5年で約40%の抽出率となる。

$$\underbrace{1/5 \times 29900000}_{\text{小コミュニティ}} + \underbrace{p \times 28800000}_{\text{大コミュニティ}} = 8400000$$

調査は5年周期のローテーション・グループを編成して行われる(Godinot, 2005: B.3.1)ため, 全国が5つの地域群に分けられ, 小コミュニティではコミュニティが, また大コミュニティでは住所がグループの単位となる。

調査対象は基本的に, 通常の住戸ないし世帯, 施設⁴⁾, 移動住宅, ホームレス, 川船の船上生活者である。施設や移動住宅は通常の住戸とはみなされない。以下に, 住戸と世帯の定義を補足しておく(Godinot, 2005: Glossaire; INSEE, 2014a, 2016b)。センサスでの住戸とは, 区分され(壁や仕切りで閉じられ), 独立した(外部や建物の共有部分から直接ア

クセス可能な入り口を設けた) 一つの場所とされている。一戸建て家屋や集合住宅の内部にも住戸は設けられている。

住戸は, 本宅, 臨時住宅, セカンドハウス, 空家の4種類からなる。センサスでは, 世帯は本宅を形成する同一の住戸に住む人々の集合とされる。すなわち, 本宅人口は世帯人口を構成し, 本宅数は世帯数と一致する。なお世帯には, センサスの時に他の所に滞在する人々(たとえば, 勉学のため他の所に住む未成年の子供や仕事のため家族宅外に住む配偶者)を含む。

標本設計では, 世帯人口が全人口の約98%, 施設人口が約2%を占め, その他はごくわずかである(INSEE, 2009a)。新センサスはフランス本国と海外県で実施されるが, 本稿では, 本国のコミュニティに限定して論じることにする。

1.2 均衡標本

INSEEは標本設計に均衡標本⁵⁾を使用している。それについて, Insee Méthodes 特別号の解説をみておこう(Godinot, 2005: Annexe B1)。

標本抽出の効率性を改善する, すなわち推定量の分散を減らすさまざまな手段がある。最も良く知られるのは層化と確率比例抽出法などに代表される不均等確率比例抽出法(tirage à probabilités inégales)である。一般に, われわれは調査母集団の異質性をできる限り考慮した標本を作成しようと努める。これは標本抽出において目的変数に関連すると想定される補助変数の観測値をその母集団レベルで活用することによる。

標本調査で関心を寄せる変数を Y , この変数の基準母集団 U における合計を $T(Y) = \sum_{i \in U} Y_i$ と仮定しよう。標本データから, $T(Y)$ の推定量 $\hat{T}(Y)$ とその分散 $V(\hat{T}(Y))$ から導かれる信頼区間を構成できる。推定量 $\hat{T}(Y)$ は, Horvitz-

Thompsonの公式から、 $\hat{T}(Y) = \sum_{i \in s} Y_i / \pi_i$ で与えられる。ただし、 s は標本単位の集合、 Y_i は単位 i についての変数 Y の観測値、 π_i は標本設計で定められる、その包含確率である。

均衡標本の考え方は、母集団について、その合計 $T(Z_k)$ が正確に分かっている補助変数 $Z_k(k=1, 2, \dots, K)$ の存在に依拠する。そして、われわれは、標本抽出において補助変数 Z_k を観察し、標本によって既知である母集団合計を十分に再構成できるかどうかに着目する。換言すると、補助変数 Z_{ki} にHorvitz-Thompsonの公式を適用して、合計 $T(Z_k)$ の推定量が $\hat{T}(Z_k) = \sum_{i \in s} Z_{ki} / \pi_i = \sum_{i \in U} Z_{ki}$ を満足できるように包含確率 π_i を、したがって抽出確率を定めることにする。

このような性質をもつ標本は変数 Z_k について均衡しているという。自然な考え方として、 $Z_k(k=1, 2, \dots, K)$ について確実に成立することは変数間の相関関係を考慮して目標変数 Y についても成立するだろうと期待できる。

INSEEは均衡標本を得るためにキューブ法⁶⁾を利用している。それは、①解が存在するとき、正確な解を与える、②正確な解を求めるのが数学的に困難な場合に、最適な近似解を与える、③大部分のケースで、推定量とその分散に関する簡単な計算方式を提供する、といった特徴を持つ。

2. 標本設計

2.1 小コミュニティ

小コミュニティの標本設計では、コミュニティを単位とするローテーション・グループの編成が課題である(Godinot, 2005: B.3.1)。5つのグループは地域圏別⁷⁾に、1999年センサス結果をもとに、同一の住宅・人口構造をもつ集合として編成される。このためにINSEEは均衡標本に関する統計的方法を利用する。

その方法は層化概念を一般化しながら、基準構造を選択し、その構造をできるだけ忠実に

に再現する標本を選択することにある。換言すると、仮説として、99年に小コミュニティ全体の年齢構造と同一構造の人口を有するコミュニティの集合は、少なくともしばらくの間、その基準に関して良質の代表性を保持すると想定されている。

ローテーション・グループを均衡化するために、10変数、すなわち、住戸数、集合住宅の住戸数、年齢階級別人口(20歳未満、20～39歳、40～59歳、60～74歳、75歳以上)、男性人口、女性人口および各県総人口が選択される。

住戸数に対する集合住宅住戸数の割合にもとづきローテーション・グループ間の居住条件に関する均衡を達成し、男女別、年齢階級別人口によって、グループの同質性が人口構造について確保される。各県の特徴も各グループ内の人口ウェイトで均衡化され、地域特性の同質性が確保される。(Bertrand et al., 2002a)

表1は、地域圏別に、5つのローテーション・グループの1990～99年の人口変化率をみたものである。これから各地域圏のグループ間で、変化率がほぼ等しく、グループが同質的に編成されていることがわかる。

旧センサスや多数の調査の経験からINSEEは、センサスで収集される個々の情報の大部分が年齢、男女および一定の居住形態と十分な相関関係があるので、すべての変数が十分に代表的であろうと期待してよいとしている(Godinot, 2005: B.3.1)。また、コミュニティが統合あるいは分割された場合は、均衡を維持しつつ新しいコミュニティがグループに割り当てられる。

小コミュニティのローテーション・グループは毎年、交代で、その1つのグループが調査される。5年後にカードが切り直されることはなく(Godinot, 2005: B.3.1)、たとえば、2004年調査のコミュニティは次に09年に調査されるように、最初の5年間(04～08年)の順番

表1 1990～99年の地域圏別、ローテーション・グループ別人口の変化率

地域圏 \ グループ	1	2	3	4	5
イル＝ド＝フランス	10%	12%	10%	10%	11%
シャンパーニュ＝アルデンヌ	－1%	－1%	0%	0%	1%
ピカルディー	3%	3%	3%	4%	4%
オート＝ノルマンディー	5%	3%	3%	5%	5%
サントル	5%	5%	4%	3%	5%
バス＝ノルマンディー	5%	3%	4%	3%	4%
ブルゴーニュ	1%	3%	1%	0%	1%
ノール＝パ＝ド＝カレ	0%	0%	2%	0%	2%
ロレーヌ	1%	1%	1%	0%	1%
アルザス	8%	8%	10%	8%	8%

(出所) Bertrand et al. (2002b) より、一部の地域圏のみ示した。

が次の5年間で降も維持される。

2.2 大コミュン

大コミュンの標本設計は2段階、すなわち、ローテーション・グループの編成と年次標本の作成からなる。それらは住所標本として構成され、その抽出枠として建物登録簿(RIL)⁸⁾が利用される。

まず標本設計の前提として、調査対象に選出された住所に属する住戸をすべて調査する方針が決定されている。これは調査員に調査住戸を確実に指示するためである。そのうえで、標本設計に際しては、①住所の住戸数の相違を考慮すること、②年の変化、すなわち住所の消滅と開設に適応すること、③グループと年次標本が住戸と人口について、コミュンとその小地区(IRIS)⁹⁾特性を十分に代表することが原則とされている(Godinot, 2005: B.3.2)。このために各コミュンの住所は、大住所層、新住所層、既知の小住所層¹⁰⁾(その他の住所層)に層化される。

住所の層化に関連して、とりわけ、住戸が多数集中する住所が問題視される(Godinot, 2005: Annexe B2)。すなわち、コミュンないしそのIRISレベルの推計では、標本住所に数十の住戸から成る住所を含むか否かで大きな影響を受ける変数がある。換言すると、住

所に固有なクラスターの影響¹¹⁾を解決する必要がある。

INSEEによれば、解決すべき主要な問題は抽出単位の規模に関する分散である。たとえば、単純な無作為クラスター標本を想定すると変数 Y の合計推定量の分散は以下のようになる。

$$V(\hat{T}(Y)) = M^2(1-t)(S_g^2/m)$$

ただし、 M はクラスター総数、 m は標本のクラスター数、 t は抽出率、 S_g^2 はクラスター間の分散、 $S_g^2 = 1/(M-1) \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2$ である。 Y_i はクラスター i におけるこの変数の合計である。

上式から、クラスターの規模のバラツキが大きいならば変数 Y の合計推定量の分散が大きくなりそうである。このためINSEEは、住戸が多数にのぼる住所から成る特別の層(大住所層)を作成し、その層の住所すべてを5年間で調査することにする。この方針によって、この層については推定量の分散の計算において標本抽出に帰すべき変動要因が存在しなくなるので、大住所を含むコミュンのIRISレベルの推定精度は決定的に改善される。

こうして各住所層について、大住所層はシ

ミュレーション作業にもとづき各住所の住戸数が少なくとも60戸で、合計して、コミューン住戸数の最大限10%に設定される¹²⁾。新住所層は年々出現する住所から構成される。大住所層と同様に、住所の全数が調査される。ただし、新住所層には住戸数が著しく変化した既知の住所を含む。大住所層に組込まれるものもある。小住所層は大・新住所以外の住所から構成される。

最初の年次標本の抽出にはRILの2003年6月末版が利用される(Godinot, 2005: Annexe B3)。この点を考慮に入れ、つぎに、ローテーション・グループの編成と年次標本の作成をみていこう。

大住所層については、99年センサス結果(既知)とそれ以降03年までの大住所(新規)のリストが作成される。新規の大住所の場合、建築許可証の申告書やコミューンの情報により住戸数が判明している。そこで、住所が多数でコミューン内の空間分布を最適にする場合、キューブ法を使って住所が、住戸数を基準に5つの均衡グループに分けられる。新住所層については、99年～03年の住所が、住戸数を基準に5つの均衡グループに分けられる¹³⁾。

小住所層については、まず、住所が99年センサス結果をもとに5つの均衡グループに分けられる。その際には小コミューンのローテーション・グループ編成にもちいた変数(県総人口を除く)が均衡の基準になっている。つぎに、年々の住所や住戸数の変化に対応するために、再度03年に、住所が住戸数、集合住宅住戸数、住戸数に関するIRISのウェイトを基準に5つの均衡グループに分けられる。

こうしてINSEEは3つの住所層の組み合わせからなる5つのローテーション・グループを編成する。各グループの住戸数はコミューン住戸数の20%に設定されている。年次標本は年次グループの大・新住所層のすべ

ての住所、小住所層から無作為に抽出された住所から構成される。ただし小住所層の住所は、大・新住所層の住戸数と合計して、コミューン住戸数の約8%を満たすように抽出される。

以上の作業はローテーション・グループと年次標本の初期設定である。その後、住所の消滅によってグループの均衡が変化する傾向が生じる。これについては、新住所を小住所層に割り当てることで均衡を回復させることになる。

大コミューンのローテーション・グループは毎年、交代で、その1つのグループが調査される。最初の5年間(04～08年)の順番が次の5年間以降も維持される。

年次標本の抽出は毎年、更新された標本抽出枠を利用することから、INSEEはRILを当年7月～次年6月の1年周期で、コミューンによる点検も取り入れて整備・更新している。なお、Godinot(2005)では標本抽出枠としてRILを用いるとされていたが、INSEE(2009a)では毎年7月1日現在で更新・確定されるRILにもとづく住所抽出枠(BSA)¹⁴⁾を使用すると明記されている。

2.3 年次調査の実施期間

ここでは調査の対象毎に、年次調査の実施期間を列挙する(Godinot, 2005: B.3.3, C.2, C.3)。まず、通常の住戸ないし世帯に対する調査は、小コミューンでは5年に1度、調査年の1月第3木曜日から5週目の土曜日まで実施され、大コミューンでは毎年1月第3木曜日から6週目の土曜日まで実施される。調査の基準時点(調査期日)は調査期間の初日0時である。

また小コミューンでは住戸の調査年に、施設、移動住宅およびホームレスに対する全数調査を実施する。施設の調査はその年の3月に4週間にわたって実施され、移動住宅・ホームレスの調査は住戸に対する調査期間の

最初の2日間を充てる。

大コミュニティの場合、5年毎(初回は2006年)に、すべてのコミュニティで一斉に移動住宅・ホームレスに対する全数調査を実施する。調査期間は小コミュニティと同様に、住戸に対する調査期間の最初の2日間である。施設の調査(全数調査)は、データ収集の負担の観点から地域圏毎に5グループに分けられ、各コミュニティでは原則として5年に1度¹⁵⁾、小コミュニティと同様に施設調査年の3月に実施される。

施設の調査は、小・大のいずれのコミュニティも2010年調査以降、住戸と同じ期間に変更され(CNIS, 2010)、調査期間の改善が図られた。船上生活者は、フランス全域で、06年調査以降、5年毎に、悉皆的に調査される。06年調査では4月に実施されていたが(CNIS, 2006)、11年調査では小コミュニティの住戸と同じ期間に変更された(INSEE, 2011)。

3. 統計結果の推計方法

統計結果の推計には、年次の調査結果にもとづく全国・地域圏の推計と、5年間の調査結果にもとづくコミュニティレベル(大コミュニティはIRISレベルまで)を含む詳細な推計がある。前者の結果は、後者の公表以後、提供されていない。また、データ収集の5年のローリング・サイクルに対応するのは後者である。そこで後者を統計結果の推計としてとりあげる。

統計結果の推計では、 $N-2$ 年～ $N+2$ 年の5年間の調査結果に対してその中央時点(N 年1月1日)(ないし中央年[N 年])の数値を求める。データ収集の最初の5年間(04～08年)に対して、06年基準の推計値が最初の統計結果となる。

INSEEは中央年推計のために調査結果にウェイト付けを行う。ただし、全数調査の対象となる移動住宅、ホームレス、船上生活者については、初期ウェイトは1である。これ

らの個人別調査結果は次の調査まで維持され、ウェイトは1のまま変化しない(INSEE, 2009a)。そこで以下では、小・大コミュニティの住戸ないし世帯に関するウェイト計算と施設のウェイト計算に限定して述べることにする。

3.1 小コミュニティ

小コミュニティの住戸ないし世帯に関するウェイト計算は3パターン、すなわち $N-1 \cdot N-2$ 年調査コミュニティ、中央年(N 年)調査コミュニティ、 $N+1 \cdot N+2$ 年調査コミュニティに分かれる(INSEE, 2009a: 3-5)。

まず、小コミュニティは5年毎に悉皆的に調査されるので、初期ウェイトは1である。 N 年調査コミュニティではウェイトは1のままであり、調査結果を統計結果として利用する¹⁶⁾。

$N-1 \cdot N-2$ 年調査コミュニティでは N 年の統計結果を推計するために、初期ウェイトを外挿用ウェイトに修正して $N-1 \cdot N-2$ 年調査結果にそれぞれ適用する。 $N+1 \cdot N+2$ 年調査コミュニティでは N 年の統計結果を推計するために、初期ウェイトを内挿用ウェイトに修正して $N+1 \cdot N+2$ 年調査結果にそれぞれ適用する。これは、統計結果の基準時点と公表時点との時間差(約3年)を利用して設定可能である。外挿、内挿のいずれのウェイトも調査結果を中央年に帰着させるウェイトである。これらのウェイト計算は適用される調査結果によって違いがある。

世帯別調査結果に適用される外挿のウェイト計算(表2参照)では、住居税(TH)¹⁷⁾の変化率と、平均世帯人員の5年間の年平均変化率($N-1$ 年調査コミュニティ)ないし年平均変化率の2乗($N-2$ 年調査コミュニティ)を利用する。この平均変化率の計算には新センサスの2時点での調査結果が必要となるが、1時点のみしか使用できない場合、特例として99年センサスの結果が使われる。たとえば、05年ないし04年調査で、06年統計結果を推計

するための外挿用ウェイトを計算する場合、平均世帯人員の年平均変化率として、99年～05年の結果ないし99年～04年結果の2乗を利用する。人口2000人以上のコミューンに対しては、さらにウェイトの調整(後述)を行う。

外挿のウェイトは住戸数の変化から居住者数の変化に移行するために、TH住戸数の変化率を修正する。その際に、大部分のコミューンでは平均世帯規模が縮小傾向にあり、居住者数よりも速いテンポで世帯数が増えていることが考慮される(INSEE, 2008)。

しかし、世帯別調査結果の各変数(項目)に同じウェイトを一律に適用すれば、世帯数と世帯人口の変化率が同じになり、平均世帯人員に変化が生じない。このため、世帯人口と世帯数の変化を両立させるために、人口2000人以上の小コミュニティに対して、世帯人員が小さいほどウェイトが大になるように調整される。

一方、内挿のウェイト計算では2時点の世帯人口、すなわち、N-1年の世帯人口(推計値)とN+1年ないしN+2年の世帯人口(調査結果)を用いて、2時点間(2年ないし3年)における世帯人口の直線的な変化を想定し、そのN+1年ないしN+2年に対するN年

の比率を求める(表3参照)。この比率が内挿用ウェイトとして用いられる。N-1年の世帯人口が使えないケースでは、特例として99年センサス結果を使用する。たとえば、99年世帯人口と07年ないし08年世帯人口を利用して、06年統計結果を推計するための内挿用ウェイトを計算する場合がある。

次に住戸別調査結果に適用されるウェイトをみると(INSEE, 2009a: 7)、本宅については外挿、内挿のいずれのウェイトも上記の世帯に関するウェイトが使われる。

本宅を除く住戸別の外挿用ウェイトについては、TH住戸数の変化率、すなわち、N-1年調査コミュニティには「N年TH住戸数/N-1年TH住戸数」、N-2年調査コミュニティには「N年TH住戸数/N-2年TH住戸数」がそれぞれ用いられる。内挿用ウェイトについては、世帯に関する内挿のウェイト計算と同様に、本宅を除く2時点(N-1年とN+1年ないしN+2年)の合計住戸数にもとづき、そのN+1年ないしN+2年に対するN年の比率が用いられる。

これら以外にもウェイト処理されるものとして、個人別や家族別の調査結果がある。原則として、同じ世帯に属する個人と家族には

表2 外挿のウェイト計算式

- ・N-1年調査コミュニティ：ウェイト = (N年TH住戸数/N-1年TH住戸数) × (N-6年～N-1年における平均世帯人員の年平均変化率) × 調整要因
- ・N-2年調査コミュニティ：ウェイト = (N年TH住戸数/N-2年TH住戸数) × (N-7年～N-2年における平均世帯人員の年平均変化率)² × 調整要因

(注) 調整要因の導入は人口2000人以上の小コミュニティに限られる。

(出所) INSEE (2009a: 4)

表3 内挿のウェイト計算式

- ・N+1年調査コミュニティ：ウェイト = $1/2 + (1/2) \times (N-1\text{年人口}/N+1\text{年人口})$
この式はウェイト = $N\text{年人口}/N+1\text{年人口}$ に、 $N\text{年人口} = N+1\text{年人口} - (1/2) \times (N+1\text{年人口} - N-1\text{年人口})$ を代入して算出される。
- ・N+2年調査コミュニティ：ウェイト = $1/3 + (2/3) \times (N-1\text{年人口}/N+2\text{年人口})$

(注) ここでの人口は世帯人口である。なお、N+1年調査コミュニティのウェイト計算式の下の説明はINSEE (2009a: 4) の08年調査コミュニティで、06年統計結果を推計するためのウェイト計算例を参考に記入した。

(出所) INSEE (2009a: 4) をもとに作成

同じウェイト，すなわち住戸のウェイトが与えられる（INSEE, 2009a: 1）。ただし，上記のように本宅とその他の住戸のウェイト計算は区別して行われる。世帯居住者は本宅居住者なので，個人と家族に関しては本宅に関するウェイトと読み替えることができる。

3.2 大コミュニティ

大コミュニティについても， $N-2$ 年～ $N+2$ 年の5年間の調査結果に対してウェイト付けによって中央年（ N 年）の統計結果が推計される。すなわち，以下のように標本抽出による初期ウェイトに修正係数を乗じたものがウェイトとして用いられる（INSEE, 2009a: 2-3, 7）。

初期ウェイトは標本抽出率の逆数であり，標本設計における住所の層化に対応して設けられる。大・新住所層の住戸と個人にはそれぞれ1，小住所層の住戸と個人には2.5～5，しばしば3程度とされる。このウェイトを住戸別，世帯別等の調査結果に適用することで，各年次のローテーション・グループレベルの推定値が得られる。

住所抽出枠（BSA）が毎年，更新され，5年間の調査結果の連結が難しい（Grosbras, 2002b）ために，当初は年次グループ推定値の5年間の合計を統計結果とする単純な処理法が提案されていた。しかし，この合計値はコミュニティレベル推定値の5年間の年平均値（移動平均）にすぎないから，それが中央年の推定値となるように検討が進められた。

その結果，ウェイトは修正係数「中央時点のBSA住戸数/抽出ウェイトによる推定住戸数」を適用することで調整されることになった。なお，ここでの「抽出ウェイトによる推定住戸数」は年次グループ推定住戸数の5年間の合計である。こうして最終ウェイトは初期ウェイトに修正係数を乗じたものとなる。

修正係数は，当初コミュニティレベルの推定値に適用（Godinot, 2005: D）されていたが，そ

の後，コミュニティ内小地区（IRIS）レベルの推定値¹⁸⁾に適用されるように変更されている（INSEE, 2009a）。修正係数による調整はすべての住所層に対して行われ，同じ住所の住戸はすべて同じウェイトをもつ。また，BSAは毎年7月1日現在で確定されるので，中央時点（ N 年1月1日）のBSA住戸数として，中央時点の半年前と半年後におけるBSA住戸数の平均値が用いられる。

3.3 施設

施設調査の結果に対するウェイト処理は施設毎に，個人別調査結果を対象とする。ウェイト計算は小・大コミュニティ間で違いはなく，小コミュニティと同様に3パターンで設定される。以下，INSEE (2009a: 5-6) をもとにパターン別にみていこう。

中央年（ N 年）調査施設のウェイトは1で，調査結果がそのまま統計結果として利用される。

$N-1$ ・ $N-2$ 年調査施設では，施設登録簿の情報にもとづき，調査年と中央年の間における施設の開設や閉鎖等を考慮に入れウェイトを設定する。すなわち，施設の存続ないし開設の場合は1，閉鎖の場合は0を与える。開設の場合，調査時点で施設が存在していないので，たとえば，05年ないし04年の調査結果を用いて06年統計結果を推計する場合，ウェイトを与える前に，INSEEは施設登録簿の情報にもとづき該当施設の収容人員を利用するとともに，欠測結果を補完する。

一方， $N+1$ ・ $N+2$ 年調査施設では，小コミュニティの世帯に関する内挿のウェイト計算と同様に，2時点（ $N-1$ 年と $N+1$ 年ないし $N+2$ 年）の入居者数を用いて，内挿用ウェイトが求められる。

$N-1$ 年入居者数が使えないケース，たとえば，07年，08年調査施設で06年統計結果を推計する場合には99年センサス結果が利用される。その際，次の3つの場合に分けて処理

される。①施設が99年に存在し、07年ないし08年の調査まで存続していた場合、2時点(99年と07年ないし08年)の入居者数を利用して、内挿用ウェイトが求められる。②施設は99年に存在していたが07年ないし08年の調査前に閉鎖されていた場合、該当する施設の欠測結果を補完する。そのうえで、06年の入居者数を推計するための99年入居者数に乘じる係数が内挿用ウェイトとして使われる。すなわち、07年調査に属した施設なら1/8、08年調査に属した施設なら2/9である。③施設は99年に存在していなかったが07年ないし08年に調査を受けた場合、99年入居者数を0とし、06年の入居者数を推計するための07年ないし08年入居者数に乘じる係数が内挿用ウェイトとして使われる。すなわち、07年調査の施設では7/8、08年調査の施設では7/9である。

4. 統計結果の利用

統計結果はウェイトを調査結果に適用することで推計される。その処理は5年間の調査結果のすべてを用いて人口などに関する統計を産出するケース(基本集計)と、船上生活者を除く全数調査の結果には25%の抽出率¹⁹⁾を適用し、世帯の家族構造のように作成が複雑な統計を産出するケース(補完集計)に分けられる(INSEE, 2009b)。基本集計に対して、前節で述べたウェイトが適用される。そのウェイトに修正係数を乗じたものが補完集計のウェイトとして用いられる(INSEE, 2009a: 8-9)。

以下では、結果の利用にかかわる基本的な視点である、比較、景気変動の影響を受ける変数、精度に関連する論点をとりあげる。

4.1 比較

既述したように、2006年を推計の基準年とした最初の統計結果は09年に公表された。その後毎年、それは作成・提供されている。

INSEE(2014b)によると、①センサス結果(統計結果)は少なくとも5年の期間に関してのみ正確に比べられる。②06年～10年の各年におけるセンサス結果は相互に比較できないが、99年の結果とは比較可能である。これらは統計結果の比較に関するINSEEの基本的な視点である。以下、INSEE(2014b)に依拠しつつ年次比較の問題点について紹介しておく。

センサスの方法は5年周期のデータ収集にもとづいている。たとえば、06年と07年の人口を比較する。07年人口の推計に用いたデータは06年人口のそれと部分的に同じである。したがって技術的観点から、06年と07年の比較は06年と07年の間の人口変化に正確には対応しない。センサス結果の比較は少なくとも5年に関して、したがって06年と11年については厳密に比較可能である。

また、センサス結果の一部は標本データをもとに作成される。たとえ標本が大きくても一定の誤差がある。2つの年次結果間の変化はそれらの誤差よりもしばしば小さい。この場合、2つの数値間に見かけの変化があっても、それは測定される現象の実際の変化を統計的に意味するものではない。

ある行政地域の年次間の人口変化は時として不規則となる場合がある。人口規模の小さい行政地域の場合、分譲の開始、老人ホームの開設などは数年にわたって不規則な人口増加をもたらす、それはそういった事象のなかった他の期間に人口が停滞ないし減少するのと対照的である。統計結果によって、このような不規則な変化が提供されることがあるが、その年次変化は真の傾向を意味しないおそれがある。ある行政地域、とりわけ小地域の変化傾向を分析するためには、複数年の変化を考慮に入れなければならない。INSEEは、一定期間(少なくとも5年)において結果を比較することを強く推奨している。

4.2 景気変動の影響を受ける変数(項目)

新センサスでは5年周期のローリング方式で調査が行われることから、景気変動の影響を受ける雇用・失業といった調査項目(変数)については必ずしも年次水準を適切に反映しておらず、雇用構造の情報源を与えるにとどまる。この点をINSEE(2010)に従って以下にみておこう。

まず、センサスで観察される大半の個人的特性(生年月日、出生の場所、国籍、学歴、職業、家族構成、住戸の特性)は経時的に十分に安定的である。それらの特性の変化は基本的に個人的事由によるもので、同時に多数の人々が関係する外的な状況や事象との関係によるものでない。このため人口に関するこの種の属性は経時的に緩慢で規則的に変化することが知られている。したがって、そのような属性値が5年にわたって収集されたとしても分析上、特段の問題をひきおこすことはない。これに対して、雇用と失業に関するデータは景気状況に左右され不規則な年次変化を受けやすい。

INSEEはローリング方式でデータを収集することの統計結果に対する影響として、調査時点、水準、比較および活動構造などについて検討している。なかでも大きな影響を及ぼすと考えられるのが調査時点である。なぜなら、5年間の中央時点から遠ざかるほど統計結果には時間の要素がより強く反映されるからである。小コミュニティの場合はもちろんそうである。大コミュニティの場合、統計結果は一般に中央時点の状況に近い平均的な状況を反映する。しかし、不規則に変化する調査項目の場合、5年間の年平均は中央時点の状況から乖離しうる。たとえば、雇用あるいは失業が安定的あるいは規則的に変化すれば、それが統計結果に及ぼす影響は微小あるいはゼロである。その一方で傾向が鈍化あるいは加速するなど安定性に欠ける場合、その平均は中央時点の状況から乖離する。

水準への影響に関してINSEEは、統計結果は中央時点から遠ざかる調査時点の状況を反映することがあり、雇用の水準、とりわけ失業の水準は、景気の急変の場合、もはや中央時点の状況を正確に反映しないと指摘するにとどまる。

比較への影響についてINSEEは2004年と08年にそれぞれ調査され、06年の失業率が推計によって提示される小コミュニティのケースをとりあげる。しかし、それらの調査はきわめて異なった2つの経済的時期に関わることからその比較は慎重になされねばならないとする。

その一方でINSEEは、雇用・失業の構造分析はローリング方式によって顕著に影響を受けないことから、統計結果は個人の状況と結びついた雇用・失業の構造分析に関しては有効であると主張する。INSEEによれば、活動人口の社会人口学的な記述や年齢階級区分、資格レベル、家族状況などに応じた雇用ないし失業状況の比較にはセンサスデータを利用でき、統計結果にもとづき個人の雇用・失業行動を分析できるとする。たとえば、雇用－資格の関係、雇用－移動の関係、活動－家族状況あるいは活動－住戸状況の関係などの分析がそれであり、地方レベルで労働市場の分析も可能である。

4.3 統計結果の精度

INSEEは統計結果の質を左右する一要因として標本誤差を指摘する(INSEE, 2009c)。それは百分率表示の変動係数(CV)によって測定され、2006年人口センサス結果(統計結果)と真値との間における相対的な偏差情報を与える。真値は「2006年人口センサス値×(1-2CV)~2006年人口センサス値×(1+2CV)」の範囲(信頼区間²⁰⁾)に95%の確率で含まれるとしている。

表4の結果精度は99年センサスデータの多数回の抽出シミュレーションから得られた

表4 統計結果の精度

実数	精度 (CV)
50000 以上	1.0%より小
20000 - 49999	1.5%
10000 - 19999	2.0%
6000 - 9999	2.5%
3000 - 5999	3.0%
2000 - 2999	3.5%
1000 - 1999	4.5%
500 - 999	6.0%
250 - 499	8.0%
250 未満	8.0%より大

(出所) INSEE (2009c: 2)

ものである²¹⁾。これは大コミューンの06年統計結果のさまざまな大きさ(実数)について目安となる相対誤差率を示すものであり²²⁾、調査結果の基本集計の変数にも、補完集計の変数に対しても有効であるとされている。

INSEE (2009c) では、この表の結果を利用して、大コミューンにおける年齢別人口(実数)、比率(失業率)および構造データ(年齢別人口の構成比)、コミューン内小地区(IRIS)データへの適用例を示している。さらにINSEEは、小コミューンの補完集計における変数、小・大コミューンの混在地域、2つのコミューンの比較などへの適用例も示している。このようなINSEEの狙いの一つは、標本誤差を考慮したうえで特定の大きさの実数や比率の間に差があるかどうかを示すことにある。ここでは表4を利用した95%信頼区間の計算例を引用しておこう。

ここで構造データの例として、総人口が2万人で、年齢20歳階級毎に割合が与えられているケースを想定しよう。たとえば、0～19歳の人口が4千人(構成比20%)のとき、4千人と2万人に対応するCVは表4から3.0%と1.5%であり、INSEEは構成比20%に関するCVを近似的に次式によって求めている。

$$\begin{aligned}
 CV &= \sqrt{(CV_{0\sim19\text{歳人口}})^2 + (CV_{\text{総人口}})^2} \\
 &= \sqrt{0.03^2 + 0.015^2} = 0.034
 \end{aligned}$$

この場合、誤差は $\pm 0.2 \times 0.034 \times 2 = \pm 0.014$ となり、0～19歳人口の構成比20%の信頼区間は $(20 \pm 1.4)\%$ の間にある。このCVの計算方式は失業率等の比率のCVを計算する場合と同じである。

またINSEEは小・大コミューンの混在地域への適用として、小コミューンの場合、標本誤差が存在しないので、小コミューンのCVを0とし、ウェイトを変数の実数とする加重平均によりCVを求める例を示している。たとえば、2つの小コミューン(A, B)と1つの大コミューン(C)があり、ある変数の実数がA:2000, B:1000, C:5000の場合、CVは $(CV_{\text{コミューンC}} \times 5000) / (2000 + 1000 + 5000)$ より1.9%となる。したがって、信頼区間は 8000 ± 304 の間にある。

むすびにかえて

一新センサスの特質と今後の課題

INSEEはローリング・センサスとして5年間の調査結果をその中央時点の推計値(統計結果)として提示する。しかし、調査標本あるいはウェイト対象となる調査結果の完全な更新(表5参照)、標本調査導入に伴う標本誤差の存在を考慮すると、統計結果の比較分析は5年毎(2006年, 11年)が基本的である。換言すると、INSEEは新センサスから得られるデータの性格について、「中期(5年)での傾向の追跡が可能」(INSEE, 2014b)としている。

INSEEの提示した推計方法では、景気変動の影響を受けやすい雇用や失業の年次水準の適切な把握は難しいという制約もある。このためINSEEは、雇用・失業の基準となる年次水準(全国、地域圏、県および雇用ゾーンのレベル)が他の情報源によって獲得されるとして、雇用は地域雇用推計(Estel)²³⁾システム、失業率は雇用調査²⁴⁾と雇用局(Pôle Emploi)²⁵⁾の月末求職者数(カテゴリーA)²⁶⁾の利用を指摘する(INSEE, 2010)。

表5 小コミュニティにおける調査、外挿、内挿

公表年				09	10	11	12	13	14	15
推計基準年/調査年		04	05	06	07	08	09	10	11	12
ン・ロー・グ・テ・ル・イ・ショ・プ	I	調04		外04	内09	内09	調09	外09	外09	内14
	II		調05	外05	外05	内10	内10	調10	外10	外10
	III			調06	外06	外06	内11	内11	調11	外11
	IV			内07	調07	外07	外07	内12	内12	調12
	V			内08	内08	調08	外08	外08	内13	内13

(注) 「調」は調査を示し、右側の数字は実施年。「外」は外挿で、右側の数字はウェイトの対象結果の調査年。「内」は内挿で、右側の数字はウェイトの対象結果の調査年。「公表年」は統計結果の公表年。「推計基準年」は統計結果の推計の基準年(06年以降)である。

(出所) INSEE(2008: 16) および Godinot(2005: D.4.2.2.1) を参考に作成した。

このように新センサスは旧センサスのように統計結果の全般にわたって基準の役割を果たすことはなく(Godinot, 2005: D.5.1), 把握が不十分な側面について、他の統計情報源の整備や統計間の整合性の検討が必要になっている。

最後に、新センサスは予算の制約による延期を避けるために、短期間に莫大な予算や物

人的手段を必要とするのではなく、経費を一定期間に割りふり、予算の平準化を可能とするシステムとして構想された(Hoeffel, 2001)。これが本稿でみたような標本設計、統計結果の推計として具体化されたわけである。センサス経費をめぐるINSEEの対応については今後の課題としたい。

注

- 1) コミューン(commune)は市町村にあたり、行政区画の最小単位である。
- 2) INSEEはInstitut national de la statistique et des études économiques(国立統計経済研究所)の略号である。
- 3) Godinot(2005)にはページ番号がないので、必要に応じて章や節等を記載する。
- 4) 施設とは同一の管理権限に属する居住用建物の集合体であり、入居者はふだん共通の生活様式をともにする(Godinot, 2005: Annexe E5)。たとえば、中長期入院用医療施設、退職者用施設、宗教施設、兵舎等の軍事キャンプ、生徒や学生用の寄宿舎、刑務所などから構成される。
- 5) 均衡標本(échantillon équilibré)は英語表記ではbalanced sampleであって、「調整された標本」という訳語もある(大沢ら訳, 1952)。
- 6) キューブ法はJean-Claude DevilleとYves Tilléによって開発されている。参考文献として、たとえばDeville et Tillé(2001)がある。
- 7) 当時のフランス本国には全体で22地域圏がある。
- 8) RILはRépertoire d'immeubles localisésの略号である。RILはコミュニティの地理データベースに関連した経緯度によって位置が特定可能な住所レジスターである。なお、RILで取り扱う住所は書式が標準化されている。(Godinot, 2005: Annexe B3, B.4)
- 9) IRISはîlots regroupés pour l'information statistique(統計情報のための再編区画)の略号である。人口5000人以上のコミュニティ域において約2000人を目標に分割された地区である。IRISは当初、99年センサス結果の提供のために、98~99年に境界が決められ、「IRIS2000(ないしIRIS-2000)」と呼ばれていた。IRISには3類型、①住居IRIS、②活動IRIS、③その他IRISがある。①は人口が一般に1800~5000人であり、居住環境に関して同質的である。②は雇用者が1000人以上で、他の居住者の2倍以上である。③には森林、公園、港湾地区など、特殊用途の広大な面積が含まれる。(Godinot, 2005:

B.3.2)

- 10) 「既知の小住所層」という表現はINSEE(2009a)による。
- 11) クラスターの影響とは、与えられた住所の建物において、建物を構成する住戸とその居住者の属性が高い確率で類似することをいう(Godinot, 2005: B.3.2)。
- 12) もし大住所層がコミュン住戸数10%の制限を超えるならば、住所における60戸の下限を上げて調整する。しかし、これは初期設定であり、それ以後、大住所層の住戸数がローテーション・グループ住戸数の25%以上になれば、60戸の下限を上げるという設定になる。(INSEE, 2012a)
- 13) 99年～03年の新住所の全数を一挙に調査しようとする小住所層の抽出率が著しく損なわれるコミュンがある。そのために、それらの新住所を5つの均衡グループに分けることが決定されている。(Godinot, 2005: Annexe B2)
- 14) BSAはbase de sondage des adressesの略号である。
- 15) 例外として、約20のコミュンでは施設が多数に上ったり、大規模であるため、調査は数年に分けられる(Godinot, 2005: B.3.3.1)。
- 16) 統計結果の推計の基準時点(N年1月1日)と調査の基準時点(調査期日)(N年1月第3木曜日)は正確に言えば違いがある。N年調査コミュンの処理(ウェイトが1)から分かるように、調査の基準時点が推計の基準時点とみなされている。
- 17) THはTaxe d'habitationの略号である。これは地方税である。INSEEは公共財政総局(DGFIP)から毎年、住居税に関するファイルを入手している(Cézard et Lefebvre, 2008)。
- 18) IRISの3種類のうち、活動IRIS、その他IRISのように、きわめて特異な居住環境にあるIRISへの適用は除かれる(INSEE, 2009a: 3)。
- 19) ただし、2014年の調査結果以降、抽出率が25%から20%に変更された(INSEE, 2014c)。
- 20) Godinot(2005: D.4.2.4)にもとづき「信頼区間」としている。またそこでは、標準偏差が「推定値×CV」、95%信頼区間の信頼限界が「推定値±2倍の標準偏差」で求められている。したがって推定値は平均値である。これはINSEE(2009c)と同じ処理である。
- 21) Brilhaut(2011)では、表4がシミュレーション結果のなかで基準になると指摘している。
- 22) 統計結果の精度についてはINSEE(2009c)の後に、Brilhaut(2011)やINSEE(2012b)が公表され、INSEEの精度分析の進展を知ることができる。これに対してINSEE(2009c)は2017年2月現在でも改訂されず、INSEEのウェブに掲載されているので、精度に関する基本文献として本稿ではとりあげている。
- 23) EstelはEstimations d'emploi localiséesの略号である。Estelシステムでは、2009年以降、行政情報源をもとに年次雇用が推計されている(INSEE, 2016a)。
- 24) 雇用調査は雇用市場の人々の構造的経済的状況を観察するために実施され、EUによって定義される労働力調査の一環を成している(INSEE, 2017)。
- 25) 雇用局はフランスの職業紹介や失業保険関連の業務を担っている組織である(北澤, 2015: 41)。
- 26) 北澤(2015: 51-52)によると、カテゴリーAの求職者とは、積極的に求職活動を行っている求職者のうち、1カ月間に一切の就労活動を行わなかった者を指す。カテゴリーAの求職者が失業者ないし狭義の求職者として扱われることが多いとされている。

参考文献

- 大沢豊・渡部経彦・広田純・石田望訳(1952)『イェーツ標本調査論』, 東洋経済新報社(Yates(1949)の訳書)。
- 北澤謙(2015)「フランス」, 労働政策研究・研修機構(2015)『諸外国の公共職業安定機関 ― イギリス, ドイツ, フランス, アメリカー』第3章所収, 資料シリーズNo. 150, pp.40-60. http://www.jil.go.jp/institute/siryo/2015/documents/0150_03.pdf, (参照2017-02-28)。
- Bertrand, P., Chauvet, G., Christian, B., Grosbras, J.-M. (2002a), “Les plans de sondage du nouveau recensement”. http://jms.insee.fr/files/documents/2002/335_1-JMS2002_SESSION3_GROS_BRAS_PLANS-SONDAGE-NOUVEAU-RECENSEMENT_ACTES.PDF, (参照2017-02-12)。

- Bertrand, P., Chauvet, G., Christian, B., Grosbras, J.-M. (2002b), “Plans de sondage du nouveau recensement”. http://jms.insee.fr/files/documents/2002/707_1-S3-1_GROSBRAS_PLANS_DE_SONDGE_NOUVEAU_RECENSEMENT_JMS_2002.PDF, (参照2017-02-12).
- Brilhault, G. (2011), “Les calculs de précision dans le recensement rénove”, Séminaire SFdS, 19 mai. <http://www.sfds.asso.fr/ressource.php?fct=ddoc&i=876>, (参照2017-02-12).
- Cézard, M. et Lefebvre, O. (2008), “La qualité du recensement”. <http://unstats.un.org/unsd/censuskb20/KnowledgebaseArticle10692.aspx>, (参照2017-02-10).
- CNIS (2006), “Compte rendu de la commission nationale d'évaluation du recensement de la population, Réunion du 25 avril 2006”, n°236/D130, le 25 septembre. http://www.cnis.fr/files/content/sites/Cnis/files/Fichiers/cnerp/2006/compte_rendu/CR_2006_3e_reunion_CNERP.PDF, (参照2017-02-12).
- CNIS (2010), “CNERP: Réunion du 24 septembre 2009”, n°32/D130, le 11 février. http://www.cnis.fr/files/content/sites/Cnis/files/Fichiers/cnerp/2009/compte_rendu/CR_2009_11e_reunion_CNERP.PDF, (参照2017-02-12).
- Deville, J.-C. et Tillé, Y. (2001), “Echantillonnage équilibré par la méthode du cube, variance et estimation de variance”, Dreesbeke, J.-J. et Lebart, L. (2001), *Enquêtes, modèles et applications*, Dunod, pp.344-362.
- Dumais, J., Bertrand, P., Kauffmann, B. (1999), “Sondage, estimation et précision dans la rénovation du recensement de la population”, *Journal de la Société Française de Statistique*, tome 140, n°4, pp.11-35.
- Godinot, A. (2005), *Pour comprendre le recensement de la population*, Insee Méthodes, hors série. <https://www.insee.fr/fr/information/2579979>, (参照2017-02-20).
- Grosbras, J.-M. (2002a), “Les Plans de sondage”, *Journal de la Société Française de Statistique*, tome 143, n°3-4, pp.117-124.
- Grosbras, J.-M. (2002b), “Les données produites par commune et leur utilisation”, *Journal de la Société Française de Statistique*, tome 143, n°3-4, pp.137-147.
- Hoeffel, D. (2001), *Rapport*, n°156, Sénat session ordinaire de 2001-2002, Annexe au procès-verbal de la séance du 19 décembre. <http://www.senat.fr/rap/101-156/101-156.html>, (参照2017-02-08).
- INSEE (2006), “The population census in France: from general census to “rolling census””, CES plenary session seminar: Population and housing censuses, 13-15 June. <http://www.unecce.org/fileadmin/DAM/stats/documents/ece/ces/2006/24.e.pdf>, (参照2017-03-01).
- INSEE (2008), “Recensement de la population. La détermination de la population légale des communes”, Version du 16 décembre. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2553979/calcul-populations-legales.pdf>, (参照2017-02-12).
- INSEE (2009a), “Recensement de la population. Les pondérations”, Version du 1^{er} juillet. <http://www.insee.fr/fr/publics/communication/recensement/particuliers/doc/fiche-ponderation.pdf>, (参照2010-05-12).
- INSEE (2009b), “Recensement de la population. Les exploitations principale et complémentaire”, Version du 15 juillet. <http://www.insee.fr/fr/publics/communication/recensement/particuliers/doc/fiche-exploitation.pdf>, (参照2010-05-12).
- INSEE (2009c), “Recensement de la population. La précision des résultats du recensement”, Version du 16 juillet. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2383177/fiche-precision.pdf>, (参照2017-02-11).
- INSEE (2010), “Recensement de la population. Les variables de nature conjoncturelle: l'emploi et le chômage”, Version du 18 janvier. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2383177/fiche-variables.pdf>, (参照2017-02-11).
- INSEE (2011), “Dossier de presse-Janvier 2011: Le recensement, chacun de nous compte”. http://www.insee.fr/fr/ppp/comm_presse/comm/dp_rp_180111.pdf, (参照2012-02-22).
- INSEE (2012a), “Recensement de la population. Les pondérations”, Version du 27 novembre. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2383177/fiche-ponderation.pdf>, (参照2017-02-11).
- INSEE (2012b), “Recensement de la population. La précision du chiffre de population dans les grandes communes de métropole”, Version du 20 décembre. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/>

- fichier/2553979/fiche-precision_grandes_communes_metropole.pdf, (参照 2017-02-05).
- INSEE (2014a), “Recensement de la population. Conseils d’utilisation-Synthèse”, Version du 24 juillet. <http://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2383177/fiche-conseils.pdf>, (参照 2017-02-12).
- INSEE (2014b), “Recensement de la population. Evolutions: pourquoi privilégier les évolutions quinquennales ou celles par rapport à 1999?” Version du 24 juillet. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2383177/fiche-evolutions.pdf>, (参照 2017-02-11).
- INSEE (2014c), “Recensement de la population. Les exploitations principale et complémentaire”, Version du 24 juillet. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2383177/fiche-exploitation.pdf>, (参照 2017-02-11).
- INSEE (2016a), “Estimations d’emploi localisées / Estel”. <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1122>, (参照 2017-02-27).
- INSEE (2016b), “Ménage (recensement de la population)”. <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1881>, (参照 2017-02-13).
- INSEE (2017), “Enquête Emploi en continu”. <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/source/s1223>, (参照 2017-02-28).
- Yates, F. (1949), *Sampling Methods for Censuses and Surveys*, Charles Griffin & Co., Ltd.

The Reform of Population Census: French Rolling Census

Yoshihiro NISHIMURA*

Summary

In 2004 France introduced a new census method which combines two basic principles-a five-year rolling cycle of data collection and sample surveys of communes with 10,000 and more inhabitants. The author focused the discussion in this paper on the following issues: firstly the sampling plans of the new French census, secondly its estimation methods and finally the basic utilization of its statistical results and evaluate the value of the census. Although the new census results have been disseminated annually since 2009, they still seem to have several further steps to go in terms of their usability.

Key Words

population census, rolling census, balanced sample

* Faculty of Economics, Oita University
DannoHaru 700, Oita, 870-1192 Japan
e-mail : ynishi@oita-u.ac.jp

諸外国の公的統計における欠測値の対処法

— 集計値ベースと公開型マイクロデータの代入法 —

高橋将宜*

要旨

欠測値の処理は、公的統計の重要なプロセスの一部であるが、我が国においてその方法的意義はほとんど議論されていない。本稿は、UNECE(国連欧州経済委員会)における国際的動向を踏まえ、回帰代入法、比率代入法、平均値代入法、ホットデック法といった確定的単一代入法に加え、確率的単一代入法と多重代入法について調査し、我が国における政府統計マイクロデータの作成・提供に資するものである。公的統計における国際的な現状を把握するため、UNECE参加国のサーベイ調査を行った。また、様々な状況を想定した一連のモンテカルロ実験を用いて、各種代入法の有用性を検証した。諸外国の公的統計における集計値ベースの代入法は、データの種類に応じて採用されており、経済データには比率代入法が、世帯データにはホットデック法が適していることを明らかにした。公開型マイクロデータでは、多重代入法を採用することが望ましいことも示した。

キーワード

多重代入法、単一代入法、不完全データ、無回答、政府統計

1. はじめに

社会調査では、平均して約半数もの回答者が1つ以上の質問項目に答えないとされる(King et al., 2001)。特に、個人の収入や企業の売上高といった機微な質問は、回答率が低くなる傾向がある(Schenker et al., 2006)。また、意図的ではなく、回答者が質問項目を見落したり、回答し忘れたりするなどのケースもある。あるいは、回答者が引越したり、企業が倒産したりすると、継続的な調査が行えず欠測となる場合もある(Allison, 2002; de

Waal et al., 2011)。

このように、調査データにおいてすべてのデータを回収することは非常に困難であり、欠測値の統計的処理は、公的統計機関における実務の基本的な過程の1つである。具体的には、公的統計における欠測値は、代入法(imputation：補完法、補定法)によって処理されるが(de Waal et al., 2011, 第7章)、これまで我が国では研究対象としてその方法的意義が議論されることはほとんどなかった。一方、国際的には、公的統計における代入法に関する研究は1950年代まで遡ることができ(U.S. Bureau of the Census, 1957, p.XXIV)、数多くの研究蓄積が存在する。たとえば、政府

* 正会員，東京外国語大学経営戦略情報本部
e-mail：mtakahashi@tufs.ac.jp

統計の個票データの作成という文脈において、国連欧州経済委員会（UNECE: United Nations Economic Commission for Europe）の統計データエディティングに関するワークショップ（Work Session on Statistical Data Editing）といった国際会議で盛んに議論されている。

本稿は、「政府統計マイクロデータの作成・提供における方法的展望」の特集企画の一部として、UNECEにおける国際的動向を踏まえ、我が国における政府統計マイクロデータの作成・提供に関して、欠測値の対処法という観点から方法的展望を追究する。本稿の前半では、諸外国においてどのような手法が用いられているかを調査し、従来の集計値ベースの代入法について、経済調査や世帯調査といった調査の種類ごとの特徴を調べて検証する。

また、坂田（2006, p.31）が指摘するように、マクロ集計値による分析が主流であった20世紀半ばとは異なり、21世紀初頭の今日では、ミクロレベルの個体行動に関する実証分析が重要となっている。このような状況において、公的統計によって収集された調査データを公開型マイクロデータとして一般に利用可能とする需要が高まっている。供給側についても、2014年3月に閣議決定された第Ⅱ期「公的統計の整備に関する基本的な計画」において公的統計の二次的利用の促進が言及されており、2016年度中に試行的なオンサイト利用を開始する予定となっている（中村，平澤，2016, pp.36-37）。我が国も公開型マイクロデータへの道を歩み始めたところである。よって、本稿の後半では、マイクロデータ公開を目的とした場合の代入法は、現行の集計値ベースの代入法とどのように異なる必要があるか、将来的な課題を議論する。

なお、本稿の議論は、公開型マイクロデータにおける欠測値の取り扱いに特化しており、秘匿性の確保は十分に担保されているという前提に立って議論をしている¹。匿名データの

秘匿性と有用性に関する詳しい議論は、伊藤，星野（2014）を参照されたい。

本稿第2章では、代入法の考え方と現状を示す。具体的には、欠測データの問題点を例証し、集計値ベースの欠測値処理方法として、確定的単一代入法（deterministic single imputation）を導入する。また、UNECE参加国へのサーベイ調査の結果を提示し、欠測値処理に関する国際的動向を確認する。第3章では、経済データと世帯データを模したモンテカルロシミュレーションによって集計値ベースの代入法の検証を行う。第4章では、公開型マイクロデータにおける欠測値対処法の展望を議論し、公開型マイクロデータを模したモンテカルロシミュレーションによって確定的単一代入法、確率的単一代入法（stochastic single imputation）、多重代入法（multiple imputation）の検証を行う。第5章では、代入法とマイクロ分析の問題として、適合性を議論する。第6章において締めくくりとする。

2. 代入法の考え方と現状

2.1 欠測データの問題点

表1は4名の収入と年齢のシミュレーションデータである。黒数字は観測された値、灰色セルの白抜き数字は欠測値（欠損値）の本来あるべき真値とする。また、表2では年齢が質的データとして、表3では収入が質的データとして記録されている。表1と表2の集計対象は収入の平均値であり、表3の集計対象は収入の最頻値だとする。

表1において、もしデータがすべて観測されているならば、4人の収入の平均値は(1)式のとおりの453.75万円として簡単に計算できる。

$$\begin{aligned}\overline{\text{収入}}_{\text{真値}} &= \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \text{収入}_i \\ &= \frac{239 + 421 + 505 + 650}{4} \quad (1) \\ &= 453.75\end{aligned}$$

表1 量的データ

ID	収入	年齢
1	239	26
2	421	38
3	505	47
4	650	54

表2 量的・質的データ

ID	収入	年齢
1	239	1
2	421	1
3	505	2
4	650	2

表3 質的・量的データ

ID	収入	年齢
1	1	26
2	2	38
3	3	47
4	3	54

注：収入の単位は万円，年齢の単位は年である。表2の年齢では，1=40歳未満，2=40歳以上である。表3の収入では，1=0円以上250万円未満，2=250万円以上500万円未満，3=500万円以上である。表2と表3は，2.2節以降にて用いる。

一方，表1において，データが1つでも欠測している場合，(2)式のとおり平均値を計算することができない。平均値を計算できないということは，標準偏差，相関係数，回帰係数，標準誤差などの統計分析が不可能であることを意味している。つまり，欠測データの第1の問題点は，そのままでは統計分析ができないという問題である。

$$\begin{aligned}\overline{\text{収入}}_{\text{欠測}} &= \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \text{収入}_i \\ &= \frac{239 + 421 + 505 + \text{収入}_4}{4} \quad (2) \\ &= \frac{1155 + \text{収入}_4}{4} = ?\end{aligned}$$

そこで，SAS，SPSS，STATAなど多くの統計ソフトウェアにおけるデフォルト設定では，1箇所でもセルの欠測している行を除去し，見かけ上の「完全データ」を構築することにより統計データ分析を可能としている。これをリストワイズ除去（完全ケース分析，ケースワイズ除去）と呼ぶ（Baraldi & Enders, 2010, p.10）。すなわち，表1において，ID4は存在していないことにし，(3)式として収入の平均値が388.33万円と求められる。しかし，真の平均値は453.75万円であり，欠測データに偏りがあるため過少推定していることが示唆される。また，年齢₄=54歳という貴重な情報を活用せずに捨て去ってしまっている。欠測データの第2の問題点は，偏りと効率性の問題であるⁱⁱ。

$$\begin{aligned}\overline{\text{収入}}_{\text{リストワイズ}} &= \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 \text{収入}_i \\ &= \frac{239 + 421 + 505}{3} \quad (3) \\ &= 388.33\end{aligned}$$

欠測データのメカニズムについて，Little & Rubin (2002) は，欠測が完全にランダムなMCAR (Missing Completely At Random)，欠測が条件付でランダムなMAR (Missing At Random)，欠測がランダムではないNMAR (Not Missing At Random) という分類を考案している。NMARは，MNAR (Missing Not At Random) とも表記されることがあるが，同じ概念である。

欠測がMCARの場合，欠測データは母集団のサブサンプルであり，偏りは発生しないが，効率性は下がる。欠測がMARの場合，欠測データは偏っている。Allison (2002, p.5) が指摘するとおり，MCARとMARでは欠測メカニズムのパラメータを無視することができる (Ignorable)。結果，代入法によって欠測データの偏りを是正できる。一方，欠測がNMARの場合，欠測メカニズムを無視できない (Non-Ignorable) ため，選択モデルやパターン混合モデルを用いて欠測のメカニズムに関する非常に強い仮定を置いた上で分析を行う (Allison, 2002, ch.7; Enders, 2010, ch.10)。後述するとおり，これらの手法は感度分析 (sensitivity analysis)ⁱⁱⁱとして有用である。

真の欠測メカニズムは不明であることが多いが，計画的な欠測データデザイン (Enders,

2010)によって欠測のメカニズムが明らかなる場合もある。たとえば、公的経済統計では、一般的に大企業の売上高は照会や督促によって必ず実測値を収集し、中小企業のデータのみ統計的に処理することが通例である (de Waal et al., 2011, pp.245-246)。この場合、売上高の欠測率は従業者数など企業の規模に応じて変化しており、MARだと考えられる。なお、Scheuren (2005)によれば、公的統計の欠測値におけるMCARの割合は約10%~20%、MARの割合は約50%、NMARの割合は約10%~20%とのことである。

2.2 確定的単一代入法

従来の公的統計では、調査データの合計値(平均値)を集計することを主目的とし、分布や分散に関する分析を行うことはまれである (de Waal et al., 2011, p.225)。そこで、平均値の点推定に関して不偏となる確定的な単一代入法を用いることが通例となっている。確定的な単一代入法とは、代入モデルから得られた予測値を欠測値の代替値として使用し、誤差項を加えたり多重化したりしない手法のことである。

実際のデータエディティングでは、電話や郵送による照会、信頼性の高い外部データによるコールドデッキ、論理的な処理などを行った後、それでも埋めることができなかった欠測値を統計的に処理する。中でも、回帰代入法、比率代入法、平均値代入法、ホットデッキ法がよく用いられるとされている (Hu et al., 2001; de Waal et al., 2011, ch.7)。本章では、これら4つの統計的欠測値処理手法のメカニズムについて簡単に紹介する。

2.2.1 回帰代入法

回帰代入法 (regression imputation) では、観測データを用いて、最小二乗法によって(4)式のパラメータ β_0 と β_1 の推定を行う (高橋, 阿部, 野呂, 2015, pp.11-14)。なお、観測

データとは、リストワイズ除去済みデータのことを意味している。表1のデータでは、 $\beta_0 = -85.33$, $\beta_1 = 12.80$ と推定される。ID4の年齢の値は54であるので、(5)式のとおりID4の収入の値は605.87万円と推定できる。この値を(2)式の収入₄の値として用いれば、収入の平均値は442.72万円と集計される。リストワイズ除去と比べて集計値が改善している様子が示唆されている。

$$\widehat{\text{収入}}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{年齢}_i \quad (4)$$

$$\text{収入}_4 = -85.33 + 12.80 \times 54 = 605.87 \quad (5)$$

2.2.2 比率代入法

比率代入法 (ratio imputation) では、観測データを用いて、平均値の比率によって(6)式のパラメータ β_1 の推定を行う (高橋, 阿部, 野呂, 2015, pp.18-22)。表1のデータでは、観測データ部分における収入の平均値は388.33万円であり、観測データ部分における年齢の平均値は37歳である。これらは、リストワイズ除去による値である。よって、 $\beta_1 = 388.33/37 = 10.50$ と推定される。ID4の年齢の値は54であるので、(7)式のとおりID4の収入の値は567.00万円と推定できる。この値を(2)式の収入₄の値として用いれば、収入の平均値は433.00万円と集計される。リストワイズ除去と比べて集計値が改善している様子が示唆されている。

$$\widehat{\text{収入}}_i = \beta_1 \text{年齢}_i \quad (6)$$

$$\text{収入}_4 = 10.50 \times 54 = 567.00 \quad (7)$$

2.2.3 平均値代入法

平均値代入法 (mean imputation) は、観測データの平均値を代入値として使用するものである。一般的に、平均値代入法は、極めて特殊な状況以外では有用性がない (高橋, 伊藤, 2013, pp.27-28; 高井, 星野, 野間, 2016, p.6)。しかし、表2のように年齢の値が数量

項目ではなく、質的なカテゴリーとして記録されていたとしよう。こういった場合、年齢のグループごとに平均値を求め、その値を代入値として採用するグループ平均値代入法 (group mean imputation) が用いられることがある (de Waal et al., 2011, pp.246-249)。年齢で層分けをすると、ID1とID2のグループ1とID3とID4のグループ2に分けることができる。ID4の収入の値を推定するために、グループ2の平均値505万円を用いる。したがって、この値を(2)式の収入₄の値として用いれば、収入の平均値は417.5万円と集計される。単純な平均値代入法とは異なり、グループ平均値代入法では、リストワイズ除去と比べて集計値が改善している様子が示唆されている。

2.2.4 ホットデック法

表3のように、年齢は数量項目だが、収入が質的なデータだとしよう。このように集計すべき項目が質的なデータである場合には、共変量の値が似ているデータをドナーとして選び、そのドナーの値を代入値とするホットデック法 (hot deck imputation) を用いる。ID4の年齢の値は54であり、ID3の年齢47に近いので、ID3がID4のドナーである。ID3の収入の値である3をID4の収入の代入値として採用する。今回の場合は、収入の最頻値は3であり、完全データの最頻値と一致することが見て取れる。

実際のデータにおいて適切なドナーを探すには、距離関数を定義して最近隣法 (nearest neighbor) を用いることが多い。この手法は本質的にはマッチングと同じである。ホットデック法とマッチングの詳細については、阿部 (2016, pp.57-59)、高井、星野、野間 (2016, pp.110-113)、栗原 (2015) も参考にされたい。具体的には、RパッケージHotDeckImputationによって実行できる (Joenssen, 2015)。なお、ホットデック法は、すべての項目が質的デー

タの場合にも使用できるノンパラメトリックな手法である。

2.3 現状の国際的動向：UNECE加盟国の調査結果

統計データエディティングに関するワークショップは、UNECE (国連欧州経済委員会) により1年半の周期で定期的に開催され、欧州を中心に米国、カナダ、オセアニアなどの各国統計機関が参集し、公的統計における欠測値やエラーの処理に関して意見交換を行う国際会議である^{iv}。UNECE参加国の中で、過去3回のいずれかの会合において研究報告を行った国を対象として下記の要領で調査を行った。

調査対象の母集団：23の国家統計機関

調査実施時期：2016年7月～9月

調査方法：データエディティングの専門職員に対して、メールにて調査票を送付
回収率：87.0% (2016年9月6日現在)

以下は、調査協力を得た20国家機関である：イタリア国家統計局、英国国家統計局、エストニア統計局、オーストラリア統計局、オーストリア統計局、オランダ統計局、カナダ統計局、スイス連邦統計局、スウェーデン統計局、スペイン統計局、スロバキア統計局、スロベニア統計局、デンマーク統計局、ドイツ連邦統計局、ニュージーランド統計局、ノルウェー統計局、フィンランド統計局、フランス国立統計経済研究所、米国センサス局、リトアニア統計局。いずれも国際的に公的統計をリードしている国家機関である。調査の結果は表4にまとめたとおりである。

問1では、回答の得られた20機関の実務において、4種類の代入法のほぼすべてが導入されていることが確認され、予想以上に平均値代入法が利用されていることが示された。問2では、比率代入法 (60.0%) とホットデック法 (65.0%) が重視されていることが分

表4 UNECEの調査結果(重複回答あり)

	回帰代入法	比率代入法	平均値代入法	ホットデック法
問1	95.0%	95.0%	95.0%	100.0%
問2	40.0%	60.0%	35.0%	65.0%
問3	30.0%	80.0%	35.0%	30.0%
問4	10.0%	10.0%	25.0%	80.0%

問1：貴機関の実務では、4つの手法のどれを用いていますか？

問2：一般的に、貴機関の実務では、4つの手法のどれがよく用いられていますか？

問3：事業所・企業を単位とする経済データにおいて、貴機関の実務では、4つの手法のどれがよく用いられていますか？

問4：世帯データにおいて、貴機関の実務では、4つの手法のどれがよく用いられていますか？

表5 UNECEの調査結果(重複回答あり)

	確率単一代入法	多重代入法	フラクショナル
問5	70.0%	40.0%	5.0%

問5：貴機関の実務では、確率的単一代入法、多重代入法、フラクショナル代入法のいずれかを用いていますか？ その場合、どの手法ですか？

かった。問3では、経済データにおいて比率代入法(80.0%)がよく用いられることが示され、回帰代入法はあまり利用されていないことも浮き彫りとなった^v。問4では、世帯データにおいてホットデック法(80.0%)がよく用いられていることが明らかとなり、世帯データにおける数量項目はグループ平均値代入法(25.0%)によって処理される場合があることも分かった。

表5に記したとおり、問5では、現行の集計値ベースの代入法として、20機関のうち14機関において確率的単一代入法(70.0%)が導入されており、8機関において多重代入法(40.0%)が導入されており、1機関においてのみフラクショナル代入法(5.0%)が導入されていることが判明した。フラクショナル代入法^{vi}については本稿では扱わないが、de Waal et al. (2011, pp.271-272)を参照されたい。

3. 集計値ベースの代入法

2.3節で調査したとおり、諸外国の公的統計機関では、平均値代入法、比率代入法、回帰代入法、ホットデック法の4種類すべてが利用されている。これら4つの手法について、

以下の3つのケース^{vii}を想定して、モンテカルロシミュレーションにより有用性を実験する。

- (1) 経済データ：対数正規分布の量的データ
- (2) 質的経済データ：対数正規分布の量的データと質的な共変量のデータ
- (3) 世帯データ：質的な集計項目と量的な共変量のデータ

モンテカルロシミュレーションとは、乱数を用いて繰り返し抽出を行う分析方法である。観察データをもとにして確率分布を仮定し、確率分布に従う確率変数を定量的に分析するために、コンピュータによって擬似乱数を生成して分析する(大野, 井川, 2015)。すなわち、モンテカルロシミュレーションとは、コンピュータを実験ラボとして使用する方法である。ラボと同様に、実験を完全にコントロールでき、ラボの環境設定を様々に変化した結果を観測することで、効果を測定する(Carsey & Harden, 2014)。具体的には、以下の5つの手順により実行するものである(Mooney, 1997)。なお、本稿のすべての分析

は、R 3.2.4を用いて実行した。

- (1) コンピュータにおいて擬似母集団を定義する。
- (2) 擬似母集団から標本を抽出する。
- (3) パラメータ推定値を計算する。
- (4) 上記の2と3を繰り返す(1,000回ほど)。
- (5) パラメータ推定値の相対頻度を集計する。

実験の評価は、(8)式の平均平方誤差 (Mean Squared Error: MSE) を用いて行う。推定値 $\hat{\theta}$ の MSE は、真値 θ のベクトルを生成し、 $\hat{\theta}$ のベクトルとの差を取り、差の二乗和をシミュレーション回数で割ることにより計算できる (Mooney, 1997; Carsey & Harden, 2014)。MSE が小さな値の手法ほど、相対的によい手法だといえる。実際には、Di Zio & Guarnera (2013, p.549) にない、真値で正規化して平方根を取った(9)式の RRMSE (Relative Root Mean Squared Error) を用いた。

$$MSE = E[(\hat{\theta} - \theta)^2] \quad (8)$$

$$RRMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left(\frac{\hat{\theta} - \theta}{\theta} \right)^2} \quad (9)$$

シミュレーションの設定は、以下のとおりである。母集団モデルを(10)式とし、 y_i の平均値の推定を目的とする。モンテカルロシミュレーションの繰り返し回数 T は1,000回とし、各々のシミュレーションにおいて $n=1000$ の標本データを生成した。 y_i の欠測は、第2章で言及した計画的な欠測データデザイン (Enders, 2010) を模した。具体的には、 $u_i \sim U(0, 1)$ とし、 $\text{med}(x_{1i})$ を x_{1i} の中央値とする。 $x_{1i} < \text{med}(x_{1i})$ かつ $u_i < 0.6$ の場合、 y_i の値が欠

測することで、 x_{1i} を条件とする MAR として生成し、欠測率は約30%に設定した。Schenker et al. (2006, p.925) によると、1997年から2004年までの National Health Interview Survey における収入と所得の欠測率はいずれも平均して約30%であり、この設定は現実的な数字である。また、誤差項 ε_i の分散は、 x_{1i} に比例して増大するものとし、分散は不均一である。 β_1 の値は $U(1.1, 2.0)$ からの無作為抽出によって設定し、 σ の値は $U(1.0, 2.0)$ からの無作為抽出によって設定した。値を変化させた他のシミュレーション結果においても、本稿の結果とはほぼ同じ内容の結果が得られている。 $LN(\cdot)$ は R 関数 `rlnorm`、 $N(\cdot)$ は R 関数 `rnorm`、 $U(\cdot)$ は R 関数 `runif` によってそれぞれ生成した。

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \varepsilon_i$$

ここで、

$$\begin{aligned} x_{1i} &\sim LN(\logmean = 0, \logsd = 1) \\ \varepsilon_i &\sim N(mean = 0, sd = \sigma\sqrt{x_{1i}}) \end{aligned} \quad (10)$$

表6は、経済データの欠測値処理を模したもので、データのイメージは表1と同じである。分散が不均一な対数正規分布のデータにおける平均値の推定では、リストワイズ除去 (RRMSE=0.302) と比べていずれの代入法も改善しているが、回帰代入法 (RRMSE=0.050) やホットデック (RRMSE=0.050) と比べて、比率代入法 (RRMSE=0.048) によるパフォーマンスが最もよい。Cochran (1977, p.158) および Takahashi et al. (2017) に示されているとおり、比率代入法は $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma\sqrt{x_{1i}})$ という不均一分散の場合に最良線形不偏推定量になるためである。

表7は、質的項目を含む経済データを模したもので、データのイメージは表2と同じで

表6 経済データの欠測値処理の RRMSE

	完全データ	リストワイズ	回帰代入法	比率代入法	ホットデック
経済データ	0.047	0.302	0.050	0.048	0.050

表7 質的経済データの欠測値処理のRRMSE

	完全データ	リストワイズ	平均値代入法
経済データ2	0.043	0.081	0.055

表8 世帯データの欠測値処理のRRMSE

	完全データ	リストワイズ	回帰代入法	比率代入法	ホットデック
世帯データ	0.038	0.123	0.381	0.381	0.056

ある。式(10)の x_{1i} の平均値を0と1の2つのグループに分けてデータを生成し、 x_{1i} を二値のデータに変換してデータを1つに統合し、 x_{1i} を所属グループとして、平均値と欠測の確率を変化させた。その他の設定は、表6の経済データと同じである。もし質的な共変量しか利用できない場合、グループ平均値代入法(RRMSE=0.055)はリストワイズ除去(RRMSE=0.081)よりも高い精度を示している。

表8は、世帯データの欠測値処理を模したもので、データのイメージは表3と同じである。 y_i の値を3つの順序のないカテゴリーに変換した。なお、 x_{1i} は数量項目のままである。 y_i の最頻値に分類される値の割合を推定することを目的とする。その他の設定は、表6と同じである。集計すべきデータが質的な変数の場合、ホットデック法(RRMSE=0.056)のパフォーマンスが最もよく、回帰代入法(RRMSE=0.381)と比率代入法(RRMSE=0.381)は、このような状況において役に立たない。

4. 公開型マイクロデータにおける代入法の展望

ここまで、合計値(平均値)を集計することを前提とした欠測値の対処法について見てきた。2.3節で見たとおり、諸外国の公的統計では、回帰代入法、比率代入法、グループ平均値代入法、ホットデック法が用いられている。3章で検証したとおり、データの特性に応じて正しく使い分けられている。これらの手法

は、いずれも確定的単一代入法として知られているものである。その長所は、平均値(合計値)の点推定に関しては不偏であることだが、短所として、分布や分散の推定が不正確となることが挙げられる(阿部, 2016, p.55)。公開型マイクロデータを用いた分析における推測対象(estimand)は、平均値や合計値の算出だけとは限らない。

4.1 公開型マイクロデータと多重代入法

欠測データにおいて、平均値だけではなく、分散や標準誤差を妥当なものとするためには、多重代入法を用いる必要がある(Schafer & Graham, 2002; Donders et al., 2006; Baraldi & Enders, 2010; Cheema, 2014)。多重代入法は、複数の代入値を欠測データの分布から無作為抽出するものである。しかし、欠測データは観測されないため、欠測データの分布自体も観測できない。そこで、観測データからベイズ手法によって欠測値の事後分布を推定し、その事後分布から平均値と分散共分散の無作為抽出を行うことにより、代入モデルのパラメータ推定を考慮に入れた代入法を実行する(King et al., 2001)。

多重代入済みデータ的具体例は、表9のとおりである。収入の空欄は欠測値であり、収入1、収入2、収入3の灰色セルの白抜き数字は、それぞれ1回目、2回目、3回目の多重代入を行った際の代入値である。収入1の平均値は388.25万円、収入2の平均値は439.75万円、収入3の平均値は457.25万円と

表9 多重代入済みデータの例 ($M=3$)

ID	収入	年齢	収入 1	収入 2	収入 3
1	239	26	239	239	239
2	421	38	421	421	421
3	505	47	505	505	505
4		54	388	594	664

集計される。収入の平均値の点推定は、428.42万円として集計される（3つの平均値の平均）。2.2節における単一代入法では、代入値を確定的に1つの値として算出し、推定を確実視していた。しかし、表9の例では、多重代入を行うごとに代入値が大きく変化しており、推定の不確実性が示されている。これにより、標準誤差を妥当なものとすることができる。

多重代入法のメカニズムに関して、日本語による詳細な解説は、岩崎（2002，第10章）、高橋、伊藤（2014）、高橋、阿部、野呂（2015）、

阿部（2016，第5章）を参照されたい。

Rubin(1987) は、データ提供者によって M 個 ($M>1$) の多重代入済みデータが公開されれば、分析者の統計リテラシーに関わらず、分析者は欠測を気にすることなく様々な統計分析を行うことができると提案しており、多重代入法は公開型マイクロデータに適していることが示唆されている。付録に示すコードを貼り付けて使用することで、多重代入済みデータの統合といった実務上のわずらわしさに悩まされることなく分析を行うことができる。

たとえば、米国政府によって公開されているマイクロデータにおいて多重代入法を適用した例は、表10のとおりである。

2.3節のUNECE調査において問1～問5に回答した20機関に追加で調査票を送ったところ、18機関から回答を得て、回収率は90.0%であった（2016年9月6日現在）。結果は表11のとおりである。

表10 多重代入法による公開型マイクロデータの実例（米国政府）

調査実施者	調査名	対象データ	多重代入の数	公開日
Centers for Disease Control and Prevention ¹	2015 National Health Interview Survey	収入，所得	$M=5$	2016/6/30
Federal Reserve System ²	2013 Survey of Consumer Finances	ほぼすべての欠測変数	$M=5$	2014/9/25
Department of Transportation ³	2014 Fatality Analysis Reporting System	血中アルコール濃度	$M=10$	2015/12/1
Bureau of Labor Statistics ⁴	2014 Consumer Expenditure Survey	収入	$M=5$	2015/9/3

¹ http://www.cdc.gov/nchs/nhis/nhis_2015_data_release.htm

² <http://www.federalreserve.gov/econresdata/scf/scfindex.htm>

³ <http://www.nber.org/data/fars.html>

⁴ <http://www.bls.gov/cex/csxmicrodoc.htm>

表11 UNECEの調査結果（重複回答あり）

	不完全	確定単一	確率単一	多重代入	該当なし
問6	22.0%	50.0%	61.1%	44.4%	22.2%

問6：仮に、調査データを「公開型マイクロデータ」としてオープンにするとしたら、いずれの手法を用いるべきですか？

問6の自由記述では、Rubin(1987)が提唱しているとおり、統計リテラシーに関わらずすべての国民が欠測を気にすることなく同じ分析を行えるように、公開型マイクロデータは代入済みデータであることが望ましいという意見があった。しかし、具体的に代入済み公開型マイクロデータの作成に際して、確定的単一代入法(50.0%)、確率的単一代入法(61.1%)、多重代入法(44.4%)のいずれを用いるべきか意見が分かれており、コンセンサスが形成されていないことが示された。なお、欠測値にフラグを立てるべきであるという点については一致した見解が見られた。そうすることで、統計学上級者は、自らの望む欠測値対処法によって公開型マイクロデータの分析を実行できるからである。

4.2 公開型マイクロデータのための代入法

4.1節で見たとおり、諸外国の公的統計機関では、公開型マイクロデータの欠測値処理手法として、リストワイズ除去、確定的単一代入法、確率的単一代入法、多重代入法の4種類が提案されている。これら4つの手法を用いた平均値と回帰分析の精度について、モンテカルロシミュレーションによって評価を行う。確率的単一代入法とは、確定的単一代入法に誤差項を追加し、データのばらつき具合を調整する欠測値処理手法である(高橋、阿部、野呂, 2015, pp.15-18)。なお、多重代入法の繰り返し回数 M は5に設定した。また、多重代入法は、RパッケージAmelia IIによるものである(Honaker et al., 2011)。

4.2.1 説明変数が欠測している場合の回帰分析

シミュレーションの設定は、以下のとおりである(詳しい設定は3章も参照されたい)。母集団モデルを(1)式とし、 x_{1i} の平均値の推定および β_1 の推定を目的とする。モンテカルロシミュレーションの繰り返し回数 T は1,000回とし、各々のシミュレーションにおいて $n=1000$ の標本データを生成した。 x_{1i} の欠測は、 y_i を条件とするMARとして生成し、欠測率は約30%に設定した。具体的には、3章と同様に、 $y_i < \text{med}(y_i)$ の場合、 $Pr(x_{1i}=\text{missing})=0.6$ である。対数正規分布の経済データを分析するために、データを自然対数に変換したことを想定し、データは正規分布で生成した。 β_1 の値は $U(1.1, 2.0)$ からの無作為抽出によって設定し、 σ の値は $U(1.0, 2.0)$ からの無作為抽出によって設定した。値を変化させた他のシミュレーション結果においても、本稿の結果とほぼ同じ内容の結果が得られている。

$$\begin{aligned} y_i &= \beta_1 x_{1i} + \varepsilon_i \\ \text{ここで,} \\ x_{1i} &\sim N(\text{mean}=0, \text{sd}=1) \\ \varepsilon_i &\sim N(\text{mean}=0, \text{sd}=\sigma) \end{aligned} \quad (11)$$

表12は、説明変数が欠測している場合の $\bar{x}_1$ に関するRMSE、回帰係数 β_1 に関するRRMSE、名目95%信頼区間のカバー率を示している。

$\bar{x}_1$ のRMSEについて、単一代入法と多重代入法は不偏であるのに対して、リストワイズ除去には偏りがある。確定単一代入法(RMSE=0.085)、多重代入法(RMSE=0.087)、確率

表12 説明変数が欠測している場合の $\bar{x}_1$ と β_1 の推定

	完全データ	リストワイズ	確定単一	確率単一	多重代入法
RMSE($\bar{x}_1$)	0.076	0.618	0.085	0.090	0.087
RRMSE(β_1)	0.026	0.062	0.139	0.031	0.030
95%CIカバー率	94.9	61.8	0.1	90.5	94.7

注：真の $\bar{x}_1$ が0であるため、RRMSEではなくRMSEを用いた。CIは信頼区間である。95%CIカバー率は、1,000回のモンテカルロ実験のうち、95%信頼区間に真の β_1 が含まれた割合である。

単一代入法 (RMSE=0.090) の精度はほぼ同じだが、リストワイズ (RMSE=0.618) の精度は非常に悪い。

β_1 のRRMSEについて検討する。多重代入法 (RRMSE=0.030) の精度が最もよく、ついで確率単一代入法 (RRMSE=0.031)、リストワイズ (RRMSE=0.062) となっており、確定単一代入法 (RRMSE=0.139) の精度は最も悪い (Allison, 2002, p.53; Carpenter & Kenward, 2013, p.28)。

β_1 の名目95%信頼区間について検討する。多重代入法による信頼区間は、94.7%の確率で真のパラメータを捕らえることができおり、非常に正確である。確率単一代入法による信頼区間は、90.5%の確率で真のパラメータを捕らえている。これは、名目5%の第一種の過誤率が約2倍の9.5%になっているということであり、深刻な問題である (Enders, 2010, pp.53-54)。リストワイズによる信頼区間は、61.8%の確率で真のパラメータを捕らえている。これは、名目5%の第一種の過誤率が8倍近い38.2%になっているということであり、非常に深刻な問題である。確定単一代入法による信頼区間は、0.1%の確率で真のパラメータを捕らえている。これは、名目5%の第一種の過誤率が20倍近い99.9%になっているということであり、極めて深刻な問題である。

説明変数が欠測している回帰分析と基本統計量を研究の目的とする場合、多重代入法を実行するべきであることが分かる。

4.2.2 被説明変数が欠測している場合の回帰分析

シミュレーションの設定は、以下のとおりである。母集団モデルを(11)式とし、 y_i の平均値および β_1 の推定を目的とする。 y_i の欠測は、 x_{1i} を条件とするMARとして生成し、欠測率は約30%に設定した。その他の設定は4.2.1項に準じている。

表13は、被説明変数が欠測している場合の $\bar{y}$ に関するRMSE、回帰係数 β_1 に関するRRMSE、名目95%信頼区間のカバー確率を示している。

$\bar{y}$ のRMSEについて、単一代入法と多重代入法は不偏であるのに対して、リストワイズ除去には偏りがある。確定単一代入法 (RMSE=0.073)、多重代入法 (RMSE=0.074)、確率単一代入法 (RMSE=0.075) の精度はほぼ同じだが、リストワイズ (RMSE=0.609) の精度は非常に悪い。

β_1 のRRMSEについて検討する。リストワイズ (RRMSE=0.027)、確定単一代入法 (RRMSE=0.027)、多重代入法 (RRMSE=0.028)、確率単一代入法 (RRMSE=0.029) のいずれの値もほぼ同じである。被説明変数が欠測しており、回帰分析が目的の場合、代入法を行ってもリストワイズ除去と変化がないことが分かる。これは、被説明変数の欠測がMARの場合、不完全なケースは回帰係数の推定に寄与していないためである (Little, 1992; Carpenter & Kenward, 2013, pp.24-28; Raghunathan, 2016, p.99)。

β_1 の名目95%の信頼区間について検討す

表13 被説明変数が欠測している場合の $\bar{y}$ と β_1 の推定

	完全データ	リストワイズ	確定単一	確率単一	多重代入法
RMSE($\bar{y}$)	0.067	0.609	0.073	0.075	0.074
RRMSE(β_1)	0.021	0.027	0.027	0.029	0.028
95%CIカバー率	94.8	95.0	80.0	83.9	94.2

注：真の $\bar{y}$ が0であるため、RRMSEではなくRMSEを用いた。CIは信頼区間である。95%CIカバー率は、1,000回のモンテカルロ実験のうち、95%信頼区間に真の β_1 が含まれた割合である。

る。リストワイズによる信頼区間は、95.0%の確率で真のパラメータを捕らえることができており、非常に正確である。多重代入法による信頼区間は、94.2%の確率で真のパラメータを捕らえることができており、こちらも非常に正確である。確率単一代入法による信頼区間は、83.9%の確率で真のパラメータを捕らえている。これは、名目5%の第一種の過誤率が3倍以上の16.1%になっているということであり、深刻な問題である。確定単一代入法による信頼区間は、80.0%の確率で真のパラメータを捕らえている。これは、名目5%の第一種の過誤率が4倍の20.0%になっているということであり、深刻な問題である。つまり、被説明変数が欠測しているとき、単一代入法を行ってはならないことが示されている。

被説明変数が欠測している回帰分析と基本統計量を研究の目的とする場合、各々のケースでは次点ではあるが、総合的に多重代入法が最もよいといえる。

5. 代入法とマイクロ分析：適合性の問題

代入モデルと分析モデルが同一の変数を持ち、同じ数のパラメータを推定する場合、2つのモデルは適合 (congenial：融和) しているという (Enders, 2010, p.227；阿部, 2016, p.118；高井, 星野, 野間, 2016, p.123)。これまで見てきたモデルは、すべて適合しているものであった。しかし、現実的には、代入モデルと分析モデルが一致しない場合が考えられ、このとき代入モデルは適合性を持たず、理論的には多重代入法のパラメータ推定値の一致性は保証されない。

本章では、代入モデルが分析モデルを内包している場合と分析モデルが代入モデルを内包している場合の2つのケースにおいて、適合性の問題を検証する。

5.1 代入モデルが分析モデルを内包する場合

シミュレーションの設定は、以下のとおりである。代入モデルを(12)式とし、分析モデルを(13)式として、 x_{1i} の平均値および β_1 の推定を目的とするⁱⁱⁱ。(12)式は、(11)式に X の2変量分布が加わったものである。モンテカルロシミュレーションの繰り返し回数 T は1,000回とし、各々のシミュレーションにおいて $n=1000$ の標本データを生成した。 x_{1i} の欠測は、 y_i を条件とするMARとして生成し、欠測率は約30%に設定した。 $MN(\cdot)$ はR関数mvrnormによって生成した。 β_1 の値は $U(1.1, 1.5)$ からの無作為抽出によって設定し、 σ の値は $U(1.1, 1.5)$ からの無作為抽出によって設定した。値を変化させた他のシミュレーション結果においても、本稿の結果とほぼ同じ内容の結果が得られている。

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \varepsilon_i \quad (12)$$

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \varepsilon_i \quad (13)$$

ここで、

$$X \sim MN(\text{mean} = 0, \text{sd} = 1)$$

$$X = (x_{1i}, x_{2i})$$

$$\text{cor}(X) = \begin{pmatrix} 1.0 & 0.6 \\ 0.6 & 1.0 \end{pmatrix}$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma)$$

代入モデルが分析モデルを内包する形の場合、厳密には代入モデルと分析モデルは適合していないものの、表14から明らかなように多重代入法の精度に問題は発生せず4.2.1項の結果とほぼ一致していることが伺える (Enders, 2010, pp.228-229; Carpenter & Kenward, 2013, pp.64-65)。これが意味していることは、データ提供者である公的統計機関は、できるだけ多くの利用可能な変数を代入モデルに含めることができ^{ix}、その中から機微な情報を含む変数を省いた上で公開することが許されるということである (高井, 星野, 野間, 2016, p.124)。

表14 代入モデルが分析モデルを内包するケース

	完全データ	リストワイズ	確定単一	確率単一	多重代入法
RMSE ($\bar{x}_1$)	0.074	0.633	0.080	0.083	0.081
RRMSE (β_1)	0.026	0.058	0.084	0.029	0.028
95%CIカバー率	95.6	64.8	14.4	91.5	95.6

注：真の $\bar{x}_1$ が0であるため、RRMSEではなくRMSEを用いた。CIは信頼区間である。95%CIカバー率は、1,000回のモンテカルロ実験のうち、95%信頼区間に真の β_1 が含まれた割合である。

5.2 分析モデルが代入モデルを内包する場合

シミュレーションの設定は、以下のとおりである。代入モデルを(14)式とし、分析モデルを(15)式として、 x_{1i} の平均値および β_1 の推定を目的とする。その他の設定は、5.1節と同じである。

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \varepsilon_i \quad (14)$$

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \varepsilon_i \quad (15)$$

分析モデルが代入モデルを内包する形の場合、表15から明らかなように、いずれの代入法による推定も著しく悪い結果となっている。すなわち、代入モデルよりも大きな分析モデルを用いてはならない。しかしながら、4.2節の場合と同様に、リストワイズ除去は推奨されない。 x_{1i} の単変量に関して、平均値の推定では単一代入法と多重代入法は不偏であるのに対して、リストワイズ除去には偏りがある。確定単一代入法 (RMSE=0.093)、多重代入法 (RMSE=0.094)、確率単一代入法 (RMSE=0.098)の精度はほぼ同じだが、リストワイズ (RMSE=0.739)の精度は非常に悪い。代入モデルが分析モデルよりも制約的な場合には、

ベストな代入手法は存在しないおそれがあり、避けるべきケースだとされる (Enders, 2010, p.229; Carpenter & Kenward, 2013, p.64)。

6. おわりに

本稿は、現在の公的統計における集計値ベースの代入法において、データの種類に応じた手法が採用されていることを示した。具体的には、経済データには比率代入法が用いられ、世帯データにはホットデック法が用いられることを明らかにした。また、現行の集計値ベースの代入法とは異なり、公開型マイクロデータでは、その性格上、分析の推測対象は平均値や合計値だけとは限らず、回帰係数や標準誤差を用いた統計分析を行うには多重代入法が望ましいことも示した。

現行の手法を勘案すると、経済マイクロデータではTakahashi(2017a)およびTakahashi(2017b)にて提唱されている多重比率代入法を活用することが望ましく、世帯マイクロデータではCranmer & Gill(2013)にて提唱されている多重ホットデック代入法を活用することが望ましいだろう。

多重代入法に関する近年の研究 (Graham et

表15 分析モデルが代入モデルを内包するケース

	完全データ	リストワイズ	確定単一	確率単一	多重代入法
RMSE ($\bar{x}_1$)	0.087	0.739	0.093	0.098	0.094
RRMSE (β_1)	0.036	0.063	0.119	0.117	0.115
95%CIカバー率	95.3	82.0	5.6	8.9	13.7

注：真の $\bar{x}_1$ が0であるため、RRMSEではなくRMSEを用いた。CIは信頼区間である。95%CIカバー率は、1,000回のモンテカルロ実験のうち、95%信頼区間に真の β_1 が含まれた割合である。

al., 2007; Bodner, 2008) では、多重代入済みデータの数は多いほど望ましいことが示されているが、実務的には多くの多重代入済みデータの公表は難しい。実際に、米国政府機関によって公開されているマイクロデータ (表 10) では、5~10個の多重代入済みデータを公開している。また、今回のシミュレーションは5個の多重代入済みデータに基づいて実行したが、その結果は非常に良好であった。よって、実務上の便宜も考慮すると、5個の多重代入済みデータを公開すれば十分だと考えられる。

代入済みデータを用いた統計解析では、適合性の確保が必須事項であるため、公開型マイクロデータにおいては代入モデルを明示しなければならない。公開型マイクロデータを用いる分析者は、代入モデルを前提とした分析を行うことができる。これは、坂田 (2006, pp.36-38) が指摘する公開型マイクロデータにおける様々な制約に類するものである。つまり、公開型マイクロデータといえども、分析者の望むすべての分析が可能となるわけではなく、調査データ特有の作成事情と性格を意識した上で分析を行う必要がある⁵。それでも既存の集計表だけに依存した分析と比べれば、公開型マイクロデータでは計り知れない可能性が広がるであろう。

もともと Rubin (1987) が提案していたとおり、多重代入済みデータが公開されれば、統計リテラシーに関わらず、すべての分析者は欠測にわずらわされずに統計解析を行うことができる。一方、統計リテラシーの高い分析者が、最尤法など自らの望む形で欠測値の処理を行った上で統計解析を行う場合も想定して、欠測値にはフラグを立てるべきである。最尤法による欠測データ解析は、高井、星野、野間 (2016, pp.23-101) に詳しい。

最後に、本稿では紙面の都合上、詳細な議論は省くが、Raghuathan (2016, p.182) が指摘するとおり、仮定 (assumption) を必要としな

い欠測値処理手法は存在しない。多重代入法は、最も汎用的な欠測値処理手法の1つであるが、あらゆる状況下において常にベストな手法というわけではない。とりわけ、通常の高多重代入法は、他の欠測値処理手法と同様に欠測のメカニズムを MAR と想定している。したがって、データ提供者は、欠測のメカニズムが MAR の仮定から逸脱した場合に備えて、感度分析を実行する必要がある。多重代入法にパターン混合モデルを適用した感度分析については、Carpenter & Kenward (2013, pp.229-241) を参考にされたい。日本語での解説は、阿部 (2016, pp.163-166) を参照されたい。また、近年では、観測データの情報を最大限に活用して、代入法に関する診断手法も提案されているので、これらも合わせて活用されたい (Abayomi et al., 2008; Honaker et al., 2011)。日本語での解説は、高橋、伊藤 (2013, pp.64-74) を参照されたい。

付録：多重代入済みデータの作成と分析に関するコード例

本付録では、R パッケージ Amelia II (Honaker et al., 2011) によって多重代入済みデータを生成し、R パッケージ Zelig (Imai et al., 2008) によって統計分析を行うためのコードを示す。

まず、代入者は、多重代入法 ($M=5$) により欠測値を処理する (高橋、伊藤, 2013, pp.48-49)。下記の例では、5個の多重代入済みデータのファイルが生成される。

```
library(Amelia)
set.seed(6997582)
a.out <- amelia(data, m = 5)
write.amelia(obj = a.out, file.stem = "out-
data", orig.data = F, separate = T, row.
names = F)
```

次に、代入者は下記のコードを準備し、上

記で作成した5個の多重代入済みデータと一緒に公開する。分析者は、5個の多重代入済みデータのファイルをダウンロードし、下記のコードをRのコンソールに貼り付けるだけでよい。ただし、分析者はRパッケージhot.deck (Cranmer & Gill, 2013) をインストールする必要がある。なお、この方法は、Rの内部で多重代入済みデータを保持して分析するのではなく、公開型マイクロデータを想定して、いったん多重代入済みデータを掃き出し、再度データの読み込みを行った上で分析する際に必要な手順である。この方法は、AmeliaとZeligの仕様書には書かれていない。

```
data1<-read.csv("outdata1.csv",header=T)
data2<-read.csv("outdata2.csv",header=T)
data3<-read.csv("outdata3.csv",header=T)
data4<-read.csv("outdata4.csv",header=T)
data5<-read.csv("outdata5.csv",header=T)
```

```
idata<-list(imp1=data1,imp2=data2,imp3=
data3,imp4=data4,imp5=data5)
idata<-list(imputations=idata)
library(hot.deck)
midata<-hd2amelia(idata)
```

最後に、分析者はRパッケージZeligを利用して統計分析を行う(高橋, 伊藤, 2013, p.49)。分析に使用する変数「x1~x2+x3」を指定し、分析を行うモデル「model = "ls"」を指定するだけでよい。多重代入済みデータによる複数の分析結果の統合は、Zeligによって自動で行われる。

```
library(Zelig)
z.out <- zelig(x1~x2+x3, data = midata,
model = "ls", cite = F)
summary(z.out)
```

謝辞

本稿は、経済統計学会関東支部例会(2016年7月)、経済統計学会第60回全国研究大会(2016年9月)における報告に加筆・修正したものである。各学会における参加者の方々からは、有益なコメントをいただいた。また、2名の査読者から有益なコメントをいただき本稿を改善することができた。ここに深く感謝の意を表したい。ただし、本稿にあり得べき誤りはすべて執筆者に属する。

注

- i 本稿における公開型マイクロデータは、特定のマイクロデータ提供方法を限定的に意味してはいない。従来の集計値を利用する立場とは異なり、分析者の裁量によって分析が行える環境を想定している。つまり、本稿における「公開型マイクロデータ」は、「一般公開型マイクロデータ」、「匿名化マイクロデータ」、「調査票情報(個票データ)」のすべてを内包する大きな概念として使用している。また、本来的には、マイクロデータにおいて「公開」という用語は、オープンデータのような一般向けに提供する場合に用いるものであり、学術研究のために利用要件を満たした研究者に対して提供する場合には「公開」という言葉は用いないのが一般的である。しかし、本稿では、代入を行う者(調査機関)と分析を行う者(一般市民, 研究者)が別であることが特に重要な論点であり、利用者が一般市民か研究者かという区別はしていない。ゆえに、上記のようなケースも、本稿では「公開型マイクロデータ」に含めている。
- ii 偏りとは推定量の期待値と真のパラメータ値との差である。効率性とは推定量の分散の大きさであり、分散は n の値が小さくなるにつれて大きくなる。
- iii NMARの仮定が正しいとした場合に、MARの仮定に基づく結果にどれだけ影響があるかを評価する手法である(阿部, 2016, p.160)。結果が大きく異なる場合、MARの仮定に基づく分析結果

- の信頼性は高いとみなせる。一方、結果が大きく異なる場合、結果の信頼性が低く、MARの仮定をより妥当なものとするために補助変数を多く組み入れるなどの対処が必要である。
- iv 筆者は、2012年9月のノルウェー会合、2014年4月のフランス会合、2015年9月のハンガリー会合に出席した。
 - v 重回帰モデル、多項モデル、ロジスティックモデルなど、回帰代入法は比率代入法よりも守備範囲が広く、そういった場面で活用されることがある (de Waal et al., 2011, pp.233-235)。
 - vi フラクショナル代入法は、多重代入法と同様、代入を繰り返す手法である。多重代入法とは以下の3点で異なっている (de Waal et al., 2011, p.272) : (1)頻度論に基づく「不適切な」多重代入法 (improper multiple imputation) とみなすことができる ; (2)多重代入法における分散の肥大化を最小化することを目的としている ; (3)ホットデックを利用し、質的なデータへの対応を可能としている。
 - vii この3つの類型は網羅的ではないが、経済データと世帯データについて経験的に知られている一般的な性質をシミュレーションしたものである。経済データは売上高・資本金・従業員数など数量項目が多く、その分布は右に歪んでいるという特徴がある。また、世帯データは住居の種類・配偶者の有無・勤め先など質的項目が多いという特徴がある。
 - viii x_{1i} に欠測が発生しているため、厳密な意味での代入モデルは $x_{1i} = \gamma_0 + \gamma_1 y_i + \gamma_2 x_{2i} + \varepsilon_i$ であり、 $y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \varepsilon_i$ は y_i の母集団モデルである。
 - ix 現行の集計値ベースの代入法では、欠測値の代入のために用いられる変数はマイクロデータに含まれ得る変数の一部に過ぎないが、適合性の問題により、公開型マイクロデータに含まれる利用可能な変数のすべてを用いて欠測値の代入を行う必要がある。
 - x 無数の分析者が無数の分析モデルを構築し、代入者はもはや無数の分析モデルを事前に考慮して代入モデルを作ることができないこと、これが公開型マイクロデータにおける代入法の難しさである。よって、代入モデルが先に固定のものとしてあり、その代入モデルの制約が分析者の方に発生する。したがって、マイクロデータの利用者の視点から調査データ特有の作成事情と性格を意識した上で分析を行う必要がある。

参考文献

- [1] 阿部貴行 (2016)『欠測データの統計解析』, 朝倉書店。
- [2] 伊藤伸介, 星野なおみ (2014)「国勢調査マイクロデータを用いたスワッピングの有効性の検証」, 『統計学』第107号, pp.1-16。
- [3] 岩崎学 (2002)『不完全データの統計解析』, エコノミスト社。
- [4] 大野薫, 井川孝之 (2015)『モンテカルロ法入門』, 一般社団法人金融財政事情研究会。
- [5] 栗原由紀子 (2015)「統計的マッチングにおける推定精度とキー変数選択の効果 — 法人企業統計調査マイクロデータを対象として —」, 『統計学』第108号, pp.1-15。
- [6] 坂田幸繁 (2006)「個票データと統計利用」, 『統計学』第90号, pp.31-42。
- [7] 高井啓二, 星野崇宏, 野間久史 (2016)『欠測データの統計科学 — 医学と社会科学への応用』, 岩波書店。
- [8] 高橋将宜, 阿部穂日, 野呂竜夫 (2015)「公的統計における欠測値補定の研究 : 多重代入法と単一代入法」, 『製表技術参考資料』No. 30, pp.1-95。
- [9] 高橋将宜, 伊藤孝之 (2013)「経済調査における売上高の欠測値補定方法について～多重代入法による精度の評価～」, 『統計研究彙報』第70号, No. 2, pp.19-86。
- [10] 高橋将宜, 伊藤孝之 (2014)「様々な多重代入法アルゴリズムの比較～大規模経済系データを用いた分析～」, 『統計研究彙報』第71号, No. 3, pp.39-82。
- [11] 中村英昭, 平澤鋼一郎 (2016)「公的統計の二次利用の促進に関するわが国の取組状況」, 『経済統計学会第60回 (2016年度) 全国研究大会報告要旨集』, pp.36-37。
- [12] Abayomi, K., Gelman, A. & Levy, M. (2008) “Diagnostics for Multivariate Imputations”, *Applied Statistics* Vol. 57, No. 3, pp.273-291。
- [13] Allison, P. D. (2002) *Missing Data*, Sage Publications, Thousand Oaks。

- [14] Baraldi, A. N. & Enders, C. K. (2010) “An Introduction to Modern Missing Data Analyses”, *Journal of School Psychology* Vol. 48, No. 1, pp.5-37.
- [15] Bodner, T. E. (2008) “What Improves with Increased Missing Data Imputations?” *Structural Equation Modeling* Vol. 15, pp.651-675.
- [16] Carpenter, J. R. & Kenward, M. G. (2013) *Multiple Imputation and its Application*, A John Wiley & Sons Publication, West Sussex.
- [17] Carsey, T. M. & Harden, J. J. (2014) *Monte Carlo Simulation and Resampling Methods for Social Science*, Sage Publications, Thousand Oaks.
- [18] Cheema, J. R. (2014) “Some General Guidelines for Choosing Missing Data Handling Methods in Educational Research”, *Journal of Modern Applied Statistical Methods* Vol. 13, No. 2, pp.53-75.
- [19] Cochran, W. G. (1977) *Sampling Techniques*, third edition, John Wiley & Sons, New York.
- [20] Cranmer, S. J. & Gill, J. (2013) “We Have to Be Discrete About This: A Non-Parametric Imputation Technique for Missing Categorical Data”, *British Journal of Political Science* Vol. 43, No. 2, pp.425-449.
- [21] de Waal, T., Pannekoek, J., & Scholtus, S. (2011) *Handbook of Statistical Data Editing and Imputation*, John Wiley & Sons, Hoboken.
- [22] Di Zio, M. & Guarnera, U. (2013) “A Contamination Model for Selective Editing”, *Journal of Official Statistics* Vol. 29, No. 4, pp.539-555.
- [23] Donders, A. R. T., van der Heijden, G. J. M. G., Stijnen, T. & Moons, K. G. M. (2006) “Review: A Gentle Introduction to Imputation of Missing Values”, *Journal of Clinical Epidemiology* Vol. 59, pp.1087-1091.
- [24] Enders, C. K. (2010) *Applied Missing Data Analysis*, The Guilford Press, New York.
- [25] Graham, J. W., Olchowski, A. E. & Gilreath, T. D. (2007) “How Many Imputations are Really Needed? Some Practical Clarifications of Multiple Imputation Theory”, *Prevention Science* Vol. 8, No. 3, pp.206-213.
- [26] Honaker, J., King, G. & Blackwell, M. (2011) “Amelia II: A Program for Missing Data”, *Journal of Statistical Software* Vol. 45, No. 7, pp.1-47.
- [27] Hu, M., Salvucci, S., & Lee, R. (2001) *A Study of Imputation Algorithms*, Working Paper No. 2001-17. U.S. Department of Education, National Center for Education Statistics.
- [28] Imai, K., King, G. & Lau, O. (2008) “Toward a Common Framework for Statistical Analysis and Development”, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, Vol. 17, No. 4, pp.892-913.
- [29] Joenssen, D. W. (2015) *Hot Deck Imputation: Hot Deck Imputation Methods for Missing Data*, Version 1.1.0, <https://cran.r-project.org/web/packages/HotDeckImputation/index.html>
- [30] King, G., Honaker, J., Joseph, A. & Scheve, K. (2001) “Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation”, *American Political Science Review*, Vol. 95, No. 1, pp.49-69.
- [31] Little, R. J. A. (1992) “With Missing X’s: A Review”, *Journal of the American Statistical Association* Vol. 87, No. 420, pp.1227-1237.
- [32] Little, R. J. A. & Rubin, D. B. (2002) *Statistical Analysis with Missing Data*, second edition, John Wiley & Sons, Hoboken.
- [33] Mooney, C. Z. (1997) *Monte Carlo Simulation*, Sage Publications, Thousand Oaks.
- [34] Raghunathan, T. (2016) *Missing Data Analysis in Practice*, CRC Press, Boca Raton.
- [35] Rubin, D. B. (1987) *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, John Wiley & Sons, New York.
- [36] Schafer, J. L. & Graham, J. W. (2002) “Missing Data: Our View of the State of the Art”, *Psychological Methods* Vol. 7, No. 2, pp.147-177.
- [37] Schenker, N., Raghunathan, T. E., Chiu, P.-L., Makuc, D. M., Zhang, G. & Cohen, A. J. (2006) “Multiple Imputation of Missing Income Data in the National Health Interview Survey”, *Journal of the American Statistical Association* Vol. 101, No. 475, pp.924-933.
- [38] Scheuren, F. (2005) “Multiple Imputation: How It Began and Continues”, *The American Statistician*

Vol. 59, No. 4, pp.315-319.

- [39] Takahashi, M. (2017a) “Multiple Ratio Imputation by the EMB Algorithm: Theory and Simulation”, *Journal of Modern Applied Statistical Methods* Vol. 16, No. 1 (in press).
- [40] Takahashi, M. (2017b) “Implementing Multiple Ratio Imputation by the EMB Algorithm in R”, *Journal of Modern Applied Statistical Methods* Vol. 16, No. 1 (in press).
- [41] Takahashi, M., Iwasaki, M. & Tsubaki, H. (2017) “Imputing the Mean of a Heteroskedastic Log-Normal Missing Variable: A Unified Approach to Ratio Imputation”, *Statistical Journal of the IAOS* Vol. 33, No. 3 (in press).
- [42] U.S. Bureau of the Census (1957) *U.S. Census of Manufactures 1954*, Vol. II, Industry Statistics, Part 1, General Summary and Major Groups 20 to 28, U.S. Government Printing Office, Washington, D. C.

Missing Data Treatments in Official Statistics: Imputation Methods for Aggregate Values and Public-Use Microdata

Masayoshi TAKAHASHI*

Summary

The treatment of missing data is an important aspect of the production system in official statistics; however, the methodological significance has rarely been debated in Japan. This study builds on the practices of UNECE, assessing a variety of imputation methods, such as deterministic single imputation (regression imputation, ratio imputation, mean imputation, hot deck imputation), stochastic single imputation, and multiple imputation. The purpose of this study is to contribute to the development of the official statistics production system in Japan. In order to obtain the picture of the status quo in official statistics among the national statistical agencies around the world, this study conducts a survey on the UNECE member states. Also, the current study assesses the utility of each imputation method, using a series of Monte Carlo experiments with a variety of parameter settings. This study shows that, in the current practices of imputation among the national statistical institutes, imputation methods are adopted for each data type, such that ratio imputation is often used for economic data and hot deck imputation for household data. Furthermore, the current study demonstrates that multiple imputation is suited for public-use microdata.

Key Words

Multiple imputation, single imputation, incomplete data, nonresponse, government statistics

* IR Office, Tokyo University of Foreign Studies
e-mail : mtakahashi@tufs.ac.jp

【本会記事】

支部だより
(2016年4月～2017年3月)

~~~~~ 北 海 道 支 部 ~~~~~

下記のとおり研究会が開催されました。

日時：2016年6月11日(土) 14:00～17:00

場所：北海学園大学豊平区キャンパス7号館5階・D505教室

報告：

1. 市町村の介護サービスと要介護状態の地域差に関する研究  
大澤理沙（釧路公立大学経済学部）
2. 高等学校情報科・公民科等における公的統計データを用いた教材開発  
古谷次郎（北星学園大学経済学部）

（水野谷武志 記）

~~~~~ 東 北 ・ 関 東 支 部 ~~~~~

2016年度4月例会

日時：2016年4月9日(土) 13:30～17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・13号館会議室

報告：

1. 坂田幸繁（中央大学）
「企業活動の数量実績へ個体リネージした実勢判断項目の特徴について」
2. 高橋将宜（東京外語大学）
「民主国家における世襲議員に関する計量分析：米国の例」

2016年度5月例会

日時：2016年5月7日(土) 13:00～17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・15号館（マキムホール）10階第1・2会議室

報告：

1. 上藤一郎（静岡大学）
「希望子ども数調査に基づく小地域の将来人口推計 — 藤枝市の調査による試算 —」
2. 保高博之（総務省統計局統計調査部調査企画課）
「平成27年国勢調査における新たな取り組みと実施状況」

2016年度6月例会

日時：2016年6月4日(土) 13:00～17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・15号館（マキムホール）10階第1・2会議室

報告：

1. 宮田知佳（横浜国立大学・院）
「イギリスの失業実態とその規範の矛盾～失業の世論調査と実態の乖離～」
2. 坂本憲昭（法政大学）
「江東区湾岸タワーマンションの考察（事業所と世代変遷）」
3. 御園謙吉（阪南大学）
「市町村別所得データによる地域格差の検討
ー 1974～2013年のタイル尺度による分析を中心に ー」

2016年度7月例会

日時：2016年7月2日(土) 13:00～17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・12号館地下第4会議室

報告：

1. 伊藤伸介（中央大学）
「政府統計データの匿名化に関する方法的な体系化をめぐる」
2. 小林良行（総務省統計研修所）
「統計メタデータアーカイブの展開可能性」
3. 山口幸三（総務省統計研修所）
「政府統計の作成における一部調査（標本調査）の方法的位置」
4. 高橋将宜（東京外国語大学）
「政府統計データのインピュテーションに関する国際的動向」

2016年度11月例会（共催：一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター・中央大学経済研究所社会経済ミクロデータ研究部会）

日時：2016年11月5日(土) 13:00～17:00

場所：一橋大学経済研究所 3F大会議室

報告：

1. 齊藤宣哉（総務省統計局）
「平成24年就業構造基本調査ミクロデータについて」
2. 長尾伸一（総務省統計局）
「生存時間解析の手法による就業構造基本調査のデータを用いた初職を継続する者と離職する者の属性に関する分析」
3. 松田尚子（RIETI/東京大学）・岡室博之（一橋大学）
「就業構造基本調査ミクロデータを用いて新規開業の希望と準備をいかに把握できるか」
4. 勇上和史（神戸大学）
“The Impact of Minimum Wage on Income Distribution in Japan”

2016年度12月例会

日時：2016年12月3日(土) 13:30~18:00

場所：立教大学池袋キャンパス・15号館（マキムホール）10階第1・2会議室

報告：

1. 坂田大輔（立教大学）
「インドの雇用・失業統計に関する議論と変化
ー インド全国標本調査の事例を中心に ー」
2. 長谷川普一（新潟市都市政策部GISセンター）
「公的統計，行政情報から観測する人口移動の特性と土地利用について」
3. 堀口将志（内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局）
「地域経済分析システム（RESAS）の現状と今後について」
4. 櫻本 健（立教大学）
「RESASを利用した立教大学の取組」

2017年度1月例会

日時：2017年1月7日(土) 13:30~17:00

場所：中央大学駿河台記念館 360号室

報告：

1. 千田浩司（NTTセキュアプラットフォーム研究所）・田中哲士（NTTセキュアプラットフォーム研究所）・菊池 亮（NTTセキュアプラットフォーム研究所）・阿部穂日（一橋大学）・白川清美（一橋大学）
「公的統計のための秘密計算システムの実装：回帰分析による実用化のための実証分析」
2. 林田 実（北九州市立大学）・池田欽一（北九州市立大学）
「機械学習は経済学の実証分析を変革するかー 深層学習によるマイクロデータ解析 ー」

~~~~~ 関 西 支 部 ~~~~~

2016年度関西支部例会

日時：4月16日(土) 13:30~17:00

場所：立命館大学茨木キャンパス B棟4階研究会室1

報告：

1. 泉 弘志・戴 艶娟・李 潔（報告：泉）
「Eora MRIO（世界多地域産業連関表）とOECD WIOD（世界産業連関表）による全労働生産性上昇率の計測」
2. 芦谷恒憲（兵庫県企画県民部ビジョン課）
「兵庫県における観光見える化推進事業の概要と課題」

日時：5月28日(土) 13:30~17:00

場所：阪南大学あべのハルカスキャンパス（23F） 第1セミナールーム

報告：

1. 劉 瑞興（広島修道大学大学院）
「金融安定における「誤差脱漏」に関する統計推測」
2. 水野勝之（明治大学・関東支部）、井草 剛（松山大学）、小俣 惇（明治大学大学院・非会員）、土居拓務（明治大学・非会員）
「林業の全要素生産性と効用の関係についての研究
A Study of the Relationship of Total Factor Productivity and Utility」

日時：6月18日（土） 13：30～17：00

場所：大阪経済大学 J館2階第3会議室

報告：

1. 橋本貴彦（立命館大学）
「中間財を考慮した技術選択と相対価格：世界産業連関データベースを用いた実証研究」
2. 新井郁子（（公財）統計情報研究開発センター）・西内亜紀（同前）・草薙信照（大阪経済大学）（報告：新井）
「国際拠点空港が周辺地域に与えた影響」

日時：7月16日（土） 13：30～17：10

場所：キャンパスプラザ京都 6階第1講習会室（立命館大学）

報告：

1. 木下英雄（大阪経済大学）
「雇用マトリックスを用いた投下労働量変化の要因分析における産業分類表と商品分類表の比較」
2. 藤岡光夫（静岡大学人文社会科学部経済学科）
「SPA法による原爆被爆者の長期的・複合的健康規定要因分析」

日時：11月19日（土） 13：30～17：00

場所：神戸大学農学研究科 A棟A305会議室

報告：

1. 大井達雄（和歌山大学）・椿 広計（独立行政法人統計センター），報告：大井
「平成18年社会生活基本調査による旅行行動の要因分析（仮）」
2. 田中 力（立命館大学）
「自給的農家および土地持ち非農家の統計的把握について」

日時：12月19日（土） 13：30～18：00

場所：立命館大学茨木キャンパス A棟AS461

報告：

1. 小川雅弘（大阪経済大学）
「国民経済計算における政府——とくに政府最終消費支出」

2. 藤原裕行（日本銀行調査統計局企画役）
「税務データを用いた分配側GDPの試算」

~~~~~ 九 州 支 部 ~~~~~

九州支部例会は九州経済学会の分科会として開催されました。

日時：2016年12月3日（土） 14：00～16：30

場所：九州大学経済学部 510B室

報告：

1. 伊藤伸介会員（中央大学）
「政府統計における行政記録データの利活用について
ー デンマークの事例を中心に ー」
2. 松川太一郎会員（鹿児島大学）
「GDP推計の技術的・制度的側面と社会的条件 ー アフリカの経験から ー」
3. 西村善博会員（大分大学）
「フランスの人口センサスの現状と課題」

（西村善博 記）

機関誌『統計学』投稿規程

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

1. 総則

1-1 投稿者

会員（資格停止会員を除く）は本誌に投稿することができる。

1-2 非会員の投稿

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

1-3 未発表

投稿は未発表ないし他に公表予定のない原稿に限る。

1-4 投稿の採否

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

1-5 執筆要綱

原稿作成には本会執筆要綱にしたがう。

2. 記事の分類

2-1 研究論文

以下のいずれかに該当するもの。

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

2-2 報告論文

研究論文に準じる内容で、研究成果の速やかな報告をとくに目的とする。

2-3 書評

統計関連図書や会員の著書などの紹介・批評。

2-4 資料

各種統計の紹介・解題や会員が行った調査や統計についての記録など。

2-5 フォーラム

本会の運営方法や統計、統計学の諸問題にたいする意見・批判・反論など。

2-6 海外統計事情

諸外国の統計や学会などについての報告。

2-7 その他

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

思われる記事。

3. 原稿の提出

3-1 投稿

原稿の投稿は常時受け付ける。

3-2 原稿の送付

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

3-3 原稿の返却

投稿された原稿（電子媒体を含む）は、一切返却しない。

3-4 校正

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

3-5 投稿などにかかわる費用

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

3-6 掲載証明

掲載が決定した原稿の「受理証明書」は学会長が交付する。

4. 著作権

4-1 本誌の著作権は本会に帰属する。

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

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

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

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

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

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

『統計学』創刊60周年記念特集掲載号発行規程

『統計学』創刊60周年記念特集論文(以下、記念特集論文)の掲載号の編集・発行作業は、経済統計学会2014年度会員総会の決議にもとづき『統計学』創刊60周年記念事業委員会(以下、事業委員会)が行なう。記念特集論文の掲載号(以下、記念特集掲載号)の発行は、本規程にしたがって処理される。

1. 総則

1-1 テーマの確定及び原稿執筆者の選定と資格

特定テーマに関わる論文構成の確定及び執筆者の選定は、企画案と執筆計画にもとづき、事業委員会が行なう。

1-2 未発表

原稿は未発表ないし他に公表予定のない原稿に限る。

1-3 原稿の採否およびレフェリー制の導入について

提出された原稿の採否は、レフェリーによる厳格な審査の結果にもとづき、事業委員会が決定する。レフェリーの選任は事業委員会が行なう。事業委員会は原稿の書換え、訂正を求めることができる。

1-4 執筆要綱

原稿作成は別に定める『統計学』創刊60周年記念特集掲載号執筆要綱にしたがう。

2. 原稿の提出

2-1 原稿の締切り

本誌発行の円滑のため、締切り日を設ける。締切り日以降に原稿が到着した場合や、訂正を求められた原稿が期日までに訂正されない場合、掲載されないことがある。

2-2 原稿の送付

原稿は原則として、PDFファイル(『統計学』の印刷レイアウト)を電子メールに添付して事業委員会委員長へ送付する。

2-3 原稿の返却

提出された原稿は、採否にかかわらず原則として返却しない。

2-4 校正

掲載が決定した原稿の著者校正は初校のみとし、内容の変更を伴う原稿の変更は原則的に認めない。内容の変更を伴う変更の場合は、事業委員会およびレフェリーの許可を必要とする。初校は速やかに校正し期限までに返送するものとする。

2-5 執筆などにかかわる費用

投稿料は原則として徴収しない。別刷は、執筆者の希望により、作成するが、実費を徴収する。校正段階で原稿に大幅な変更が加えられた場合、実費の徴収などを行うことがあ

る。

3. 著作権

記念特集論文の著作権は経済統計学会に帰属する。詳細は、『統計学』の投稿規程に準ずる。

『統計学』創刊60周年記念特集掲載号投稿原稿査読要領

1. 経済統計学会（以下、本会）の機関誌『統計学』創刊60周年記念特集掲載号に掲載する「論文」の査読制度について、この要領を定める。
2. 『統計学』創刊60周年記念事業委員会（以下「事業委員会」）委員長に送付された原稿については、事業委員会による第一次審査を行い、事業委員会が別に定める「執筆要綱」に準拠しているかどうかを判定する。
3. 「論文」の掲載にあたっては、第二次審査を必要とする。
4. 第一次審査を経た「論文」の原稿は、速やかに第二次審査へ付されるものとする。
5. 事業委員会は、次の事項を審議決定する。
 - (1) 第一次審査結果の確認
 - (2) 第二次審査を担当する2名のレフェリーの選任
6. 第二次審査にあたるレフェリーは会員から選任する。
7. 第二次審査にあたって、レフェリーについては匿名性を確保する。
8. 第二次審査における判定は、(1)論文として掲載可、(2)論文として条件付掲載可、(3)掲載不可とし、レフェリーはその理由を明示するものとする。
9. 第二次審査でレフェリー間での審査結果が異なる場合には、事業委員会はレフェリーと協議し、掲載の可否について最終的な判断を下すものとする。

編集委員会からのお知らせ
機関誌『統計学』の編集・発行について

編集委員会

2016年9月より、新しい規定にもとづいて、「研究論文」と「報告論文」が設定されました。皆様からの積極的な投稿をお待ちしております。また、本号より掲載が開始された「『統計学』創刊60周年記念特集論文」につきましては、本号の「『統計学』創刊60周年記念特集掲載号関連諸規程」ならびに学会の公式ウェブサイトをご参照下さい。

1. 投稿は、常時、受け付けています。なお、書評、資料および海外統計事情等については、下記の「注記2」をご確認下さい。
2. 次号以降の発行予定日は、
第113号：2017年9月30日、第114号：2018年3月31日です。
3. 投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、および「査読要領」などをご熟読願います。最新版は、学会の公式ウェブサイトをご参照下さい。
4. 原稿は編集委員長（下記メールアドレス）宛にお送り下さい。
5. 原稿はPDF形式のファイルとして提出して下さい。また、紙媒体での提出も旧規程に準拠して受け付けます。紙媒体の送付先は編集委員長宛にお願いします（住所は会員名簿をご参照下さい）。
6. 原則として、すべての投稿原稿が査読の対象となります。
7. 通常、査読から発刊まで査読が順調に進んだ場合でも、2ヶ月から3ヶ月程度を要します。投稿にあたっては十分に留意して下さい。

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

editorial@jsest.jp

来年度（2017年度）の編集委員は、つぎのとおりです。

| | |
|-------|------------------|
| 編集委員長 | 藤井輝明（大阪市立大学） |
| 副委員長 | 水野谷武志（北海学園大学） |
| 編集委員 | 橋本貴彦（立命館大学） |
| | 小林良行（総務省統計研究研修所） |
| | 山田 満（東北・関東支部所属） |

〔注記1〕『統計学』の定期刊行に努めておりますので、できるかぎり早期のご投稿をお願いします。113号（2017年9月30日発行予定）への掲載を想定した場合、「研究論文」と「報告論文」の原稿は、2017年7月初旬を目途として、それまでにご投稿ください。

〔注記2〕書評、資料および海外統計事情等について、執筆、推薦、および依頼等をお考えの会員がおられましたら、企画や思いつきの段階で結構ですので、できるだけ早い段階で、編集委員会にご一報下さい。以上

編集後記

研究成果を投稿下さいました執筆者の皆様、査読に関わって下さいました皆様、そして、書評の依頼をお引き受け下さいました皆様に、心からお礼申し上げます。また、本号より、「『統計学』創刊60周年記念特集論文」の掲載も開始されました。特集論文を投稿下さいました皆様、そして、創刊60周年記念事業委員会（委員長：水野谷武志会員）の皆様にも、改めて感謝申し上げます。さて、次号113号より、藤井輝明編集委員長のもとで、本誌が編集されます。編集委員会では、機関誌『統計学』を充実させていくために、皆様からの率直なご意見と、そして、研究成果の積極的なご投稿をお待ちしております。今後ともよろしくお願い申し上げます。（朝倉啓一郎 記）

執筆者紹介

| | | | |
|-------|-------------------|------|--------------|
| 水野谷武志 | (北海学園大学経済学部) | 田添篤史 | (京都大学経済学研究科) |
| 金子治平 | (神戸大学大学院農学研究科) | 山口秋義 | (九州国際大学) |
| 福島利夫 | (専修大学経済学部) | 西村善博 | (大分大学経済学部) |
| 高橋将宜 | (東京外国語大学経営戦略情報本部) | | |

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・関東 | 980-8511 | 仙台市青葉区土樋 1-3-1
東北学院大学経済学部
(022-721-3417) | 前田修也 |
| 関西 | 567-8570 | 茨木市岩倉町 2-150
立命館大学経営学部
(072-665-2090) | 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 |

『統計学』編集委員

| | |
|-------------------|---------------|
| 朝倉啓一郎 (東北・関東) [長] | 藤井輝明 (関西) [副] |
| 前田修也 (東北・関東) | 橋本貴彦 (関西) |
| 山田満 (東北・関東) | |

『統計学』創刊60周年記念事業委員会

| | | |
|-----------------|---------------|---------------|
| 水野谷武志 (北海道) [長] | 大井達雄 (関西) [副] | 伊藤伸介 (東北・関東) |
| 池田伸 (関西) | 村上雅俊 (関西) | 杉橋やよい (東北・関東) |
| 上藤一郎 (東北・関東) | 朝倉啓一郎 (東北・関東) | 西村善博 (九州) |

統計学 No.112

| | | |
|---------------|-----|--|
| 2017年3月31日 発行 | 発行所 | 経済統計学会
〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9
音羽リスマチック株式会社
TEL/FAX 03 (3945) 3227
E-mail: office@jsest.jp
http://www.jsest.jp/ |
| | 発行人 | 代表者 西村善博 |
| | 発売所 | 音羽リスマチック株式会社
〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9
TEL/FAX 03 (3945) 3227
E-mail: otorisu@jupiter.ocn.ne.jp
代表者 遠藤誠 |

STATISTICS

No. 112

2017 March

Articles

- Extended Childcare Time for Married Couples with Infants
..... Takeshi MIZUNOYA (1)
- Investigation on Financialization of Japanese Economy :
Focusing on the Character of Industrial Capital
..... Atsushi TAZOE (15)

Book Reviews

- Jun-ichi OKABE and Aparajita BAKSHI, *A New Statistical Domain in India :
An Enquiry into Village Panchayat Databases*, Tulika Books, New Delhi, 2016
..... Jihei KANEKO (30)
- I.I. ELISEEVA and A.L. DMITRIEV, *General Survey on History of Russian State
Statistics*, Rostok, St. Petersburg, 2016
..... Akiyoshi YAMAGUCHI (37)
- Akira NOZAKI ed., *Unequal Society*, Dobunkan Shuppan, Co., Tokyo, 2016
..... Toshio FUKUSHIMA (43)

Special Section : The 60th Anniversary of the *Journal*

- Introduction Takeshi MIZUNOYA (47)
- Special Topic A : Problems in Microdata Analysis of Official Statistics Based on
Probability Sampling Designs
- The Reform of Population Census : French Rolling Census
..... Yoshihiro NISHIMURA (49)
- Special Topic B : Methodological Perspectives in the Creation and Release of Official
Microdata
- Missing Data Treatments in Official Statistics :
Imputation Methods for Aggregate Values and Public-Use Microdata
..... Masayoshi TAKAHASHI (65)

Activities of the Society

- Activities in the Branches of the *Society* (84)
- Prospects for the Contribution to the *Journal* (89)

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS
