

統計学

第 106 号

論文

厚生労働省の生活扶助相当CPIをめぐる一考察

..... 上藤 一郎 (1)

研究ノート

1980・90年代の為替レートと日本の金融政策

— 長期制約VECモデルアプローチ —

..... 岡野 光洋 (17)

欧米諸国のビジネスレジスターの状況について

..... 菅 幹雄 (29)

本会記事

支部だより..... (38)

『統計学』投稿規程..... (42)

2014年3月

経済統計学会

創刊のこ と ば

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

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

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

1955年4月

経 済 統 計 研 究 会

経 済 統 計 学 会 会 則

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

第2条 本会の目的は次のとおりである。

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

第3条 本会は第2条に掲げる目的を達成するために次の事業を行う。

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

第4条 本会は第2条に掲げる目的に賛成した以下の会員をもって構成する。

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

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

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

第6条 本会に、理事若干名をおく。

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

第7条 本会に、本会を代表する会長1名をおく。

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

第8条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

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

第9条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

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

第11条 本会の会計年度の起算日は、毎年4月1日とする。

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

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

付 則 1. 本会は、北海道、東北、関東、関西、九州に支部をおく。

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

1953年10月9日（2010年9月16日一部改正[最新]）

厚生労働省の生活扶助相当CPIをめぐる一考察

上藤一郎*

要旨

本稿の目的は、厚生労働省が公表した生活扶助相当CPIの問題点を、「証拠に基づく政策」という視点から検討することである。特に事実証拠として加工統計を使用する際の問題点を取り上げ、情報源としてのデータだけではなく加工方法についても事実証拠としての「信憑性」が問われるべきであることを指摘する。このためまず、物価指数の算式をめぐる学説史を振り返り、生活扶助相当CPIが過去の学説に照らし合わせてみても異例なCPIであることを明らかにする。それに続いて、このCPIが公表された政治的経緯と政策決定に及ぼした影響を詳らかにし、日本における「証拠に基づく政策」の立ち遅れた実態を明らかにする。更に、これらの検討を通じて加工統計における事実証拠の「信憑性」の必要性を示す。

キーワード

消費者物価指数、生活扶助相当CPI、ラスパイレス指数、証拠に基づく政策、生活保護

はじめに

近年、「証拠に基づく政策（evidence based policy）」の重要性がしばしば指摘される。政策の立案や評価は事実証拠に基づき行われなければならないという主張であり、言うまでもなく公的統計は、その事実証拠の有力な一つと目される。例えば西村（2005）は、2004年に開催されたOECDのフォーラムを取り上げ、そこから「証拠に基づいた政策」を進展させようとする国際社会の大きな流れを読み解いている¹⁾。その一方で西村（2005）は、このような国際的動向に反して、日本の政策当局には、統計指標を政策立案評価に繋げようとする意識が稀薄で、「客観性に疑問のある様々な「データ」を作り出して国民を「説

得」しようとする態度」が未だに見て取れると指摘している²⁾。

同様の指摘は竹内（2011）も行っている。それによれば、統計データが事実証拠の大きな情報源を占めているにも拘わらず、わが国の政策ではこれらを活用する視点に乏しく、信頼性の高い統計データに基づき合理的な政策の立案・運営に当る必要があり、そのためには公的統計の充実を図ることが肝要であると説かれている。

西村（2005）や竹内（2011）の指摘については全く異論がない。しかしこれらの指摘は、主に政策の当局者側に向けられたもので、政策の受容者側の立場からは、事実証拠の信憑性も問題とすべきであろう。そのため上藤（2013）では、事実証拠の透明性と検証可能性という視点が欠かせないことを指摘しておいた。どのような事実証拠に基づいて分析を行い、どのような結論を導き出した上で政策

* 静岡大学人文社会科学部
〒422-8529 静岡市駿河区大谷836
jiuwafu@ipc.shizuoka.ac.jp

を立案し運営しているのか。これらの点を開示し、政策に対する国民の理解が得られるよう政策当局は努めなければならない。同時に、誰もがこれらの事実証拠にアクセスでき、政策の妥当性が検証可能でなければならない。これが筆者の考える事実証拠の透明性と検証可能性である。もちろん、個票データのように無制限に開示できないデータや情報はある。とは言え、民主化された社会においては、「証拠に基づく政策」も国民の合意を必要とするわけであるから、政策当局が可能な限り事実証拠の透明性と検証可能性を担保しておくことは、「証拠に基づく政策」の実現を図る上で必要不可欠な条件であると筆者は考えている。

そこで本稿では、「証拠に基づく政策」の立ち遅れた現状を具体的な事例を通じて実証し、これら2条件の必要性を示したい。特に加工統計に焦点を当て、情報源としてのデータだけではなく加工方法についてもこれら2条件の視点が必要であることを明らかにする。

取り上げるのは、厚生労働省が公表した「生活扶助相当CPI」である。厚生労働省社会・援護局（2013）によれば、このCPIは、総務省統計局が現行のCPI（消費者物価指数）で採用している「平成22年基準」の588品目のうち、生活扶助に相当しない71品目を差し引いて再計算されたCPIであるとされる。しかしこのCPIは、物価指数の算式をめぐる過去の学説に照らし合わせてみても異例としか言いようのないCPIであると看做し得る。

そこでまず本稿では、物価指数の算式をめぐる学説史を振り返り、生活扶助相当CPIにおける作成方法の特異性を指摘する。この議論を展開した上で、生活扶助相当CPIが公表された政治的経緯と政策決定に及ぼした影響を詳らかにする。これら一連の過程を検討することにより「証拠に基づく政策」という視点の脆弱さが明らかとなろう。同時にそれが故に、事実証拠の透明性と検証可能性の重要性もまた明らかにされるであろう。

1. 物価指数の学説をめぐる概略史

物価指数の学説史を俯瞰し、統計学の歴史の中でそれを位置づけ、体系的に考究した研究は皆無に等しい。しかしながら、物価指数論それ自身の歴史として、主に指数算式をめぐる論争史を中心に議論を展開している研究はいくつか上げられる。例えば、高木（1994）や高崎（1975）の研究がそれに相当する。また、森田（1935）、Walsh（1901）、Fisher（1922）、ILO（2004）も、断片的にはあるが物価指数の歴史を取り上げており、学説史上の主要な論点を知る上では有益な研究である。

このうち、高木（1994）の研究は、統計学史研究としての体系性には欠けるものの、今日よく知られたラスパイレス指数やパーシェ指数をめぐる論争史を著者独自の見解に基づき精緻に分析している点では優れた文献である。そこで以下本節では、高木（1994）の論点を参照しながら、今日、主要な算式として各国の統計機関で多く採用されているラスパイレス指数及びパーシェ指数をめぐる論争史に焦点を当て検討を行う。

そもそも物価指数の作成は、Lowe（1823）の試みにもあるように19世紀初頭から現れるが、指数算式をめぐる議論が活発化するのは19世紀半ばに入ってからである。ラスパイレス指数やパーシェ指数もこの時期に形成されている。その歴史的背景については、少なくとも次の二点を指摘しておく必要がある。

一つは19世紀を通じて資本主義経済が発展し、その結果生じた様々な経済現象が大きな社会問題として顕在化したことである。こうした状況に呼応して、欧米各国の統計機関や統計研究者が経済統計に関心を寄せ始めたことが、19世紀後半に物価指数をめぐる議論を喚起させた間接的要因として上げられる。

もう一つの要因は、19世紀後半にアメリカ・カリフォルニア等で金の大鉱脈が発見され、それを契機として貨幣価値が大きく変動

したことである。これが直接的要因に相当する。というのは、高木（1994）も認めるように、この要因に基づき物価指数の算式を論じたJevons（1863）・（1865）が、現代のラスパイレス指数やパーシェ指数に至る指数算式の議論を喚起させたからである。

Jevons（1863）は、カリフォルニア金鉱脈の発見を契機とした金の価値とそれに伴う貨幣価値の変化に着目して物価の変動を捉えようとした。そこでまず39品目を対象とし、1845～1862年におけるそれらの平均価格を求めている。更に1845～1850年の平均価格を基準価格として各年の価格比を求め、最後にそれらの幾何平均を用いて物価指数を導出している。その結果、当時のヨーロッパにおける物価騰貴の原因は、金の大量発見にあると指摘しているのであるが、指数算式の点で重要なのは、物価指数の算式として価格比の平均を採用しながら、「この（価格比）の平均比率は、算術平均ではなく幾何平均でなければならない」³⁾としている点で、これが物価指数論争の契機となる。その嚆矢をなしたのがLaspayres（1864）である。

ハンブルク市の物価変動を分析の対象としたLaspayres（1864）は、1831～40年における48品目の平均価格を基準価格とし、品目別価格比の算術平均（単純平均）によって1841～1868年の指数を作成している。「Jevonsによる価格変化の幾何平均は、可能な限り算術平均に変更されるべきである」⁴⁾と批判するように、物価指数の算式としては幾何平均よりも算術平均が望ましいとLaspayresは考えていたのである。もっとも、Laspayres（1864）によるJevons（1863）批判の要点は、金鉱脈発見を物価変動の主要因とする見解の否定にあって、指数算式としての幾何平均の否定は「派生的問題」であったとされる⁵⁾。しかしこの派生的な問題がやがて物価指数論の一大論争へと発展していく⁶⁾。その口火を切ったのがDrobisch（1871a）によるLaspay-

res（1863）批判であった。

Drobisch（1871a）は、Cauchy（1821）が展開した平均に関する諸定理を確認することから始める。この諸定理は、算術平均、幾何平均、調和平均の性質とそれらの諸関係を明らかにしているが、この成果に基づきDrobisch（1871a）は、まず算術平均が不適当であることを理由にJevons（1863）が幾何平均を利用したことを批判し、算術平均の重要性を指摘する⁷⁾。他方、算術平均を採用したLaspayres（1864）についても、それが単純平均であることを問題視し、加重平均を用いるべきであると主張している。こうした経緯から、高木（1994）は、Drobischを「今日の物価指数算式の基本形式である加重算術平均を導いた」⁸⁾真の貢献者として評価している。

一方、このようなDrobischの批判に対して、Laspayres（1871）は、計算式の理論的正確さを論じるよりも使用する統計の精度を問題にすべきであり、単純平均であっても加重平均の結果と近似的に近ければ、それでよしとすべきではないかと反論する。これは「算式の側の吟味」を「統計資料の側の吟味」に置き換えた問題のすり替えに他ならない⁹⁾。しかしLaspayres（1871）は、自身の主張を実証すべく、「最も正確な式（richtigen Formel）」¹⁰⁾と単純平均による指数の比較を試みる。ここで「最も正確な算式」と称する計算式こそ今日知られたラスパイレス指数に他ならない。

この論文でLaspayresは、Drobisch（1871b）の加重平均による指数、「最も正確な算式」と称する加重平均による指数、及び単純平均による指数を比較して、それらの乖離がそれ程大きくはないと主張している¹¹⁾。これに対してDrobisch（1871c）は再批判を試みるが、重要なのは、それが物価指数のウェイトをめぐる議論を深化させ、その後の論争を通じてラスパイレス指数が定着していくことになったことであろう。

そもそも今日知られたドロービッシュ指数とはラスパイレス指数とパーシェ指数の算術平均を意味する¹²⁾。このドロービッシュ指数を導出する過程で、既にDrobisch (1871a)は、今日のラスパイレス指数とパーシェ指数に等しい算式を得ていた¹³⁾。この点をめぐって高木 (1994)は、Drobischがウェイトの重要性を認識し、それがPaasche (1874)によるパーシェ指数に連なるとし、Drobischの議論が現代に至る物価指数の理論と実際の原型をもたらしたと評価している¹⁴⁾。

これらの論争を改めて概観すれば、主要な論点は、平均とウェイトをめぐる議論、つまり、算術平均か幾何平均か、単純平均か加重平均か、にあったことが理解できよう。しかしながら、本稿の課題に関連して一連の論争から読み取らなければならないより重要な点は、品目を固定しておくことについては全く争点になっていないという事実である。比較年次毎に異なる品目、異なるウェイトを用いて指数を作成し比較することは議論の対象にすらなっていない。これはつまり、バスケットの中身を比較年次毎に入れ換え、異なった品目に基づいて価格比の平均を求め比較することがLaspayresやDrobisch達にとっては想定外の操作であったことを示唆している。同一品目の価格変化を追うことによって、物価変動という経済現象の統計的認識が可能であるとする論者達の含意は、議論の余地のない

当然の前提であったと考えられる。詳細は次節で論じるが、バスケットの中身を変えた指数作成とその比較は、学説史的に見ても類例のないことであることは指摘しておきたい。

2. 生活扶助相当CPIの統計学的考察

本節では、問題とする生活扶助相当CPIの作成方法を明らかにし、その統計学的問題点を指摘する。それに先立ちこの物価指数が厚生労働省によって作成された経緯について簡単に述べておこう。

2013年1月27日、厚生労働省は生活扶助相当CPIを初めて公表した。同年2月19日には、全国厚生労働関係部局長会議（厚生分科会）で厚生労働省社会・援護局保護課（2013）が提出されたが、この資料にはCPIの考え方や作成方法の基本が示されている。それによると、2010年を基準時とし、2008年（平成20年）の生活扶助相当CPIが104.5、2011年（平成23年）は99.5となっており、この数値に基づいた2008～2011年の変化率4.78%を生活保護受給世帯における消費の物価下落率と看做している（表1参照）。

ここで確認すべき点は、この生活扶助相当CPIが、生活保護基準部会（生活保護に関する厚生労働省の審議会）で全く議論されておらず、従ってその承認を得ないまま、実際の生活保護予算の削減率として適用されてしまったという事実である。また表1からも明

表1 統計局CPIと生活扶助相当CPI

| 各CPI | 平成20 | 平成22 | 平成23 | 変化率 |
|-----------------------|-------|-------|------|--------|
| | 2008 | 2010 | 2011 | |
| 統計局CPI（接続指数） (A) | 102.1 | 100.0 | 99.7 | -2.35% |
| 生活扶助相当CPI（厚労省） (B) | 104.5 | 100.0 | 99.5 | -4.78% |
| (A) - (B) | -2.4 | 0 | 0.2 | 2.43% |

出所：総務省統計局『平成22年基準消費者物価指数・長期時系列データ』、厚生労働省社会・援護局保護課（2013）

らかなように、総務省統計局が公表している消費者物価指数（以下、統計局CPIと略称）と比べ、生活扶助相当CPIの数値は大きく乖離しているにも拘わらず、4.78%を物価スライド分と看做して予算削減が実施されたという事実である。そこで以下この生活扶助相当CPIについて具体的に検討していこう。

2.1 作成方法とその問題点

生活扶助相当CPIについてその内容を知り得ることができる資料は、少なくとも実際にそれが平成25年度予算案に反映された2013年6月時点では、専ら厚生労働省社会・援護局保護課（2013）だけである。従って本稿でもまずこの資料の検討から議論を始めなければならない。

同資料の「生活扶助にかかわる物価の動向について」によれば、生活扶助とは、食事や水道光熱費等の基礎的な日常生活費を賄うものであるとされる。具体的には、「品目別の消費者物価指数のうち、①家賃、教育費、医療費など生活扶助以外の他扶助で賄われる品目、②自動車関係、NHK受信料など原則生活保護受給世帯には生じない品目を除いた品目¹⁵⁾」を指し、これらの品目に基づいて生活扶助相当CPIを作成したと同資料には書かれている。

ところが同資料における説明はそこで終わっており、言うところの生活扶助相当品目とは具体的に何を指し、その品目の総数はいくつになるのかも示されていない。基準時もまた明記されていないが、同資料には、「品目別CPI（抜粋）」と称して、いくつかの品目に関する統計表が掲げられており、その出所が『平成22年消費者物価指数』（総務省）となっていることから、生活扶助相当CPIの基準時が2010年であり、このCPIの基礎データは、統計局CPIにおける2010年基準の価格データ（588品目）を使用したことがここから判断できる。但し、添え書きに「上記の

表は品目の一例を抜粋したものであるため、このまま計算しても生活扶助相当CPIは算出されないことに留意」とあって、同資料の情報に依存する限り、生活扶助相当CPIを再計算することはできない。このため筆者は、参議院議員福島みずほ事務所からの請求に応じて厚生労働省社会・援護局保護課が作成した2013年5月7日付の資料に基づいて、生活扶助相当品目の価格およびウェイトを再集計し、このCPIの再計算を試みた¹⁶⁾。なお計算の基礎となる、生活扶助相当に該当しない品目とウェイトは表2に纏めておいた。

厚生労働省社会・援護局保護課（2013）の説明に従えば、2010年基準の品目総数（小分類）588品目のうち、この非生活扶助相当品目の71品目を除いた517品目の価格指数とウェイトを用いて生活扶助相当CPIが作成されたことになる。また指数の算式についても同資料では全く示されていないが、統計局CPIに基づいてそこから生活扶助に該当しない品目を除き作成したという説明から察するに、統計局CPIと同じくラスパイレズ指数を用いたことが推量される。

留意すべきことは、比較時である2008年の価格データとウェイトである。通常、ラスパイレズ指数を前提とすれば、基準時は過去の時点の意味し、比較時はその基準時からの将来の時点の意味する。実際、総務省統計局では、家計調査の結果を参照して、消費支出に占める品目別支払額（価額）の比率が1万分の1以上の品目を対象に、5年毎の基準改定を行っている。具体的に述べると、2005年基準に対して2010年基準では、28品目の追加、22品目の廃止、15品目から4品目への統合が行われ、品目総数は588品目（沖縄県調査分を含む）となっている。

そこで問題となるのは価格データの欠測値である。言うまでもないが、2005年基準に準拠している2008年は、2010年基準から見ると過去の比較時となる。その結果、小分類

表2 非生活扶助相当品目とウェイト

| 品目 連番 | 品目 | ウェイト 1万分比 | 品目 連番 | 品目 | ウェイト 1万分比 |
|----------|-------------|--------------|----------|---------------|--------------|
| 274 | 学校給食（小学校低） | 10 | 530 | 普通乗用車（輸入品） | 18 |
| 275 | 学校給食（小学校高） | 10 | 534 | ガソリン | 229 |
| 276 | 学校給食（中学校） | 12 | 535 | 自動車タイヤ | 29 |
| 280 | 民営家賃 | 267 | 536 | 自動車バッテリー | 7 |
| 282 | 公営家賃 | 22 | 537 | 自動車ワックス | 3 |
| 283 | 都市再生機構・公社家賃 | 18 | 538 | カーナビゲーション | 17 |
| 285 | 持家の帰属家賃 | 1,558 | 539 | ETC車載器 | 3 |
| 288 | システムバス | 9 | 540 | 自動車整備費（定期点検） | 33 |
| 289 | 温水洗浄便座 | 9 | 541 | 自動車整備費（パンク修理） | 19 |
| 290 | 給湯機 | 28 | 542 | 自動車オイル交換料 | 8 |
| 291 | システムキッチン | 15 | 543 | 車庫借料 | 64 |
| 296 | 畳表取替費 | 3 | 544 | 駐車料金 | 8 |
| 297 | 水道工事費 | 24 | 545 | 自動車免許手数料 | 2 |
| 298 | 左官手間代 | 13 | 546 | レンタカー料金 | 4 |
| 299 | 塀工事費 | 38 | 547 | 洗車代 | 6 |
| 300 | 植木職手間代 | 9 | 548 | 自動車保険料（自賠責） | 34 |
| 301 | 板ガラス取替費 | 10 | 549 | 自動車保険料（任意） | 168 |
| 302 | ふすま張替費 | 10 | 560 | PTA会費（小学校） | 18 |
| 303 | 大工手間代 | 10 | 561 | PTA会費（中学校） | 17 |
| 304 | ルームエアコン取付け料 | 19 | 562 | 私立中学校授業料 | 13 |
| 305 | 火災保険料 | 49 | 563 | 公立高校授業料 | 7 |
| 405 | 男子学生服 | 5 | 564 | 私立高校授業料 | 16 |
| 419 | 女子学生服 | 5 | 565 | 国立大学授業料 | 13 |
| 493 | 眼鏡 | 20 | 566 | 私立大学授業料 | 97 |
| 494 | コンタクトレンズ | 10 | 567 | 私立短期大学授業料 | 5 |
| 499 | 診療代 | 196 | 568 | 公立幼稚園保育料 | 3 |
| 500 | 出産入院料 | 3 | 569 | 私立幼稚園保育料 | 23 |
| 510 | 通学定期（JR） | 5 | 570 | 専門学校授業料 | 17 |
| 511 | 通勤定期（JR） | 13 | 572 | 教科書 | 4 |
| 514 | 通学定期（JR以外） | 5 | 653 | 自動車教習料 | 11 |
| 515 | 通勤定期（JR以外） | 16 | 656 | 放送受信料（NHK） | 43 |
| 525 | 軽乗用車 | 35 | 730 | 保育所保育料 | 52 |
| 526 | 小型乗用車A | 44 | 731 | 介護料 | 11 |
| 527 | 小型乗用車B | 18 | 521 | 高速自動車国道料金 | 21 |
| 528 | 小型乗用車（輸入品） | 4 | 522 | 都市高速道路料金 | 7 |
| 529 | 普通乗用車 | 58 | ウェイト合計 | | 3,610 |

出所：厚生労働省社会・援護局保護課の資料（2013年5月7日）に基づいて筆者作成。

表3 2008年において価格データのない品目とウェイト

| 品目 連番 | 品目 | ウェイト 1万分比 | 品目 連番 | 品目 | ウェイト 1万分比 |
|----------|-------------|--------------|----------|----------------|--------------|
| 19 | *ゆで沖縄そば | 1 | 408 | 婦人スーツ（春夏物、普通品） | 3 |
| 48 | いくら | 5 | 410 | 婦人スーツ（秋冬物、普通品） | 3 |
| 71 | *ポーク缶詰 | 1 | 459 | スリッパ | 2 |
| 104 | しょうが | 3 | 489 | 紙おむつ（大人用） | 6 |
| 115 | *にがうり | 1 | 503 | 予防接種料 | 4 |
| 116 | *とうが | 1 | 517 | 高速バス代 | 5 |
| 172 | ドレッシング | 6 | 582 | 電子辞書 | 5 |
| 180 | パスタソース | 3 | 609 | ゲームソフト | 6 |
| 213 | やきとり | 9 | 619 | メモリーカード | 2 |
| 219 | 焼き魚 | 13 | 626 | 園芸用肥料 | 15 |
| 220 | きんぴら | 8 | 635 | 月刊誌 | 12 |
| 253 | *沖縄そば | 1 | 661 | 演劇観覧料 | 12 |
| 262 | フライドチキン | 31 | 678 | 音楽ダウンロード料 | 3 |
| 358 | フライパン | 7 | 680 | ペット美容院代 | 12 |
| 365 | マット | 9 | 696 | 洗顔料 | 6 |
| 397 | 背広服（夏物、普通品） | 5 | | | |
| 399 | 背広服（冬物、普通品） | 4 | | ウェイト合計 | 204 |

出所：筆者作成¹⁷⁾。

品目に基づいてCPIを算出する際、過去に相当する2008年の価格データに欠測値が生ずる。実際、筆者が精査したところ、基準改定の故に価格が欠測値となった品目数は32に上る（表3参照）。

なお参考までに、2008年と2011年では、品目数、ウェイト合計がどのように変化したのか纏めておいた（表4参照¹⁸⁾）。

これら欠測値の処理については、厚生労働省社会・援護局保護課（2013）では全く触れていない。しかし筆者の検証から見えてきたのは、2008年については、欠測値を含む32品目を除外し、485品目の価格データとウェイトを用いて指数計算を行っていたのではないかという疑念である。実際、この方法で

試算を行えば、表1で示した2008年の生活扶助相当CPIと一致する。また、長妻（2013b）の追求を受け、内閣総理大臣（2013a）で厚生労働省自身も追認したことから、このことは後に事実として確認できた。この経緯をめぐり、本節では、少なくとも次の二点を確認しておく必要がある。

第一に、2010年基準に準拠していながら、比較時の2008年と2011年では品目数が異なること。これは、2010年基準のバスケット変更を意味し、異なったバスケットに基づいたCPIを比較して、2008～2011年の物価下落率が4.78%だと主張していることに他ならない。前節でも指摘した通り、異なる品目数に基づくCPIの比較は、類例のない試みである。

表4 生活扶助相当CPIに関する品目数とウェイト

| 年次 | 品目数 | | | ウェイト | | |
|-----------|-----|-------|-------|--------|--------|--------|
| | 基準時 | 2008年 | 2011年 | 基準時 | 2008年 | 2011年 |
| | | 平成20年 | 平成23年 | | 平成20年 | 平成23年 |
| 2010年基準 | 588 | | | 10,016 | | |
| 非生活扶助相当品目 | | 69 | 71 | | 3,601 | 3,610 |
| 生活扶助相当品目 | | 485 | 517 | | 6,202 | 6,406 |
| 欠測値該当品目 | | 34 | | | 213 | |
| 合計 | | 588 | 588 | | 10,016 | 10,016 |

この点を具体的に考えてみると問題の本質が明確になる。例えば2005年基準と2010年基準の対象品目が全く入れ換えられたと想定してみよう。当然のことながら、2010年基準に準じた2008年の品目に関する価格データは全て欠測値となるため、少なくとも小分類に基づく指数作成は断念せざるを得ない。あるいは、2010年基準の588品目のうち587品目が入れ替わり、比較時の2008年については1品目のみの価格データがある場合はどうなるのか。この1品目の価格変化を以て2008年の生活扶助相当CPIだとするのか。これらの事例はあまりに極端だという批判もあるだろうが、こうした想定は、少なくとも理論上はあり得る。それ故、政策当局が32品目の価格データを単なる欠測値として処理してよいとするのであるならば、その理論的根拠を示す必要がある。しかし厚生労働省社会・援護局保護課（2013）や内閣総理大臣（2013a）からはそれが全く見えてこない。理解できる

のは、2005年から2010年の基準改訂に伴い価格データが欠落したという理由で2008年と2011年の品目数が異なるということだけである。

確認すべき第二の点は、表1で示したように、2008年の生活扶助相当CPIが統計局CPIに比べて大きく乖離していることである。一般に、統計局CPIの年次別時系列データは、基準年が異なるものも含まれているため接続指数と呼ばれるCPIを公表している。この接続指数とは、旧基準の価格とウェイトのデータを用いて新基準時までの指数を算出し、旧基準に基づく新基準時の数値を100に置き換えるための係数（リンク係数）を用いて、新基準時以前の数値を調整したCPIである¹⁹⁾。表1で示されている統計局CPIの102.1はこの接続指数に相当する。

このような指数の接続については、価格データに係わる欠測値の恣意的な処置を回避する上でも一定の合理性が認められる。そこ

表5 生活扶助相当CPIの接続指数

| 年次 | 基準年 | ウェイト | 2008年 | 2010年 |
|-----------|-------|--------|-------|-------|
| 統計局CPI | 2005年 | 10,000 | 101.7 | 99.6 |
| 生活扶助相当CPI | 2005年 | 6,425 | 101.7 | 99.9 |
| | 接続指数 | | 101.8 | 100.0 |

出所：総務省統計局『平成22年基準消費者物価指数』及び『平成17年基準消費者物価指数』に基づいて筆者作成。

で同様の接続方法によって生活扶助相当CPIの再計算を試みたところ、2008年の生活扶助相当CPI（接続指数）は表5のように101.8となり、表1の統計局CPIの102.1をやや下回った。従って、この接続指数を用いた2008～2011年の下落率も2.26%となり、厚生労働省社会・援護局保護課（2013）が主張する4.78%とは大きく乖離する結果となった。何故2008年の数値がこのように大きく異なるのか。引き続き検討を行うこととしよう。

2.2 2008年における計算結果の要因

生活扶助相当CPIがラスパイレズ指数であるならば、加重平均の性質から、この2008年の乖離については次のような推測が成り立つ。即ち、2008～2010年の生活扶助に相当する485品目の価格は、生活扶助に相当しない71品目（非生活扶助相当品目）の価格に比べて下落幅が総じて大きいという推測である。この推測を精査した結果が表6である。

表6では、2010年基準の588品目から価格の欠測値がある34品目（非生活扶助相当品目の2品目を含む）を除いた「一般品目」の554品目、更にこの554品目のうち「生活扶助相当品目」の485品目と「非生活扶助相当品目」の69品目について、様々な計算結果が示されている。このうち先ず着目すべき

は、価格指数の単純平均（相加平均）を示す「平均価格指数」である。この結果を比較すると、「一般品目」では103.7、「生活扶助相当品目」では103.5、「非生活扶助相当品目」では104.5となっており、「非生活扶助相当品目」の平均値が最も大きい。つまりこれを見る限りでは、2008～2010年における価格の下落幅は、「非生活扶助相当品目」が最も大きく先の推測が成り立たない。しかし価格指数の加重平均（総合指数）では、この順序関係は逆転する。単純平均では最も数値の大きかった「非生活扶助相当品目」が102.3と最も小さくなり、逆に最も小さかった「生活扶助相当品目」が104.5と最も大きくなり、前述した推測の妥当性を裏付ける結果となっている。これはウェイトの大きさが平均値の変化に大きく影響していることを示唆している。

周知のようにラスパイレズ指数は次のように定式化される。

$$L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} q_{oi}}{\sum_{i=1}^n p_{oi} q_{oi}} \times 100 \quad (1)$$

但し、品目数を n 、任意の品目 i について、基準時価格を p_{oi} 、比較時価格を p_{it} 、基準時購入数量を q_{oi} 、比較時購入数量を q_{it} とする。ここで総務省統計局（2011a）に従い、基準時

表6 2008年の生活扶助相当CPIに関する品目数とウェイト

| 年次 | 品目 | | | 平均価格指数（103.6）を上回る品目 | | | |
|-----------|-----|-------|------------------|---------------------|-------|------------|-------|
| | 品目数 | 総合指数 | 平均価格指数 （単純平均） | 品目数 | 構成比 | ウェイト 合計 | 構成比 |
| 2010年基準 | 588 | | | | | | |
| 一般品目 | 554 | 103.7 | 103.6 | 157 | 28.3% | 2,084 | 21.3% |
| 生活扶助相当品目 | 485 | 104.5 | 103.5 | 149 | 30.7% | 1,731 | 27.9% |
| 非生活扶助相当品目 | 69 | 102.3 | 104.3 | 8 | 11.6% | 353 | 9.8% |
| 欠測値品目 | 34 | | | | | | |

注）「欠測値品目」の中には、「非生活扶助相当品目」に該当する2品目が含まれている。

に固定された価額 $p_{oi} \times q_{oi}$ をウェイトとして w_{oi} とすれば、(1)式は

$$\frac{\sum_{i=1}^n \frac{p_{ti}}{p_{oi}} w_{oi}}{\sum_{i=1}^n w_{oi}} \times 100 \quad (2)$$

となり、更に

$$\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_{ti}}{p_{oi}} \cdot \frac{w_{oi}}{\sum_{i=1}^n w_{oi}} \right) \times 100 \quad (3)$$

と書き換えることができる。なお、 $\sum_{i=1}^n w_{oi}$ は、理論上10,000となるべきであるが、実際に公表されている小分類の品目別ウェイトが整数値であることから、この丸め誤差の影響で10,016となる(表4参照)。

着目すべきは(3)式で、ラスパイレス指数の大きさを左右するのは価格比とウェイト比であることがこの式から直ちに理解できる。故に先の問題に立ち戻れば、価格指数の単純平均と加重平均の結果が逆転するのは、ウェイトの相対的な大きさ(ウェイト比)が作用していると考えられる。つまり、非生活扶助相当品目には、価格が大きく下落した品目があるものの実際それらのウェイト比は小さく、結果として加重平均である総合指数では数値が小さくなったと推量され得るのである。

この点を更に検証したのが、表6の「平均価格指数(103.6)を上回る品目」に関する数値である。これらは、「一般品目」の平均価格指数103.6を基準とし、その数値を上回る価格指数の品目数とウェイトにおける構成比を、一般品目、生活扶助相当品目、非生活扶助相当品目について示したものである。このうち構成比について見てみると、「一般品目」と比較して「生活扶助相当品目」は、「品目数」及び「ウェイト」が共に大きく、「非生活扶助相当品目」は共に小さい。換言すれば、価格の下落幅とウェイトが比較的大きいと看做される品目が、「生活扶助相当品目」

には相対的に多いということになる。生活扶助相当CPIが、表1の統計局CPI(接続指数)102.1を大きく上回るだけでなく、表5の「一般品目」における「総合指数」103.7をも大きく上回った要因の第一はここにあると言える。

繰り返しになるが、ラスパイレス指数によるCPIの大きさは、個々のウェイトではなく、個々のウェイト比に大きく依存する。2010年基準の品目から、非生活扶助相当品目を除外し、更に欠測値となった品目を除外しなければ、ウェイトの合計が小さくなっていくわけであるから、当然のことながら残された「生活扶助相当品目」の各ウェイト比は大きくなっていく。これが生活扶助相当CPIの数値を更に押し上げる第二の要因になったと考えられるのである。

3. 生活扶助相当CPIの政治的利用

以上の議論から、生活扶助相当CPIは異例としか言いようのない算式で作成されたものであり、それ故に、基準時から過去に遡る比較時の2008年における数値が過大になったことを明らかにした。問題は、このCPIに基づいた2008~2011年の下落率4.78%が生活保護費におけるデフレ分の削減率として実際に適用された、という事実である。

従来、生活保護費を含む生活扶助基準額の改定に際しては、消費水準均衡方式と呼ばれる基準が適用されてきた²⁰⁾。ところが今回の生活扶助基準額の削減に当たっては、突如として生活扶助相当CPIという統計指標を持ち出し削減率の基準とされた。しかも表7で示されているように、厚生労働省による生活扶助相当CPIの下落率は突出している。またこの表では、非生活扶助相当品目についても2010年基準で試算した結果を示しているが、総品目数が生活扶助相当品目と非生活扶助相当品目の合計であることから、相加平均の性質を考慮すると、非生活扶助相当CPIと統計

表7 生活扶助相当CPIと非生活扶助相当CPI

| 指 標 | 2008 | 2011 | 変化率 |
|------------------|-------|-------|--------|
| 統計局CPI（接続指数） | 102.1 | 99.7 | -2.35% |
| 非生活扶助相当CPI | 102.3 | 100.2 | -2.05% |
| 非生活扶助相当CPI（接続指数） | 102.1 | 100.2 | -1.86% |
| 生活扶助相当CPI（接続指数） | 101.8 | 99.5 | -2.26% |
| 生活扶助相当CPI（厚生労働省） | 104.5 | 99.5 | -4.78% |

注) 表中の「非生活扶助相当CPI」, 「非生活扶助相当CPI（接続指数）」, 「生活扶助相当CPI（接続指数）」は筆者の試算による。

局CPI及び生活扶助相当CPI（接続指数）は、接続に伴う計算誤差を考慮してもある程度整合性のある数値となっている。対照的に生活扶助相当CPI（厚生労働省）の数値は、これらと比較しても不自然さが目立つ。

何故、生活扶助基準額削減という社会的に影響の大きい政策に、このようなCPIをわざわざ作成し実際に使用しなければいけなかったのか。それについては、厚生労働省が国会質疑等の場を通して表明した生活扶助相当CPIに対する考え方を分析することである程度明らかにすることができる。そこでこの問題をめぐる一連の政治的過程を時系列に即して見ていくことにしよう。

厚生労働省が生活扶助相当CPIを公表し、それを以て基準額削減の根拠としようとした際、野党系の国会議員が国会質疑や質問主意書等を通して問題提起を行っている。このうち最も集中的に生活扶助相当CPIの問題点を取り上げ追求したのが長妻昭であった。そこでまず、衆議院厚生労働委員会（2013）において長妻が行った質問と厚生労働大臣の答弁を確認しておこう。この国会質疑で、長妻が生活扶助相当CPIについて行った質問の主旨は次の2つに集約できる。

①2010年基準と言いながら2008年と2011年とでは品目数が異なっている。これは統計学的に見てもおかしいやり方ではないか。

②総務省統計局のCPIでは、基準時の異なるCPIを時系列化する際、接続指数を作成している。厚生労働省も同様の方法で生活扶助相当CPIの再計算を行うべきではないか。

この長妻の質問に対して厚生労働大臣は、生活扶助相当CPIが「ラスパイレス指数」であることを認めた上で、品目数が異なっていることも2008年と2011年の比較は可能であるとの見解を示している。全体として指数化しているため、品目数が異なっている「足元の消費の実態に合わせた指数化」という点では全く問題ないというのがその理由で、むしろ生活保護世帯の消費実態に即しているという点では適切な指標であると強調している。当然のことながら、生活扶助相当CPIにおける接続指数の再計算も拒否している。

このCPIの統計学的問題点については再説しない。ここでの問題は、厚生労働大臣がそれをラスパイレス指数であると認め、また直近の消費実態を反映した指数であると答えていることである。これらの論点は、引き続き長妻が提出した質問主意書及びその答弁書で詳しく議論されている。そこで一連の資料を追いながら更に検討を続けていこう。

長妻（2013b）・（2013c）では、生活扶助相当CPIについて、様々な問題点の指摘と提案を行っているが、前述の二つの論点と関連して重要なのは次の三つの質問である。

①生活扶助相当CPIの目的は何か。またこの

CPIはラスパイレス型指数か否か。ラスパイレス型指数に該当しない場合、統計学的には何型の算式に相当するのか。

②何故2008年の指数では、生活扶助相当CPI対象509品目のうち24品目を削除して485品目のみで計算しているのか。

③「通常の計算方式（接続指数）」で2008年の生活扶助相当CPIを再計算すると101.8、2011年は99.5である。従って下落率は2.26%となるがこの計算値は正しいか²¹⁾。また、年金の物価スライドについては「通常の計算方式」で求められたCPIの下落率を採用しているが、同じ厚生労働省が、生活扶助基準額の切り下げのときには今回採用の方法を使った。年金と生活保護とで異なる計算方法を採用したのは何故か。

これらの質問に対して、厚生労働省は、内閣総理大臣（2013a）・（2013b）で公式の見解を示している。それによると、まず質問①については、「生活扶助基準の見直しに当って、物価の動向を勘案することを目的として用いた手法であり、その手法については、適切であると考えている²²⁾としながら、「このような手法の統計学上の名称については、承知していない²³⁾と述べている。つまり厚生労働省は、生活扶助相当CPIがラスパイレス指数であることを認めていた厚生労働大臣の発言を撤回し、生活扶助相当CPIが統計学的根拠に全く欠けた物価指数であることを認めてしまっているのである。

また質問②については、「平成二十二年基準消費者物価指数の長期時系列データにおける平成二十二年平均全国品目別価格指数が存在しないため、いずれも用いることができなかった²⁴⁾と答えている。しかしこれは、「可能な限り最新の消費実態を反映した物価の動向を勘案²⁵⁾するために2010年基準を採用したとする主張と明らかに矛盾する。

ここでも問題となるのはウェイトである。そこで、典型的な事例として「テレビ」を取

り上げてみよう。この品目は、2008年から2010年に価格指数の下落幅が大きく（485品目中第4位）、且つウェイトが97と大きい（485品目中第5位）。このウェイトが直近の消費動向を示していると看做し得るのは、97という数値それ自身はなく、平均消費支出額10,000に対する97である。ところが生活扶助相当CPIでは、71品目をそこから除いているため、2010年基準のウェイトは、残された517品目におけるウェイト合計の相対比とならざるを得ない（表4参照）。1万分率に変換すると

$$\frac{97}{6406} \times 10000 = 151.4$$

となる。一方、2010年の基準時における「テレビ」のウェイトは、あくまで1万分率で97であって151.4ではない。従って、非生活扶助相当品目を除いた時点で、最早2010年の消費実態を反映したウェイトとは看做すことはできない。また、価格データが存在しないという、消費実態とは全く無関係の理由で更に32品目を除いた2008年のウェイトは

$$\frac{97}{6202} \times 10000 = 156.4$$

となり、本来のウェイト97から益々乖離した、つまり消費実態とは益々かけ離れた数値に変化していることは留意すべきである。少なくとも2008年の生活扶助相当CPIは、厚生労働省が主張するような最新の消費動向を反映した指数であるとは言いがたい。

しかしながら厚生労働省は、このCPIが多くの問題点を含んでいるにも拘わらず、見直す姿勢を示さない。質問③に対して長妻（2013c）が生活扶助相当CPIの接続指数を試算しその結果を示しているながら、「通常のCPI計算方式による生活扶助相当CPIの具体的な内容が必ずしも明らかではないため」、その数値が正しいか正しくないか答えることができないとする回答にその姿勢がはっきりと表れている。また年金の物価スライドにつ

いても「国民年金法（昭和三十四年法律第四百一十一号）の規定等を踏まえて、消費者物価指数における年平均の総合指数等を用いている」²⁶⁾とだけ答え、統計局CPIとは異なる計算方法を採用した理由について全く触れていないことも、その姿勢を傍証している。

こうした見解を敷衍して行けば、学術的根拠の有無に拘わらず、法律上の拘束さえなければ、どのような算式を用いようと、またそれを実際の施策にどのように利用しようとする問題はない、ということにならざるを得ない。しかしこれは、先の西村（2005）による批判を図らずも追認し、「証拠に基づく政策」の脆弱性を露呈してしまうことにもなる。

そもそも基準額の改訂根拠としてCPIを試算するのであれば、生活保護受給世帯の消費実態を調査し、それを反映させたCPIを作成するのが本筋で、長妻（2013c）でも同様の指摘を行っている。それにも拘わらず、厚生労働省が敢えて生活扶助相当CPIの妥当性を主張し続けるのには、何か物価変動とは別の理由がそこにはあるように思えてならない。

この点についての更なる言及は避ける。しかし生活扶助相当CPIをめぐる一連の経緯を検討していくと、それが生活保護受給世帯の消費実態に即したCPIであるというよりは、先に「4.78%の物価下落」という結論ありきのCPIであることがはっきりとする。その意味で生活扶助相当CPIとは、正しく政治的産物なのだと見えよう²⁷⁾。

おわりに

本稿の議論を総括すると次のようになる。生活扶助相当CPIは、生活保護受給世帯における最新の消費実態を反映させたCPIであるとする厚生労働省の主張とは裏腹に、統計学的にも経済学的にも根拠の欠いた作成方法に基づいて導き出されたものである。問題は比較時の2008年と2011年で対象となる品目数が異なることである。もともと統計局CPIと

同様ラスパイレズ式を採用しようとしていたにも拘わらず、この両年は異なる基準年次を含むため、旧基準年（2005年）の品目に準拠すべき2008年のCPIを、新基準年（2010年）の品目に準じてCPI作成をしようとしたところに無理が生じた。それにも拘わらず、敢えて新基準年の品目に準拠して2008年と2011年の生活扶助相当CPIを作成した結果、両者は、品目数が異なる、つまりバスケットの構成が異なるCPIとならざるを得なかった。またこのような作成方法は、過去の学説に照らし合わせてみても類例を見ないものであることは既に論じたとおりである。

このCPIについて更に看過できない点は、それが学術上の問題に留まらず、2008年と2011年のCPIを比較し、その下落率を以て生活保護基準額における「物価スライド分」の削減率と看做されたことであろう。その意味で、生活扶助相当CPIは、単に物価水準を表す統計学的、経済学的指標という枠組みを超えた政治的産物であると見ることができる。当然のことながらその下落率4.78%は政治問題化し、国会審議の場で生活扶助相当CPIの全容が明るみに出された。本稿で試みた分析が可能となったのもこうした事情による。

このように見ていくと、「証拠に基づく政策」とは掛け声ばかりで日本の立ち遅れは否めない。しかしながら、本稿の考察を通じて、事実証拠と公的統計の関係をめぐりいくつか重要な論点もまた明らかになったと考えられる。今後の課題も含め、以下それらの点を述べ擱筆することとしたい。

一つは、加工統計における加工方法の問題である。事実証拠の透明性と検証可能性という視点に鑑みると、生活扶助相当CPIの問題は、データではなくその作成方法にある。価格及びウェイトのデータは、公的統計として公表されており、所謂統計の品質も、これらが総務省統計局によって公表されている以上、一定の質保証がなされているものと看做すこ

とができる。しかし総務省統計局（2011b）も述べるように、質保証の対象となるのは、統計法に規定された基幹統計と一般統計であり、本稿で問題にした生活扶助相当CPIは、当然のことながら含まれない²⁸⁾。故に本稿の考察を通じて言えることは、事実証拠をめぐる透明性と利用可能性は、統計データに対してだけでなく、統計的方法についても重要な問題なのだとということである。

もう一つは、生活扶助相当CPIのような統計指標が専門知の検証を経ぬまま実際の政策

に利用されることが何故許容されてしまうのかという問題である。それはまた、こうしたことを未然に防ぐにはどのような仕組みが必要なのかという問題と直結している。筆者の考えでは、そのための基礎作業として、所謂縦割り行政の問題、そうした組織に基づく官僚集団の行動原理、更にはそれらと専門知との関係を、政治学的及び社会学的に分析する必要がある。これらについては、今後の課題として引き続き検討していきたい。

注

- 1) OECD World Forum on Key Indicators “Statistics, Knowledge and Policy”
<http://www.oecd.org/site/worldforum06/36422528.pdf>
- 2) 西村（2005），7頁。
- 3) Jevons（1863），p.23.
- 4) Laspayres（1864），S.97.
- 5) 高木（1994），36頁。
- 6) 価格比の平均をめぐり，幾何平均を用いるべきか算術平均を用いるべきかについての学説史的な研究としてはWalsh（1921）を参照のこと。
- 7) Drobisch（1871a），S.44-45.
- 8) 高木（1994），35頁。
- 9) この議論については，同上，40～47頁を参照のこと。
- 10) Laspayres（1871），S.302.
- 11) Ebenda，S.303.
- 12) Drobisch（1871b），S.148-149，Drobisch（1871c），S.425.
- 13) Drobisch（1871a），S.37-38.
- 14) この高木の評価については，高木（1994），66頁を参照のこと。
- 15) 厚生労働省社会・援護局保護課（2013），29頁。
- 16) この資料は，中日新聞の白井康彦編集委員より提供された。
- 17) 価格データは，総務省統計局が公表している「平成22年基準消費者物価指数」における「長期時系列データ」の「品目別価格指数（全国・小分類）」を利用した。
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001033700&cycode=0>
- 18) 但し，2010年のウェイト合計は，価格別ウェイトの丸め誤差により10,016となっている。また非生活扶助相当品目の中にも2品目の欠測値データが存在しているため2008年の欠測値該当品目は34となっている。
- 19) これについては，総務省統計局（2011a），6頁を参照のこと。
- 20) これについては，布川（2013）を参照のこと。
- 21) 長妻（2013b）で示されたこの試算は，長妻の要請を受けて国立国会図書館調査及び立法考査局社会労働課が行ったものである。
- 22) 内閣総理大臣（2013a），1頁。
- 23) 同上，2頁。
- 24) 同上，3頁。
- 25) 同上，2頁。

- 26) 内閣総理大臣 (2013b), 13頁。
- 27) このためジャーナリストの立場からもこの問題が取り上げられている。これについては、白井 (2013) の他に、例えば同じく白井による東京新聞の署名記事 (2013年12月4日・夕刊) や雑誌記事 (『週刊金曜日』978号, 2014年2月7日) 等を参照のこと。
- 28) 総務省統計局 (2011b), 2頁。

参考文献

1. 生活扶助相当CIPに関連する文献

- 厚生労働省社会・援護局保護課 (2013), 「全国厚生労働関係部局長会議資料 (厚生分科会)」, 全国厚生労働関係部局長会議 (2月19日)。
<http://www.mhlw.go.jp/topics/2013/02/dl/tp0215-07-01p.pdf>
- 長妻昭 (2013a), 「生活保護基準切り下げと、それに伴う低所得者対策への影響に関する質問主意書」衆議院質問主意書 (4月18日)。
- 長妻昭 (2013b), 「生活扶助相当CPIに関する質問主意書」衆議院質問主意書 (6月6日)。
- 長妻昭 (2013c), 「生活保護の制度と水準に関する質問主意書」衆議院質問主意書 (6月20日)。
- 内閣総理大臣 (2013a), 「衆議院議員長妻昭君提出生活扶助相当CPIに関する質問に対する答弁書」衆議院質問答弁書183第97号 (6月14日)。
- 内閣総理大臣 (2013b), 「衆議院議員長妻昭君提出生活保護の制度と水準に関する質問に対する答弁書」衆議院質問答弁書183第114号 (6月28日)。
- 衆議院厚生労働委員会 (2013), 「衆議院厚生労働委員会速記録 (議事速報) 15号」 (5月29日)。
- 総務省統計局 (2011a), 「平成22年基準消費者物価指数の解説」総務省統計局。
<http://www.stat.go.jp/data/cpi/2010/kaisetsu/index.htm>
- 総務省統計局 (2011b), 「公的統計の品質保証に関するガイドライン」総務省統計局。
<http://www.stat.go.jp/index/seido/pdf/3-4.pdf>
- 上藤一郎 (2013), 「生活保護基準部会報告書の統計的分析をめぐって」, 『貧困研究』 貧困研究会, vol. 10, 57~61頁。
- 白井康彦 (2013), 「生活扶助相当CPIの検証」, 『貧困研究』 貧困研究会, vol. 10, 66~69頁。
- 布川日佐史 (2013), 「生活保護基準をめぐる動向と貧困研究の課題」, 『貧困研究』 貧困研究会, vol. 10, 52~56頁。

2. 物価指数論・その他の文献

- Cauchy, A.L. (1821), *Cours d'analyse de l'ecole royale polytechnique. 1.re partie: Analyse algebrique*, Paris. 西村重人, 高瀬正仁訳 (2011) 『コーシー解析教程』 みみずく舎。
- Drobisch, M.W. (1871a), *Ueber Mittelgrößen und die Anwendbarkeit derselben auf die Berechnung des Steigens und Sinkens des Geldwethes*, Königl. Sächs. Gesellschaft der Wissenschaften, S.25-48.
- Drobisch, M.W. (1871b), “Über die Berechnung der Veränderungen der Waarenpreise des Geldwethes”, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd.16, S.143-156.
- Drobisch, M.W. (1871c), “Über einige Einwürfe gegen die in diesen Jahrbücher veröffentlichte neue Methode, die Veränderungen der Waarenpreise des Geldwethes zu berechnen”, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd.16, S.416-427.
- Fisher, I. (1922), *The Making of Index Numbers: A Study of Their Varieties, Tests, and Reliability*, Houghton Mifflin.
- Haberler, G., *Der Sinn der Indexzahlen: Ein Untersuchung über den Begriff der Preisniveaus und die Methoden seiner Messung*, J.C.B. Mohr, 1927.
- ILO, et. al. eds. (2004), *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*, ILO. 日本統計協会訳 (2005) 『消費者物価指数マニュアル — 理論と実践 —』 日本統計協会。
- Jevons, W.S. (1863), “A Serious Fall in the Value of Gold Ascertained, and its Social Effects set forth”, in *Investigations in Currency and Finance*, Macmillan, pp.13-118.

- Jevons, W.S. (1865), "A Variation of Price, and the Value of Currency since 1782", in *Investigations in Currency and Finance*, Macmillan, pp.119-150.
- Laspeyres, E. (1864), "Hamburger Waarenpreis 1851-1863 und die californisch-australischen Goldentdeckungen seit 1848, Ein Beitrag zur Lehre von der Geldentwerthung", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd.3, S.81-118, S.209-236.
- Laspeyres, E. (1871), "Die Berechnung einer mittleren Waarenpreissteigerung", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd.16, S.296-314.
- Lowe, J. (1823), *The Present State of England in Regard to Agriculture, Trade and Finance*, 2nd ed., London.
- 森田優三 (1935), 『物価指数の理論と実際』 東陽出版社。
- 西村清彦 (2005), 「『事実証拠に基づく政策 evidence-based policy』 の必要性」, *Economic Review*, 9(1), 富士通総研経済研究所, 4~7頁。
- Paasche, H. (1874), "Über die Preisentwicklung der letzten Jahre, nach den Hamburger Börsennotirungen", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd.23, S.168-178.
- 高木秀玄 (1994), 『物価指数論史』 高木秀玄先生著作刊行会。
- 高崎禎夫 (1975), 「物価指数論史 — 物価指数論における近代経済学と客観的価値説」, 佐藤博編 『現代経済学の源流 — 学説史的検討 —』 日本評論社, 197~226頁。
- 竹内啓 (2011), 「Evidence Based Policy と統計」, 「統計と日本経済」編集委員会 『統計と日本経済』 第1巻第1号, 東京大学大学院経済学研究科附属日本経済国際共同研究センター。
<http://www.cirje.e.u-tokyo.ac.jp/journal/journal1101.html>
- Walsh, C.M. (1901), *The Measurement of General Exchange-Value*, Macmillan.
- Walsh, C.M. (1921), *The Problem of Estimation: A Seventeenth-Century Controversy and its bearing on Modern Statistical Questions, especially Index Numbers*, P.S. King & Son.
- ※本論文の URL はすべて2014年3月10日現在のものである。

A Study of New CPI focused on Livelihood Assistance Household by Ministry of Health, Labour and Welfare

Ichiro UWAFUJI*

Summary

The purpose of this paper is to consider statistical and political problems in "Seikatsufujosoutou" CPI. This is a new CPI focused on consumption of livelihood assistance households and it has been presented by Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan. Japanese government has used this CPI to practice cutting budget for livelihood assistances, but the CPI involves some difficulties on statistical theory. For this reason, I try to find these difficulties, and then point out passive attitude of Japanese government to "Evidence based Policy". Finally, I assert the important in creditability of evidences to realize "Evidence based Policy".

Key Words

Consumer Price Index, "Seikatsufujosoutou" CPI, Laspeyres formula, Evidence based Policy, Livelihood Assistance

* Faculty of Humanities and Social Sciences, Shizuoka University

1980・90年代の為替レートと日本の金融政策

— 長期制約VECモデルアプローチ* —

岡野光洋[†]

要旨

本稿では、1980年代から1990年代にかけて日本の金融政策が為替レートの安定化にどの程度関心を持っていたのかという問題に対して、多変量時系列モデルを用いた実証分析を行う。分析にはKim（2002）に準じた短期制約付きの構造VARモデルに加えて、Jang and Ogaki（2004）による長期制約VECモデルを採用する。インパルス反応関数による分析の結果、短期制約と長期制約のいずれのモデルにおいても、金融政策は為替レートの安定化に努めていたことが確認された。

キーワード

為替レートの安定化、金融政策、構造VARモデル、VECモデル

1. はじめに

本稿では、1980年代から1990年代にかけての、日本における為替レートと金融政策の相互依存関係について検証する。分析には短期制約の構造VAR（vector autoregression）モデルと長期制約VEC（vector error correction）モデルと呼ばれる2つのモデルを用いる。

本稿ではまず、この時期における金融政策の有効性について検証する。すなわち、予期されない金融政策ショックに対して為替レートを含めたマクロ経済変数がどのように反応するかを計測し、理論に符合するかどうかを確認する。続いて、確率的な為替レートショック（為替レートを不安定化させるようなショック）の発生に対して金融政策がどの

ような反応を示していたかを検証する。

金融政策の最終目標は物価や実体経済活動水準（実質GDPや失業率）であるが、そこに到るには長い経路と時間を要する。そこでマネーサプライや長期金利などの中間目標を置き、さらにそれらに密接な関係を持つ操作目標を設定する。中央銀行は金融政策の運営に際し、この操作目標を調整する。1960年代から70年代にかけて各国でインフレ率が高まった際には、マネーサプライ（マネーストック）のコントロールが重視されたが、その後、IT技術・通信手段の進歩や金融自由化のためにマネーに類似した金融商品が多数登場し、マネーサプライの範囲の決定が困難となった。そのため、いわゆるゼロ金利制約

* 本稿の作成にあたっては、根岸紳教授（関西学院大学）をはじめ、平山健二郎教授（関西学院大学）、田中敦教授（関西学院大学）から数多くの貴重な助言を頂いた。また匿名の2名の査読者からも有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし本稿に残された全ての誤謬は、筆者に帰するものである。

[†] 一般財団法人アジア太平洋研究所研究員

Email: okano-m@apir.or.jp

に直面する以前の1990年代にかけて、短期金利が操作目標としての役割を担ってきた¹⁾。

さて、日本の貿易依存度はEU諸国に比べて高くないが、自動車や電気・機械製品等の輸出が日本の主要な産業となっており、貿易に影響を与える為替レートの動向には強い関心が向けられている。実際、金利を用いたいわゆる伝統的金融政策の時期には、政策運営が為替レートの動きに誘発された部分も少なくなかったと思われる²⁾。そこで本稿では、当時の日本の金融政策がどの程度為替レートをにらんだものになっていたのかを検証したい。

2000年代以降はゼロ金利政策あるいは量的緩和政策が採られたため、金利変数がゼロ近くに張り付いてしまい、金利変動が観察されない事態となった。2000年代以降はすなわち「非伝統的金融政策」の世界に入ったため、本稿で採用する金利変数を含んだモデルが機能しなくなるという問題をはらんでいる。しかし今日のデフレからの脱却が実現すれば、再び金利変動が見られるようになると考えられるため、為替レートと金利政策の関係を分析しておくことの意義は依然として大きいと考える。その意味でも、我々の分析対象となる期間は1980年代、1990年代に限定することにした。

短期金利と為替レートの相互関係については、既に多くの研究蓄積がある。Engel and West (2006) は、金利と為替レートを巡る議論を整理し、これを4つの潮流に分類している。1つ目は、Kim (2002) などで採用されている、VARモデルを用いた分析である。2つ目は、金利平価説の実効性を直接的に検証するものである³⁾。3つ目はBenigno and Benigno (2001) のような動学的確率的一般均衡モデルを用いた分析である。ここでは為替レートは自国財と外国財の相対価格を表す変数として扱われる。

4つ目は、経済理論に基づいて「想定為替

レート」を推定し、これを現実の為替レートと比較するものである。Engel and West (2006) は、為替レートを自国と外国の生産量格差やインフレ率格差の関数で表現し、自国と外国の金融政策ルールと紐付けている。モデルベースの想定為替レートと1979年から1988年のドイツマルク・ドルレートとを比較し、両者の統計的性質を比較分析している。

以上のうち、本稿と特に関連のある研究は1つ目のKim (2002) である。Kim (2002) は、構造VARモデルを用いて欧州為替相場メカニズム(ERM)の時代のドイツ、フランス、デンマークの金融政策について実証分析を行い、(1)各国間で為替レート安定化に対する中央銀行のスタンスに非対称性が見られたこと、(2)ドイツ以外の国の方がドイツに比べて為替レートの安定化に積極的であったことを報告している。本稿では、為替レート安定化に対する中央銀行のスタンスという意味でKim (2002) と問題意識を共有しており、3.1節の分析もKim (2002) に倣っている。本稿では、生産、消費者物価、短期金利、マネーサプライ、名目円ドル為替レートの5変数からなるシステムを想定する。

以下に本稿の構成を述べる。まず2節で、モデルに利用するデータについて述べ、事前検定として単位根検定と共相検定を行う。次に3節で、モデルの概要を述べ、インパルス反応関数を計測する。頑健性の観点、理論上の観点から、本稿ではモデルに2種類の異なる制約を課し、それぞれについて分析を試みる。3.1節では短期制約の構造VARモデル、3.2節では長期制約のVECモデルを用いる。4節で結論を述べる。

2. データ

1節で述べたように、本稿では1980年1月から1999年1月までの月次データを利用する。本節では、上述の変数についての詳細を紹介し、時系列分析のために必要な事前検

表1 使用データ一覧

| | 変数 | 備考 |
|------------|----|---|
| <i>IP</i> | 生産 | 鉱工業生産指数（付加価値額ウェイト，季節調整済，2000年=100） 出所：経済産業省『生産・出荷・在庫指数確報』 |
| <i>CPI</i> | 物価 | 消費者物価指数（原指数，中分類，総合，2000年=100）。 出所：日本銀行『物価統計月報』 |
| <i>R</i> | 金利 | コールレート。無担保翌日物と有担保翌日物のデータを用い，1995年の年平均値を基準に比率を求めて接合している。 出所：日本銀行『金融経済統計月報』。 |
| <i>M</i> | 貨幣 | マネーサプライ（平均残高，季節調整済）。 出所：日本銀行『マネーサプライ（マネーストック）』 |
| <i>ER</i> | 為替 | 東京外国為替市場，円相場（銀行間直物）中心レート。 出所：日本銀行 |

(注) 1998年4月以降のマネーサプライは外国銀行在日支店，外資系信託銀行，信金中央金庫を加えたベースに変更している。1998年3月以前はそれらを含まない。

定を行う。分析に用いたデータについては，表1にまとめている。表の *IR*，*CPI*，*M*，*ER* について，対数をとったものには *L* を，さらに階差をとったものに *D* をつける。例えば，*CPI* の対数階差を *DLCPI* と表記する。

2.1 単位根検定，共和分検定

生産などマクロ経済変数の多くはトレンドを持ち非定常過程にしたがう可能性がある。ここで単位根検定を行い，変数の定常性について検証しておこう。

以下本稿では，バブルとその崩壊を経て経済構造や金融政策のスタンスに変化があった可能性を考慮し，観測期間を1980年代（1980年1月-1989年12月）と1990年代（1990年1月-1999年1月）とに分割する⁴⁾。

単位根検定のアルゴリズムとして，ここでは Augmented Dicky-Fuller (ADF) 検定⁵⁾ と Phillips and Perron (1988) による検定⁶⁾ の2種類を用いた。表2に1980年代の結果を，表3に1990年代の結果を，それぞれ記している。表2，表3とも，水準の変数ではいずれの検定統計量においても「変数が単位根を持つ」という帰無仮説は棄却されず，1階の

階差をとった系列では全て棄却される。従って *LIP*，*LCPI*，*R*，*LM*，*LER* はいずれも *I(1)* 変数であると判断する。

次に，Johansen (1988) による共和分検定を行う。表4に1980年代の結果を，表5に1990年代の結果を示している。

表4をみると，共和分ベクトルの数が0以下という帰無仮説は棄却される。共和分ベクトルの数が1以下という帰無仮説については，5%の有意水準では棄却されないものの，10%の有意水準では棄却されている。

表5では，*r* が0以下，1以下という帰無仮説はいずれも5%の有意水準で棄却される。*r* が3以下という帰無仮説は5%の有意水準では棄却されるものの，10%の有意水準では棄却されない。各期間の共和分の数はいずれも有意水準の取り方によって異なる解釈ができ，一様に結論付けることは難しい。そこで本稿では，以下に述べる考察から，いずれの観測期間においても変数間には2つの共和分関係があるとみなす。

共和分は変数間の長期的な均衡関係を表すため，これを覆すような構造変化が頻繁に起こるとは考えず，共和分の数はいずれの観測の全期間

表2 単位根検定 (1980:1-1989:12)

| | ADF | | Phillips-Perron | |
|-------|------------------|--------------|-----------------|---------|
| | $T(\hat{a}_1-1)$ | τ -stat | $Z(\hat{a}_1)$ | $Z(t)$ |
| LIP | 0.33 | 0.42 | 0.22 | 0.25 |
| LCPI | -2.85 | -1.77 | -2.17 | -2.18 |
| R | -5.51 | -1.81 | -7.49 | -2.4 |
| LM | 0.28 | 0.66 | 0.32 | 1.09 |
| LER | -0.52 | -0.35 | -0.62 | -0.4 |
| DLIP | -229.3* | -10.54* | -157.1* | -15.88* |
| DLCPI | -230.2* | -10.49* | -67.17* | -10.16* |
| DR | -123.1* | -7.94* | -106.6* | -11.39* |
| DLM | -598.3* | -16.18* | -99.97* | -16.47* |
| DLER | -81.0* | -6.29* | -105.1* | -9.69* |

表3 単位根検定 (1990:1-1999:1)

| | ADF | | Phillips-Perron | |
|-------|------------------|--------------|-----------------|---------|
| | $T(\hat{a}_1-1)$ | τ -stat | $Z(\hat{a}_1)$ | $Z(t)$ |
| LIP | -3.13 | -1.15 | -5.32 | -1.6 |
| LCPI | -5.33 | -2.77 | -3.85 | -3.58 |
| R | -1.08 | -0.88 | -1.09 | -0.87 |
| LM | -0.16 | -0.16 | -0.05 | -0.05 |
| LER | -5.12 | -1.74 | -4.66 | -1.69 |
| DLIP | -147.0* | -8.57* | -151.8* | -13.89* |
| DLCPI | -186.2* | -9.37* | -58.6* | -8.22* |
| DR | -224.8* | -10.48* | -140.1* | -16.44* |
| DLM | -396.5* | -13.85* | -98.4* | -13.40* |
| DLER | -95.2* | -6.62* | -89.7* | -8.80* |

(注) $T(\hat{a}_1-1)$, τ -stat, $Z(\hat{a}_1)$, $Z(t)$ はそれぞれ、単位根検定における検定統計量を表す。帰無仮説は変数が単位根を持つとし、対立仮説は単位根を持たないとしている。帰無仮説を5%の有意水準で棄却されるものには*印をつけている。ADFテストにおける自己回帰ラグ次数には、残差項に系列相関が無い最小のものを選択している。全ての変数について、自己回帰ラグ次数は1期が選択された。

表4 共和分検定
(1981:1-1989:12)

| r | I(1)-ANALYSIS | | | |
|---|---------------|-------|------|------|
| | Eig. | T | F95 | P |
| 0 | 0.04 | 110.2 | 76.8 | 0.00 |
| 1 | 0.19 | 53.2 | 53.9 | 0.06 |
| 2 | 0.15 | 31.9 | 35.0 | 0.11 |
| 3 | 0.09 | 14.9 | 20.2 | 0.24 |
| 4 | 0.04 | 4.55 | 9.14 | 0.35 |

表5 共和分検定
(1990:1-1999:1)

| r | I(1)-ANALYSIS | | | |
|---|---------------|-------|------|------|
| | Eig. | T | F95 | P |
| 0 | 0.45 | 117.8 | 76.8 | 0.00 |
| 1 | 0.19 | 54.6 | 53.9 | 0.04 |
| 2 | 0.15 | 32.9 | 35.1 | 0.09 |
| 3 | 0.09 | 15.6 | 20.2 | 0.20 |
| 4 | 0.06 | 6.25 | 9.14 | 0.18 |

表6 共和分検定
(1981:1-1999:1)

| r | I(1)-ANALYSIS | | | |
|---|---------------|-------|------|------|
| | Eig. | T | F95 | P |
| 0 | 0.38 | 156.3 | 76.8 | 0.00 |
| 1 | 0.13 | 54.9 | 53.9 | 0.04 |
| 2 | 0.06 | 25.0 | 35.1 | 0.40 |
| 3 | 0.03 | 11.3 | 20.2 | 0.57 |
| 4 | 0.02 | 4.66 | 9.14 | 0.33 |

(注) r は共和分の個数, Eig.は固有値, Tはトレース検定統計量, F95は有意水準5%の臨界値, Pは p 値。この検定における帰無仮説は「共和分ベクトルの数が r に等しいか、または少ない」であり、対立仮説は「共和分ベクトルの数が r より大きい」である。

を通じて一定とする方が自然である。そこで観測期間を分割せず全観測期間を通じた系列を用いて共和分検定を行い、表6にその結果を記した。これをみると、5%、10%のいずれの有意水準においても共和分ベクトルの数は2と判断される。さらに3.2節で述べるように、長期制約によって構造ショックを識別する際には、共和分ベクトルの数は2であることが期待されている。以上の理由から、共和分の数を2とする。

3. モデル

VARモデルは、多変数時系列を扱う標準的なモデルである。VARモデルでは全ての変数を内生的に扱い、変数間の相互依存関係の観察が可能であり、本稿の分析に適している。

VARモデルを用いた実証分析では、推定モデルの残差系列から元の経済構造を復元する際の識別が問題になる。すなわち、技術的問題と経済学的視点の両面からパラメタに制約を課し、適切に復元する必要がある⁷⁾。

本稿ではモデルの識別に際し、構造シヨッ

クに同時性制約を課す短期制約と、変数間の長期均衡関係に制約を課す長期制約の2つを用いる。3.1節では前者を、3.2節では後者をそれぞれ扱う。

3.1 短期制約の構造 VAR モデル

同時性制約を課す簡便的な方法として、係数行列に下三角行列を仮定する、リカーシブ型制約がある。本稿ではより経済学的な含意を与えるために、非リカーシブ型の制約を課す。

以下の議論では上述の5変数システムを用い、 $x_t = (LIP_t, LCPI_t, R_t, LM_t, LER_t)'$ と置く。同時点における係数行列を B_0 とすると、 B_0 に次のような制約を課す。

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & b_{34} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{bmatrix} \quad (1)$$

B_0 の1行目と2行目は、実物部門の動きを反映している。1行目は、財市場の均衡を表す。財市場では、企業の価格変更に伴うラグや調整コストを考慮する。また金融部門からは同時点の影響を受けず、ラグを伴うと想定する。2つのショックをそれぞれ財の供給ショック、需要ショックとする。

3行目は中央銀行の政策反応関数である。中央銀行は当該時点で入手可能な全ての情報集合をもとに政策運営にあたると考えられる。ただし情報の遅れを想定し、生産と物価からは同時点の影響を受けない。

また技術的な制約から、為替レートに対する係数について $b_{35} = 0$ という制約を課している。これは、中央銀行はリアルタイムに入手可能な為替レートに関する情報を参照せずに政策運営を行うという仮定である。この仮定によって、同時性の問題（金融政策と為替レートが同時に互いの値を参照するために識

別が困難になる問題）を回避している⁸⁾。

4行目、5行目は金融部門を反映している。4行目は貨幣需要関数、5行目は外国為替市場である。金融変数は情報の変化に応じて即座に値が変動するため、多くの変数から同時点での影響を受ける。

事前検定の結果から、各変数は $I(1)$ 変数であり、かつ共和分関係にあるので、Engleand Granger (1987) による誤差修正形式を用いて計測している。ラグ次数 ($=p$) は5期を選択し、これは水準VARモデルにおける6期(6ヶ月)に相当する。

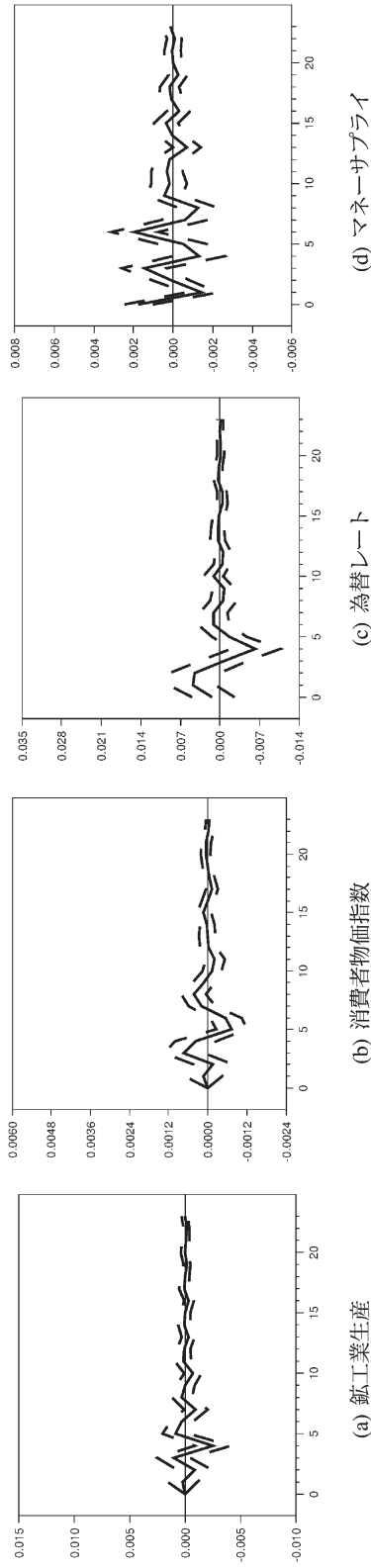
以下では、(1)金融政策ショックに対してマクロ変数、特に為替レートはどのように反応するのか(2)為替レートを不安定化させるようなショックに対して、金融政策はどのような反応をするのかという2点についてみていこう。

図1、図2は金融政策ショックに対する変数の反応を示している。図1は観測期間の前期、図2は後期についてみたものである。

いずれの期間においても、結果に大きな差異はみられない。金融引き締めショックに対して消費者物価は多少の振幅があるものの、短期的には下落している。しかしながら生産には有意な反応がみられず、マネーサプライは振幅が大きくなっている。為替レートは前期と後期でやや異なる。前期では、為替レートは金利上昇ショックに反応して減価しており、為替レートパズルに直面している可能性がある⁹⁾。後期にはそれがやや解消されている。

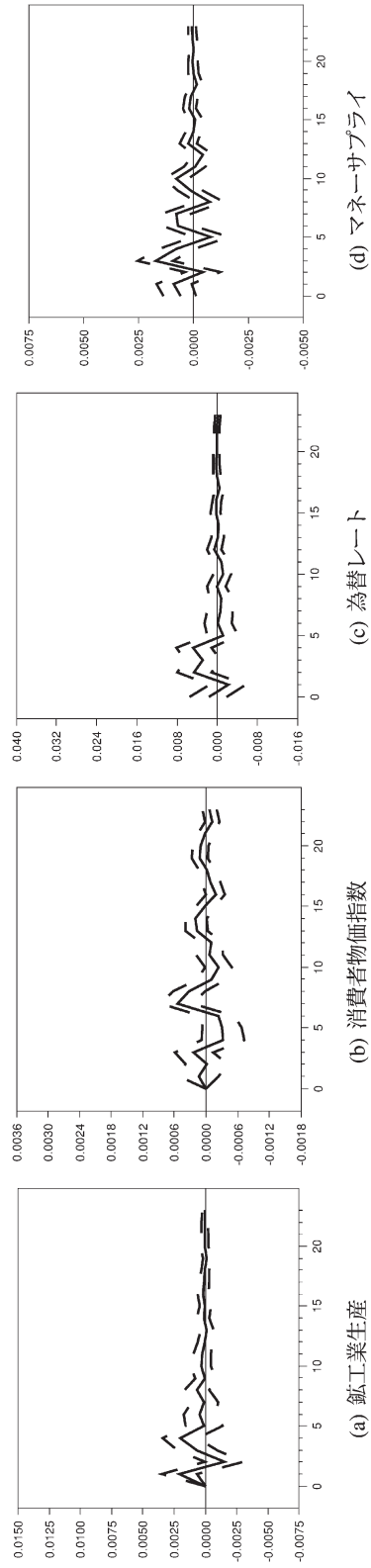
次に図3、図4に為替レートショックに対するインパルス反応を示している。ここで為替レートショックは、国内外の金融資産に対するの選好の変化や、市場参加者の期待形成方法の変化、相対的なリスク変化など、外国為替市場に生じる攪乱と解釈される¹⁰⁾。

各図の(c)は為替レートショックに対する金利の反応を示している。いずれの期間においても、金利は為替減価ショックに対して、多



(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図1 金融引き締めショックに対するインパルス反応 (1981:1-1989:12, 短期制約)



(注) 点線は標準誤差バンドを表す。

図2 金融引き締めショックに対するインパルス反応 (1990:1-1999:1, 短期制約)

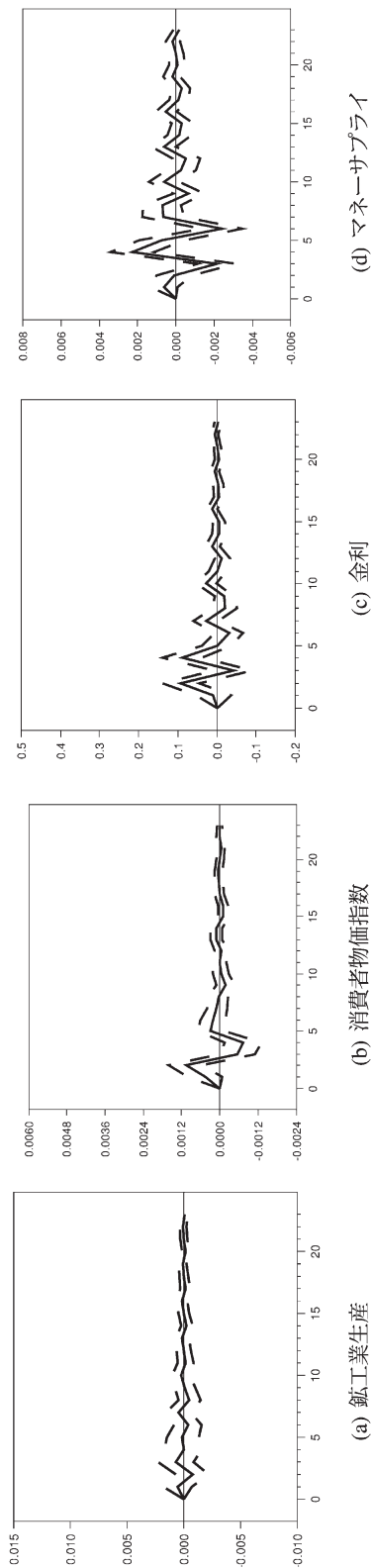


図3 為替レートショックに対するインパルス反応 (1981:1-1989:12, 短期制約)

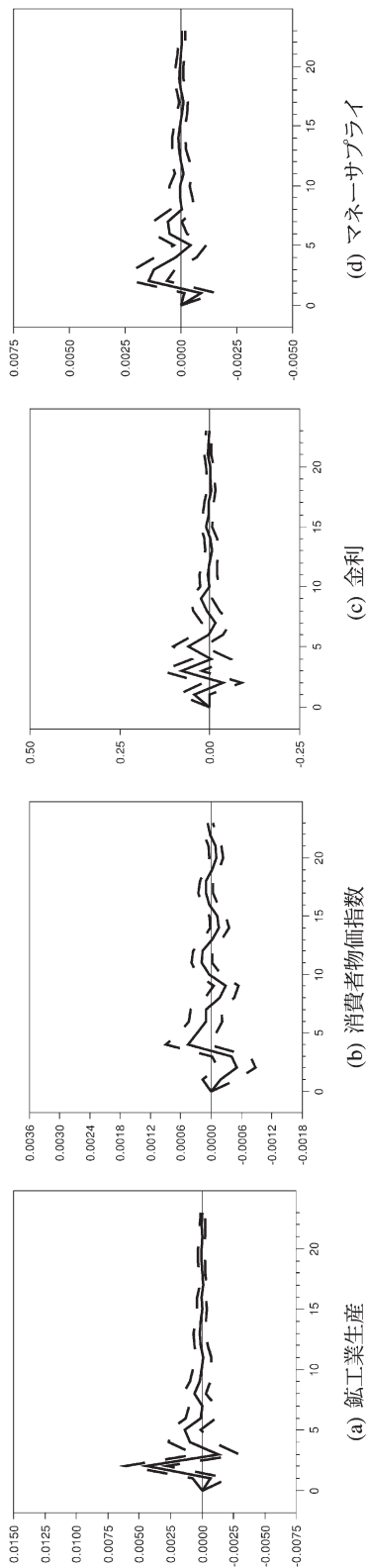


図4 為替レートショックに対するインパルス反応 (1990:1-1999:1, 短期制約)

少の振幅を示すものの概ね上昇している。これは、中央銀行の金融引き締め政策による金利上昇効果が、減価圧力からくる金利下落効果を上回った可能性を示唆している。

3.2 長期制約VECモデル

本節では、 B_0 に直接的な制約は課さず、Blanchard and Quah (1989), King et al. (1991)らの長期制約を用いる。

彼らによれば、変数が共和分の関係にある場合には、長期制約（構造ショックが特定の変数には長期的な効果を及ぼさないという制約）によってモデルが識別可能になる。

本節ではKing et al. (1991)の制約条件を幾分緩和したJang and Ogaki (2004)による長期制約モデルを利用する。以下、長期制約VECモデルについて、直感的な説明を試みる。モデルの詳細についてはJang and Ogaki (2004)を参照されたい。

n 個の変数が r 個の共和分を持つとき、そのモデルは $k=n-r$ 個のcommon stochastic trendsと r 個の一時的な要素で表現することができる¹¹⁾。ここで構造ショックを $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^k, \varepsilon_t^r)'$ と分解し、 ε_t^k を k 次の恒久ショックベクトル、 ε_t^r を r 次の一時ショックベクトルとする。

本稿では恒久的なショックとして、財の供給ショック、金融政策ショック、名目為替レートショックの3つを想定し、一時的なショックとして、財の需要ショック、貨幣需要ショックの2つを想定する($k=3, r=2$)。

King et al. (1991)に倣い、この分解を次式のように表現する。

$$\Gamma(1) = [A \ 0] \quad (2)$$

A は $n \times k$ 行列、 0 は $n \times r$ のゼロ行列である。 $\Gamma(1)$ はショックに対するインパルス反応を無限期間先まで足し合わせた行列であり、ショックに対する長期効果を表す。(2)は、財の需要ショックと貨幣需要ショックが他の変数に及ぼす影響は長期的に0に等しくなるという仮定である。

Engle and Granger (1987)は、各変数が単位根を持ち、かつ共和分の関係にあるとき、インパルス係数行列(2)の誘導形表現と、共和分ベクトル・共和分調整係数が、それぞれ直交することを示した。

これを用いると、行列 A を共和分と直交する部分 \hat{A} と直交しない部分 Π とに分解することで、恒久的ショックの識別問題を Π の識別問題に帰着させることができる。

ここでKing et al. (1991)は、 Π を対角要素が1となる下三角行列とおくと、恒久的ショックが丁度識別となることを示した。

さらにJang and Ogaki (2004)は、この仮定を緩め、 Π をブロック下三角行列とおき、同時に、いくつかの恒久的ショックに制約を課すことで、特定の恒久的ショックについて識別が可能となることを示した。

$$\Pi = \begin{bmatrix} 1 & \pi_{12} & 0 \\ \pi_{21} & 1 & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

(3)式におけるゼロ制約が、恒久的なショックに関する長期制約である。本稿では為替レートショックに対し、恒久的ショックではあるものの、生産と消費者物価に対しては長期効果を及ぼさないと仮定した。 $\pi_{12} \neq 0$ がKing et al. (1991)との違いである。以上の条件により、為替レートに関するショックが識別される。

以下では、これを用いて為替レートショックに対するインパルス反応を計測している。図5に1981年1月から1989年12月にかけての反応を示した¹²⁾。

ここでは累積の反応をプロットし、ショックの長期効果を明示している。まず生産をみると、為替レートショック（名目減価ショック）に対して短期的に正の反応を示している。長期制約から、累積的な反応は0である。この結果は、為替減価によって景気が一時的に刺激され、生産が増加することを示している。

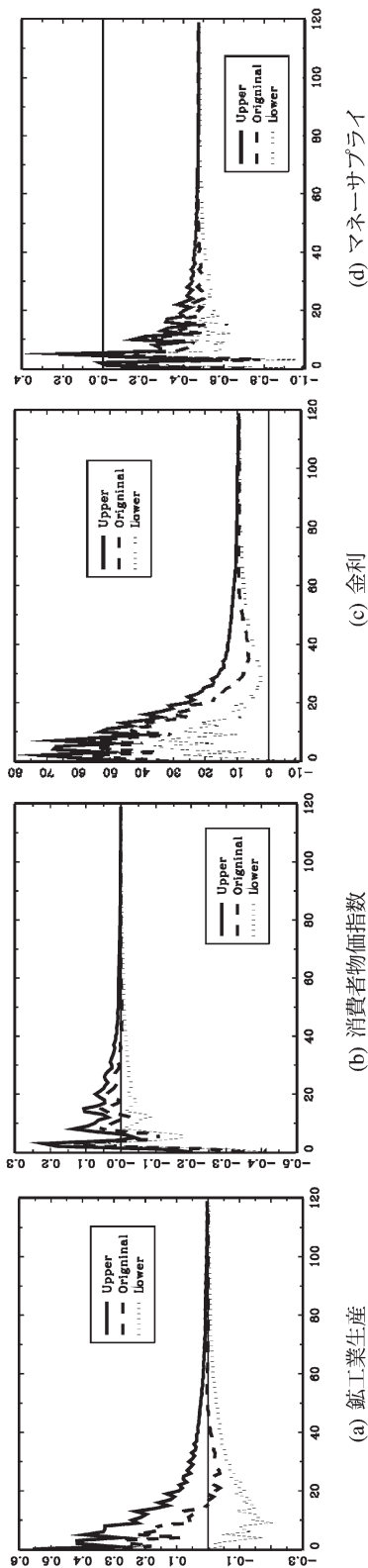


図5 為替レートショックに対するインパルス反応 (1981 : 1 -1989 : 12, 長期制約)

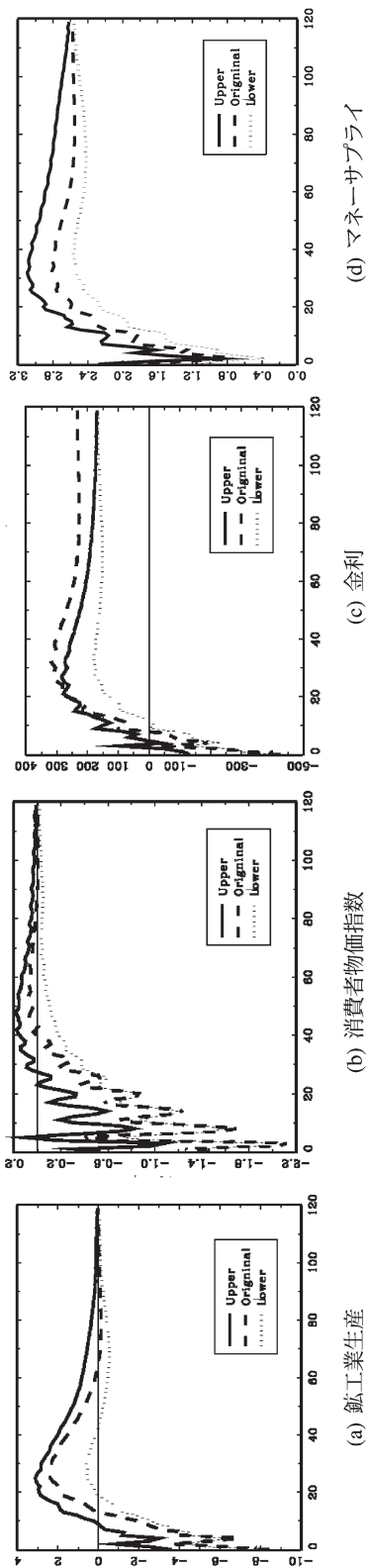


図6 為替レートショックに対するインパルス反応 (1990 : 1 -1999 : 1, 長期制約)

しかしながら標準誤差が大きいため、この結果は点推定値においてのみ解釈が可能である。

次に消費者物価も、為替レートショックに対して短期的に正の反応を示している。為替減価によって景気が刺激され、物価に上昇圧力がかかることや、輸入物価の上昇が消費者物価に転嫁していることが考えられ、概ね妥当な結果といえる。

以上の反応から、このショックは適切に識別されていると判断し、続いて金融政策の反応を観察する。図から、為替減価ショックによって金利は上昇している。これは前節でもみたように、中央銀行政策が金融引き締めを行っているとして解釈できる。短期的にみても金利は上昇しており、長期的にも有意である。この結果から、中央銀行は為替レートの安定化を図っていることが示唆される。

なおマネーサプライは為替レートショックによって減少している。これは、減価圧力に対する内生的な金融引き締めが市場から貨幣を吸収し、その効果が、円安による景気刺激がもたらす貨幣需要増の効果を上回っていると解釈することができる。

図6に1990年1月から1999年1月にかけての反応を描いている。長期的な効果は図5と同様であるものの、短期的な反応はやや異なる。減価ショックに対し、生産は減少の後増加に転じ、中期的にはプラスとなっている。長期制約に従って長期効果は0である。これは減価によって当初貿易収支が悪化する、いわゆるオーバーシュートが生じている可能性を示唆している。これに伴って、消費者物価と金利はともに下落している。ただしその後の金利上昇の反応や長期効果は1980年代より大きく、有意となっている。またマネーサ

プライは、1980年代とは反対に増加している。1990年代に入って、上述の2つの効果の大きさが逆転したものと解釈できる。

4. おわりに

本稿では、1980年代・90年代の日本の金融政策が為替レートにどの程度関心を払っていたのかということに焦点をあて、実証分析を行った。近年の金融政策と為替レートを巡る先行研究について概観し、本稿では構造VARモデルを用いたKim (2002)の分析を応用した。

分析にあたり、モデルや構造ショックの識別問題について議論した。短期制約と長期制約という2つの識別方法について概説し、頑健性を補強する意味でいずれの制約も用いて結果を検討した。

長期制約VECモデルによる分析では、まず為替レートを不安定化させるようなショック(為替レートショック)の識別を試みた。理論上の想定を元に構造ショックに長期制約を課し、生産や消費者物価、貨幣量の反応を観察した。これによってショックが為替レートの攪乱要因として適切に識別されていることを確認した。次に、識別された為替レートショックに対する金融政策の反応を観察した。

インパルス反応関数を計測した結果、1980年代と1990年代のいずれにおいても、金融政策は為替レートの安定化に努めていたことが確認された。なお短期制約モデルについては、やや不安定な反応を見せながらも、この結果を支持しており、頑健的な結果となった。ただし観測期間内において、為替レートは金融政策に有意な反応を示さなかった。

注

- 1) このような金融政策運営の変遷については翁 (2011) が詳しい。
- 2) 例えば田中 (2006) は日本の金融政策に政策反応関数のレジームシフト分析を適用し、1973年から1998年までの25年あまりに複数の期間で為替レートが政策目標の一つに選択されていたことを示している。
- 3) Baxter (1994) 等を参照
- 4) パブルやゼロ金利政策、量的緩和政策の他にも、1990年代にかけて様々な形ですすめられた金融自由化等、考慮すべき事象は数多くある。構造変化の可能性については検証の余地があり、今後の課題としたい。
- 5) p 次の自己回帰過程に従う変数 y について、次式を検定 (帰無仮説は $\gamma=0$) する。

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

ただし $\varepsilon_t \sim iid(0, 1)$ 、 a_0 はドリフト項、 a_2 はトレンド項を表す。本稿ではプロットの形状からトレンド項なしのケース ($a_0 \neq 0$, $a_2 = 0$) を採用した。Dickey and Fuller (1979), Enders (2003) 等を参照。

- 6) 誤差項に残る系列相関を修正するために Dickey and Fuller (1979) の統計量を改善したもの。この検定ではラグ次数を特定する必要がない。本稿ではドリフト項あり、トレンド項なしと仮定している。
- 7) Enders (2003) 等を参照。
- 8) 同時性制約について Kim (2002) を参照。
- 9) Jang and Ogaki (2004) は、金融政策ショックに対する為替レートの反応を短期制約でなく長期制約を課して分析すると、為替レートパズルが解消されると報告している。
- 10) Kim (2002)。
- 11) Stock and Watson (1988)。
- 12) 前節で検証した、金融政策ショックに対する為替レートの反応についてはここでは扱わない。この理由として、本稿の問題意識 (為替レートショックに対する金融政策の反応) に焦点を絞ること、Jang and Ogaki (2004) が既に同様の報告をしていること、ショックの識別が煩雑になること等を挙げる。本稿においても、為替レートパズル解消の有無について検証しておく意義は大きいため、今後の課題とする。

参考文献

- [1] Baxter, Marianne (1994), "Real exchange rates and real interest differentials: Have we missed the business-cycle relationship?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33, No. 1, pp.5-37, February.
- [2] Benigno, Gianluca and Pierpaolo Benigno (2001), "Monetary Policy Rules and the Exchange Rate", CEPR Discussion Papers 2807, C.E.P.R. Discussion Papers.
- [3] Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp.655-73, September.
- [4] Dickey, David and Wayne A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp.427-431.
- [5] Enders, Walter (2003) *Applied Econometric Time Series*: John Wiley & Sons Inc, 2nd edition.
- [6] Engel, Charles and Kenneth D. West (2006), "Taylor Rules and the Deutschmark: Dollar Real Exchange Rate", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, No. 5, pp.1175-1194, August.
- [7] Engle, Robert F and Clive W J Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp.251-76, March.
- [8] Jang, Kyungho and Masao Ogaki (2004), "The effects of monetary policy shocks on exchange rates: A structural vector error correction model approach", *Journal of the Japanese and International Econ-*

- omies*, Vol. 18, No. 1, pp.99-114, March.
- [9] Johansen, Soren (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vecotors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp.231-254.
- [10] Kim, Soyoun (2002), “Exchange rate stabilization in the ERM: identifying European monetary policy reactions”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 21, No. 3, pp.413-434, June.
- [11] King, Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock, and Mark W. Watson (1991), “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”, *American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, pp.819-40, September.
- [12] Phillips, Peter CB and Pierre Perron (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp.335-346.
- [13] Stock, James H. and Mark W. Watson (1988), “Testing for common trends”, *Journal of the American Statistical Association*, December.
- [14] 田中敦 (2006) 『日本の金融政策 — レジームシフトの計量分析』, 第2章, 27-53頁, 有斐閣.
- [15] 翁邦雄 (2011) 『ポスト・マネタリズムの金融政策』, 日本経済新聞出版社.

欧米諸国のビジネスレジスターの状況について¹

菅 幹雄*

要旨

わが国では総務省統計局においてビジネスレジスター（事業所母集団データベース）の整備が進められており、2013年秋からは経済センサス-活動調査のデータも収録されて本格的な運用が始まった。わが国のビジネスレジスターの設計においては、欧米諸国のそれが参考とされた。筆者（菅）は2010年から森博美（法政大学経済学部）と共同で欧米諸国のビジネスレジスターに関する研究を進めてきた。本報告は、行政記録情報、統計単位、プロファイリング、レジスター統計という四点に焦点を当てて、欧米諸国のビジネスレジスターの特徴を明らかにする。

1. はじめに

わが国では総務省統計局においてビジネスレジスター（事業所母集団データベース）の整備が進められている。わが国のビジネスレジスターの設計においては、欧米諸国のそれが大いに参考とされた。筆者は2010年から森博美（法政大学経済学部）と共同で欧米諸国のビジネスレジスターに関する研究を進めてきた。これまでEUROSTAT（欧州統計局）、OECD（経済協力開発機構）及び10カ国（米国、カナダ、英国、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、フィンランド、韓国、オーストラリア）の統計局を訪問しインタビューを実施した。さらにフィンランド、カナダ、

英国、フランス、米国の統計局・センサス局員をわが国に招聘し、国際ワークショップを実施した。本稿は、それらの成果の一部を取りまとめたものである²。

ビジネスレジスターの基礎となるのは行政記録（administrative records）の情報である。行政記録情報は、行政上の必要性から記録されたものであり、統計のためではない。統計に活用するためには、行政記録を統計に合わせる作業が必要になる。例えば行政記録単位（legal unit、法的単位）と統計単位（statistical units）の対応関係を明らかにする必要がある。この作業は国際的にプロファイリング（profiling）と呼ばれ、具体的には企業組織構造

* 法政大学経済学部

Email: msuga@hosei.ac.jp

¹ 本稿の内容は科学研究費補助金、基盤研究(B)「政府統計データのアーカイブシステムの構造と機能に関する国際比較研究」（研究課題番号：22330070、研究代表者：森博美）及び科学研究費補助金、基盤研究(C)「ビジネスレジスターによる企業動態統計の開発」（研究課題番号：24530234、研究代表者：菅幹雄）の資金援助を受けて行われた研究の成果であり、かつ第57回経済統計学会全国研究大会（2013年9月13日）において報告した内容をまとめたものである。なお同大会では伊藤陽一氏、濱砂敬郎氏、作間逸夫氏から興味深いコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。また本稿についてコメントしていただいた匿名の2名の査読者にも感謝申し上げたい。

² なおフィンランド統計局でのインタビューの内容については森（2012a）、フランス統計局（INSEE）でのインタビューについては森（2012b）が既に公表されている。

を把握する作業になる。

ビジネスレジスターには多目的性がある。本来の事業所の母集団名簿の提供という機能に加え、欠損値を補定するための情報の提供、さらにはビジネスレジスターそのものから統計を作成する（レジスター統計, register statistics）ことも行われている。本稿では、行政記録情報、統計単位、プロファイリング、レジスター統計という四点に焦点を当てて、欧米諸国のビジネスレジスターの特徴を明らかにする。

2. 行政記録情報

欧米諸国のビジネスレジスターの維持に用いられている行政記録情報の種類と品質は、国によって大きく異なっている。一番完成度が高いのはオランダであり、商工会議所（Chamber of Commerce）に記録されている登記情報だけで国内に関するビジネスレジスターが構築できる。登記情報とは言っても、日本とは異なり、財務諸表や事業所（local unit）に関する情報も収録している。

フランスも商業・法人登記（SIRENE, 「シレーヌ」）がビジネスレジスターと兼用になっている点は似ている。ただし、最近、行政用と統計用のビジネスレジスターが分離され、後者はSIRUS（「シリウス」）と呼ばれる

ことになった。分離された理由は、実際には活動中であった企業が、統計調査に何度も非回答であったために、SIRENE上で「廃業」とされた企業がフランス統計局（INSEE）を訴えたという事件が起きたためである。SIRENEとSIRUSは基本的には同じものであるが、後者は統計調査に非回答な企業を記録から抹消することができる。

北欧諸国ではさまざまな行政記録を縦横に結んでレジスターを構築している。すなわち個人・世帯、住宅、労働・教育、自動車、法人・企業・事業所の行政記録情報を接続したビジネスレジスターを構築している。そこでは各種の行政記録情報が、個人識別番号（Personal Identification Number, PIN）、法人・事業所識別番号、不動産・住居識別番号、所在地の所番地で接続されていることが分かる。さらにフィンランドでは建物の経度緯度に関する行政記録があり、それがビジネスレジスターに格納されている。このようなビジネスレジスターが実現可能であるのは小国であること、したがって行政記録活用に関する国民の合意形成ができるためであると思われる。

オランダでは行政記録の段階で十分な情報が入手でき、さらに北欧では個人も含めた行政記録を自在につないでいる。こうした高い水準の行政記録情報の活用は、現在のわが国

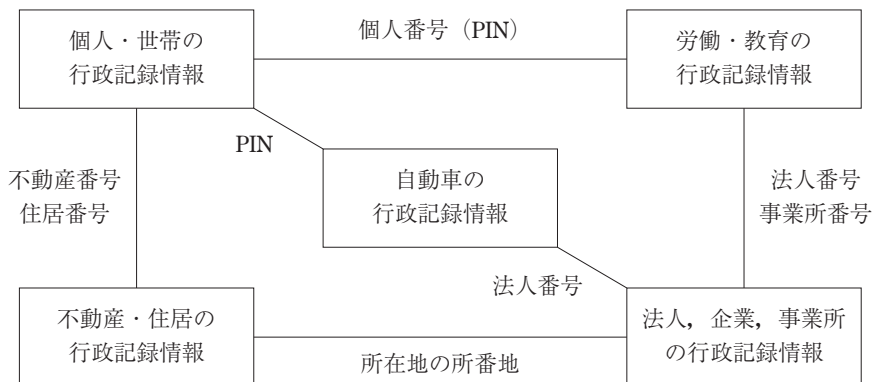


図1 スウェーデン統計局のレジスター・システムの概念図

出所) Anders Wallgren, Britt Wallgren [2007]. 訳は筆者による

では到底、実現可能な話ではなく、その意味ではあまり参考にならない。わが国でもおそらく実現可能な範囲内で、しかも進んでいるのはカナダやオーストラリアである。

カナダとオーストラリアのビジネスレジスターのベースとなっているのは、物品サービス税 (Goods and Service Tax, GST) の情報であり、これによって、コンタクト情報 (報告者との連絡のための情報) と売上高情報が入手できる。GST情報は速報性 (入手まで数カ月) があり、有用性が高い。これに対して法人税の情報は入手まで数年かかるという欠陥がある。さらに源泉徴収税 (Pay As You Earn, PAYE) の情報 (個別労働者ではなく、雇用主の記録) が加わることにより、従業員数の情報も入手できる。また両国では共通番号制度 (Unique Identification Number, UID, 直訳すれば「単一識別番号」) が導入されており、これによって異なる行政記録情報が確実に照合できる。

英国も、カナダとオーストラリアに類似しており、付加価値税 (VAT) と源泉徴収 (PAYE) の記録及び会社登記所 (Company House) の登記記録に基づいてビジネスレジスターが構築されている。だがカナダとオーストラリアと異なり、共通番号制度が無い。そのためVAT番号とPAYE番号の記録をつなぐための調査 (Business Register and Employment Survey, BRES) を実施しなければならない。2014年現在、わが国ではマイナンバー制度の導入が計画されており、将来は全ての事業者番号がつくものと考えられるが、全ての行政記録についてその番号が共通に適用されるまでは時間がかかるであろう。したがって、英国と同様に共通番号がないわが国にとって、英国のBRESの調査票は現在のわが国の母集団名簿の整備に大いに参考になる。実際、母集団名簿の整備のための照会業務の一環として実施された「企業組織構造の把握」では各事業者について商業・法人登

記番号、労働保険番号をきいているが、これは英国のBRESを参考にしたものである。

米国において付加価値税にあたるものは売上税 (Sales Tax) であるが、これに関する情報はビジネスレジスターの整備に活用されていない。売上税が連邦税でなく州税であり、かつニューハンプシャー州など導入していない州もあること、そのためカバレッジに問題があるためであろうと推察される。またカナダ及びオーストラリア統計局によれば、法人税の情報は入手 (まで) に時間がかかるという欠陥があり、ビジネスレジスターにとってはあまり有用ではない。EU諸国では利用可能な付加価値税の情報が入手できないことが、米国センサス局のビジネスレジスターが経済センサスに大きく依存する原因の1つと考えられる。もう1つの理由は産業統計が企業ベースであるEU諸国と異なり、事業所 (establishment) をベースにしているためであろう。ちなみに米国は登記情報を用いないという点でも特異であるが、これは納税者番号の登録があり、これを活用していると考えられる。

ドイツは他のEU諸国と同様に付加価値税情報をベースにビジネスレジスターを構築している。だがドイツは各州の権限が強く、連邦全体のビジネスレジスター構築はあまり進んでいない。ドイツは企業の統計調査への協力度がまだ高いためか、行政記録情報の活用及びビジネスレジスターへの取り組みにあまり熱心ではないとの印象を受けた。さらには国民一般にとってタブーなのであろうか、共通番号制度が無いなどの点がわが国と類似している。

ビジネスレジスターの構築が進まないのは旧枢軸国 (日独伊) の特徴かと当初思われたが、2013年9月の調査で、意外にもイタリアのレジスターは欧州の中でもかなり進んでいることが判明した。共通番号制度もあり、かつ付加価値税の情報など、さまざまな行政

記録を活用してビジネスレジスターを構築している。近年まで経済センサスを実施していたが、行政記録情報が十分な精度があるか、慎重に検討した上で、今後は経済センサスを実施しないことを決めた。最近では労働者の労働保険情報の勤務先情報を、ビジネスレジスターの企業・事業所の所在地情報と照合している。これは企業・事業所で現実に働いているが、既存の行政記録から漏れている労働者を把握する試みである。この点でイタリアは北欧諸国と同じくらい進んでいる。

3. 統計単位

企業構造を解明することによって、行政記録単位と統計単位をつなぐのがプロファイルングであるが、そもそも「統計単位」とは何か。わが国の統計単位は「事業所」と「企業」であるが、国連統計部による統計単位の分類(表1)に従えばわが国の「事業所」は establishment ではなく local unit であり、「企業」は enterprise ではなく legal unit (法的単位)³ である。

それでは establishment, enterprise とは何であろうか。establishment とは local Kind of Activity Unit (local KAU) と呼ばれ、わが国の産業連関表の「アクティビティ」に近い

概念である。わが国の事業所を establishment と訳すのは(現在では)誤訳である。ややこしいことだが、事業所統計調査が開始された1947年の時点では、わが国の事業所の定義は establishment で合っていた。これは日本標準産業分類の事業所の定義が米国のそれに準拠したからである。ちなみに現在でも米国の establishment の定義は表1の通り、「ほぼ1つの活動を1カ所で実施」(Near one single activity, one single location) である。

わが国で事業所の定義が「ほぼ1つの活動を1カ所で実施」から「1つ以上の活動を1カ所で実施」に変更されたのは、日本標準産業分類第4回改定(1957年)である。昭和24年(1949年)工業統計調査の「記入上の注意」には「同じ区画内の二つ以上の作業所が賃金、原材料および生産品等の台帳を異にしているために別々の調査票を提出する場合には、大阪製鋼所製鋼部、大阪製鋼所機械部というように部門の名を用いて記入すること」となっている。さらに昭和29(1954)年から昭和32(1957)年までは「同一工場を2以上の事業所に分割して別々に申告する場合は、それぞれの部門名等を記入してください」となっている。この記述が工業統計調査の「記入上の注意」から消えたのが昭和

表1 国連統計部による統計単位の分類

| 活動数 区画数 | 1カ所以上 One or more locations | 1カ所 One single location |
|-------------------------------------|---|---|
| 1つ以上の活動 One or more activities | Enterprise group Enterprise Institutional unit | Local unit <日本の「事業所」> |
| ほぼ1つの活動 Near one single activity | Kind-of-Activity Unit (KAU) | Establishment (local KAU) <欧米諸国の「事業所」> |
| 1つの活動 One single activity | Unit of Homogeneous Production (UHP) | Local UHP |

出所) United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistical Divisions [2007], p.15, Table 1.
日本語の箇所は筆者による

³ 法人とは限らない。個人も法的な単位である。

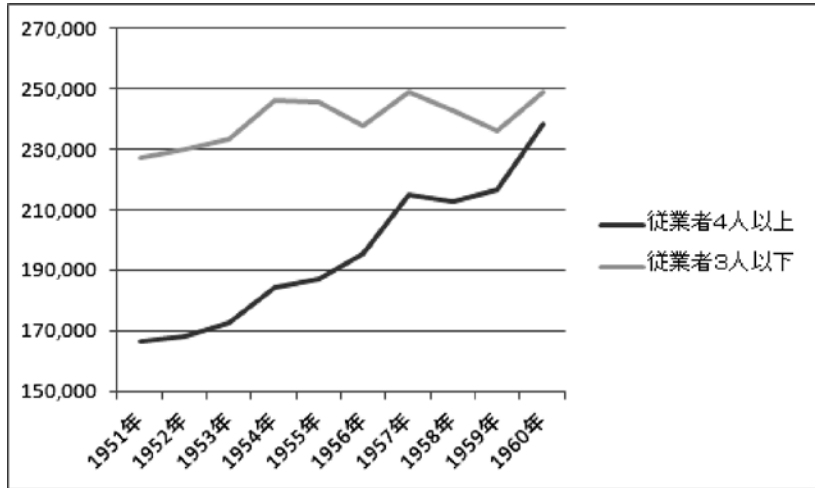


図2 工業統計表の事業所数の推移

33 (1958) 年である。図2を見ると工業統計表の事業所数が1957年から1958年にかけて減少しているのは、1957年の事業所の定義の変更を反映していると考えられる。

ところでenterpriseを通常、わが国では「企業」と訳す。だが、EUROSTAT (欧州統計局) の定義⁴によれば①「法的単位の最小の組み合わせ」(the smallest combination of legal units), かつ②「財・サービスを生産する組織単位」(an organizational unit producing goods or services), かつ③「とりわけ現在保有している資源の割り当てにおいて、ある程度の自律性に基づいた意思決定を行うことによって利益を得ており」(benefits from a certain degree of autonomy in decision-making, especially for the allocation of its current resources), かつ④「1カ所以上の場所で1つ以上の活動を行っている」(carries out one or more activities in one or more location) 単位を指す。これを「企業」と訳すのは誤解を招く元になるであろう。上記の中の要件①からenterpriseを「企業集団」と訳したくなるが、

わが国の「企業集団」は国際的にはenterprise groupにあたり、これは同一所有下の法的単位の集合を指す。ちなみに同一所有下の企業集団のうち、国境で区切られた国内の企業だけの集合であれば「切断された企業集団」(Truncated Enterprise Group, TEG) と呼ぶ。Truncatedとは「国境で切断された」という意味である。

以上の説明だけではenterpriseのイメージが湧きにくいであろうから、フランスのプジョー・グループの事例を紹介する⁵。まず1990年代末、再編成前のプジョー・グループは図3のようになっていた。2つの団体(法的単位)であるプジョー自動車とシトロエン自動車はどちらも自動車を生産していた。工場は法的単位ではなく、賃金・給与は2つの団体(プジョー自動車、シトロエン自動車)それぞれから支払われていた。

再編成後のプジョー・グループは図4のようになった。フランス国内の生産単位、すなわち自動車工場では自動車が生産される。だが、各生産単位(工場)の賃金・給与はUnit

⁴ Council Regulation (EEC) No 696/93 of 15 March 1993

⁵ この事例はフランス統計局INSEE、フィリップ・ブライオン (Phillipe Brion) 氏提供資料に基づいている。

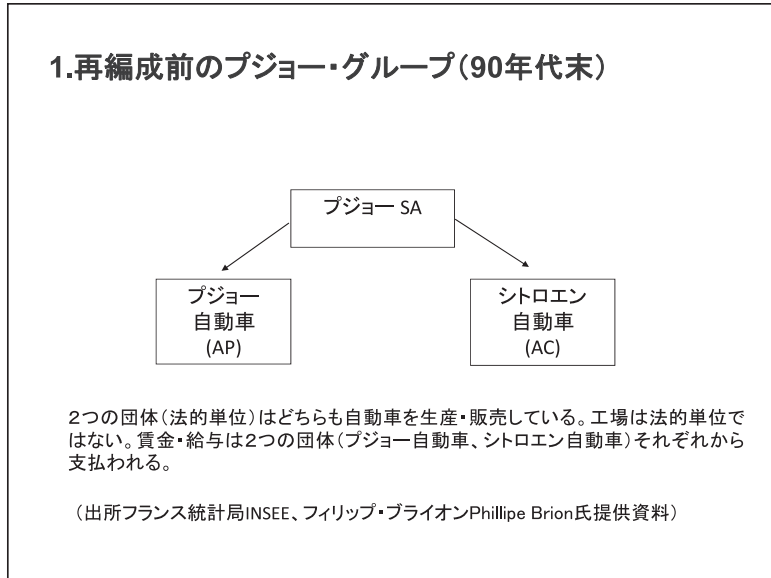


図3 再編成前のプジョー・グループ

PSAより支払われる。したがって、工場における賃金・給与支払額はゼロである。生産された自動車は各生産単位(工場)からいったんUnit PSAに出荷され、さらにUnit PSAから販売会社(プジョー自動車、シトロエン自動車)に出荷されて、最終的に販売会社から販売される。したがって、単純に出荷、売上、販売を合計すると以前の3倍になる。こうなると従来の統計単位の考え方である法的単位に基づいて調査するやり方では訳が分からなくなる。そこでフランス統計局が考えたのは「enterprise」という単位を創設し、括ってしまうことであった。このとき研究開発単位の扱いが問題になったが、この研究開発単位は外部からの委託研究開発がない(研究開発サービスをこの集団以外には提供していない)ことから、enterpriseに含めることになった。ちなみにenterprise groupとしてのプジョーはもっと多くの会社が含まれており、その部分集合がenterpriseとしてのプジョー・グループである。このように統計単位を企業活動の実態にあわせて変えていくという発想は、わが国ではあまり聞かないが、

無理なくかつ必要な情報を統計調査で入手する一つの有効な方法であろう。

ところで統計単位の定義は国間でかなりばらつきがある。EU諸国の間でさえenterpriseの定義・概念を巡る議論が決着しているわけでもない。行政制度は各国間で互いに異なっているから、その運用に伴って記録された行政記録情報も、そしてプロファイリング作業も互いに異なるものとなる。いくら理想的な定義を設定しても、現実には違ってきってしまう。だから表1は国間で異なる統計単位の国連統計部による「分類」なのである。

4. プロファイリング

行政記録単位と統計単位をつなぐ現状確認のための作業が「プロファイリング」(profiling)である。この作業はさまざまな方法で実施される。カナダのように電話やインターネットによる情報収集を行うケースもあれば、米国のように企業組織調査(Company Organization Survey: COS)を実施するもの、英国のようにその混合型(Business Register and Employment Survey: BRESとプロファ

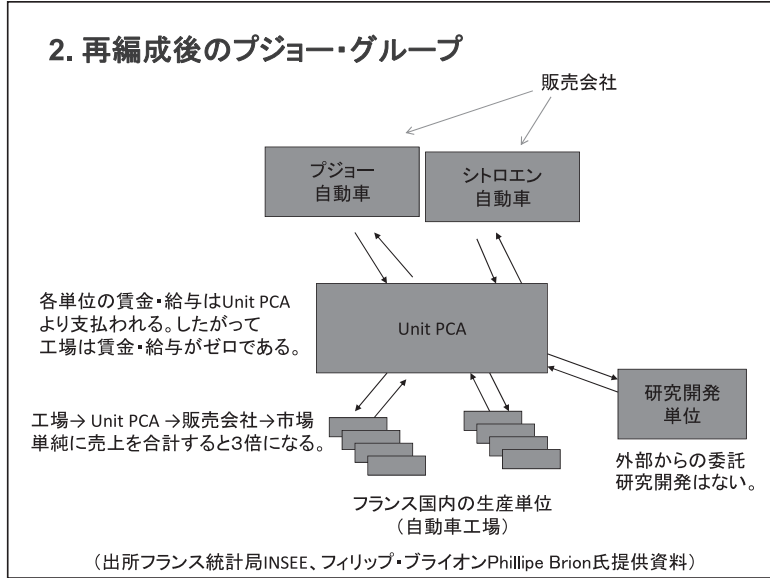


図4 再編成後のプジョー・グループ

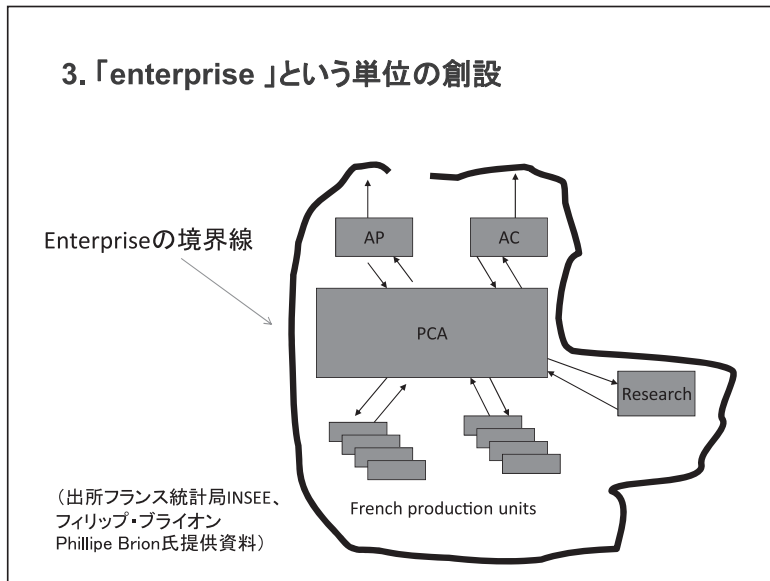


図5 「enterprise」という単位の創設

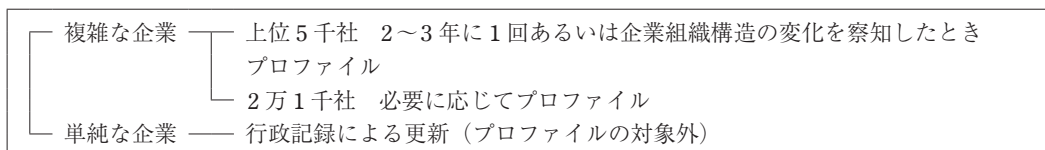


図6 カナダ統計局のプロファイリング頻度

イリグの組み合わせ)など実にさまざまである。

これは各国統計局が入手できる行政記録情報の内容と品質が異なることや予算制約による。ちなみに各国統計局はすべての対象を調査するわけではない。予算に応じて調査できる企業数が決まる。そこで各国とも、まずは「複雑」(complex)な企業を定義し、優先順位を決めて調査を行っている。カナダ統計局の場合であれば、複雑な企業であるか否かは、複数の法的主体から構成されているか、複数の事業主体から構成されているか、複数の産業分類にまたがっているか、複数の州にまたがって事業活動を行っているか、連結決算を行っているかによって判断している。

カナダ統計局では企業規模に応じてプロファイリングのやり方を変えている⁶。複雑な企業2万6千社のうち、上位5千社については、プロフィールの頻度は2~3年に1回、あるいは企業組織構造の変化を察知したとき行われる。その他の2万1千社については、モニタリング(監視)がなされており、必要に応じて行われる。そこでは各種統計の母集団名簿(フレーム)専門官及び実査担当者との関与が大きい。単純な構造の企業(単純な構造の複数事業所企業及び単独事業所企業)については税務記録による更新が行われている。

5. レジスター統計

近年、ビジネスレジスターから作成される統計、すなわち「レジスター統計」(Register Based Statistics)に関する関心が高まっている。どの国も統計調査予算の削減を受けて、大規模な統計調査がやりづらくなり、ますます行政記録情報から作成した統計への依存度が高まっていることが背景にある。

米国センサス局では郡単位の事業所数と雇

用者数をまとめたCounty Business Pattern(直訳すれば「郡経済状況」)を毎年公表しており、これは地域分析に必須な資料となっている。英国統計局でも同様な資料としてUK Business(直訳すれば「英国企業統計」)がある。英国ではさらに企業の地域別・産業別の開業数・廃業数をまとめたUK Business Demography(直訳すれば「英国企業動態統計」)を公表しており、これは新規開業がどのような要因によって影響されるのかを経済・社会的に明らかにすることを目的とした起業家精神(entrepreneurships)の分析のために作成されている。

レジスター統計の長所は何と言っても「全数」である点にある。これは、標本誤差率が経済成長率より低くなければ標本調査は意味がないことから、経済成長率が低い先進国にとって重要である。また全数であれば、詳細な地域、産業の表章が可能である。

一方、その短所は、記録時点も、定義も、また品質も異なる多様な情報源からの情報から構成されていることである。また統計の性格が行政上の事情でしばしば変更される点も短所である。例えば税制が変われば、レジスター統計には必然的に断層が生ずる。ただし欧米諸国ではこうした短所を我慢しても、長所が短所を大きく上回ると考えられている。

6. おわりに

わが国のビジネスレジスターは、欧米諸国と比較すると、使用可能な行政記録情報の種類が未だ限定されていること、統計単位の設定を実態にあわせて変えるという発想がないこと、具体的なプロフィール方法が模索中であるという意味で発展途上である。

今後のわが国のビジネスレジスターのあり方を考える上で欧米諸国の経験は多いに参考

⁶ この内容はカナダ統計局(Statistics Canada)のタミー・フーグステイン(Tammy Hoogsteen)氏提供資料に基づいている。

になる。行政記録情報の活用が欧米諸国で多
に進んでいる状況を紹介することは、わが
国でそれを行政機関に働きかけ実現するた
めの有力な手段であろう。統計単位を柔軟に考
えるという発想は、無理なくかつ必要な情報
を統計調査で入手する一つの有効な方法であ
ろう。プロファイリングのさまざまな工夫の
事例が参考になるのは言うまでもない。

だが、欧米諸国においても、各国でのビジ

ネスレジスターの整備の内容や方法に相違が
あり、それは利用可能な行政記録情報の品質
や種類、その他に依存するものである。欧米
諸国と法律も制度も異なるわが国では、欧米
諸国と全く同じ内容や方法でビジネスレジ
スターの整備することはできないのであり、わ
が国の実態に合わせた内容や方法を自分達で
考えていく必要がある。

参考文献

- 森博美 (2012a) 「フィンランドのビジネス・レジスター」『オケーショナル・ペーパー』法政大学日本統計研究所, 31号
- 森博美 (2012b) 「フランスのビジネス・レジスター」『オケーショナル・ペーパー』法政大学日本統計研究所, 33号
- Anders Wallgren, Britt Wallgren [2007] *Register-based Statistics: Administrative Data for Statistical Purposes*, John Wiley & Sons Ltd.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistical Divisions [2007] *Statistical Units*, United Nations, New York

【本会記事】

支部だより
(2013年4月～2014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：2013年6月29日(土) 14:00～17:00

場所：北海学園大学7号館5階・D506教室

報告：

1. 社会調査(論), 統計調査(論), 非統計調査をめぐって  
芳賀 寛 (中央大学経済学部)
2. 所得分布の統計解析  
木村和範 (北海学園大学経済学部)

(古谷次郎 記)

~~~~~ 関 東 支 部 ~~~~~

2013年度4月例会

日時：2013年4月6日(土) 13:30～17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・12号館第二会議室

報告：

1. 鈴木雄大 (立教大学・院生)
「BLSレポートの評価 — ボスキンレポートへの対応を中心に —」
2. 上藤一郎 (静岡大学)
「高野岩三郎と日本の統計学 — 大正8年度東大講義録の考証を中心として —」

2013年度5月例会

日時：2013年5月11日(土) 13:30～17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・12号館地下 第二会議室

報告：

1. 小野寺剛 (立教大学)
「公的統計学習システム「すたなび」の教育効果に関する考察」
2. 坂田大輔 (横浜国立大学・院生)
「インドにおける標本調査法の導入と大規模標本調査の発展」

— 作付面積・収量調査における利用を中心に —」

2013年度6月例会

日時：2013年6月1日(土) 13:30~17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・15号館（マキムホール）10階会議室

報告：

1. 倉田知秋（立教大学）
「長野県栄村における震災復興に向けた課題 — 統計情報の役割を考える」
2. 伊藤伸介（明海大学）・星野なおみ（統計センター）
「匿名化技法としてのスワッピングの可能性について」

2013年度7月例会

日時：2013年7月6日(土) 13:30~17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・15号館（マキムホール）10階会議室

報告：

1. 坂田大輔（横浜国立大学・院生）
「ベンガル飢饉の後遺症に関する標本調査とインドにおける大規模多目的標本調査の発展」
2. 高橋将宜（独立行政法人統計センター）
「公的統計のデータエディティング：混淆正規分布モデル及び多重代入法の適用可能性」

2013年度11月例会

日時：2013年11月2日(土) 13:30~17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・12号館地下第2会議室

報告：

1. 上藤一郎（静岡大学）
「厚生労働省の生活扶助相当CPIをめぐる統計学的及び政治学的考察」
2. 森 博美（法政大学）
「明治中期の農村社会調査について — 表式調査，調査票調査の視点から」

2013年度12月例会

日時：2013年12月7日(土) 13:30~17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・12号館2階会議室

報告：

1. 小野寺剛（立教大学）
「電気自動車（EV）普及モデルの作成とシナリオシミュレーション」
2. 岡部純一（横浜国立大学）
「地方分権下における基礎自治体の統計ニーズについて
— インド農村自治体統計論争への参画から考えさせられたこと」

2013年度1月例会

日時：2014年1月11日(土) 13:30~17:00

場所：立教大学池袋キャンパス・12号館地下第2会議室

報告：

1. 鈴木雄大（立教大学・院生）
「現行CPIの性格規定」
2. 廣嶋清志（島根大学）
「2000年代の就業減少の分析 — 出生率反転上昇と若者をめぐって」

~~~~~ 関 西 支 部 ~~~~~

2013年度関西支部例会

4月20日(土) 13:30~17:00

【報告者】

- (1) 吉田 忠「第1回臨時台湾戸口調査(1905年)  
— 本土に先駆けて行われた人口センサス —」
- (2) 橋本貴彦「剰余価値率と総利潤・総賃金比率の関係：産業連関表を用いた実証研究」

【場 所】

京都キャンパスプラザ 6F第一講習会室

5月19日(土) 13:30~17:00

【報告者】

- (1) 桂政昭「SNA(国民経済計算)の保険サービスの産出測定において保険料から保険金を控除する方法は正しいか — 代案の提示 —」
- (2) 森 博美「愛媛県温泉郡余土村是調査と『町村是調査指針』」

【場 所】

阪南大学・中小企業ベンチャー支援センター

6月15日(土) 13:30~17:00

【報告者】

- (1) 大井達雄「ジニ係数による観光需要の季節変動の測定  
— Lerman and Yitzakiの要因分解手法を用いて —」
- (2) 小川雅弘「社会的厚生にかんする貨幣指標の検討 — GPIを中心に —」

【場 所】

京都キャンパスプラザ 6F第一講習会室

7月20日(土) 13:30~17:00

【報告者】

(1) 佐野一雄

「ニューケインジアンモデルの現状と課題 — 物価と経済成長の関係をめぐって —」

(2) 芦谷恒憲「兵庫県民経済計算の諸勘定及びサテライト勘定の到達点と利用上の課題」

【場 所】

阪南大学・中小企業ベンチャー支援センター

11月16日(土) 13:30~17:00

【報告者】

(1) 上藤一郎「厚生労働省の生活扶助相当CPIに関する統計学的及び政治学的考察」

(2) 吉田 忠「近代オランダにおける確率論と統計学」

【場 所】

立命館大学びわこくさつキャンパス アクロスウイング7F 第一研究会室

12月21日(土) 13:30~17:00

【報告者】

(1) 御園謙吉

「1948・49年中小企業実態調査について — 初代中小企業庁長官・蜷川虎三の軌跡 —」

(2) 矢野 剛・朱 然(京都大学大学院経済学研究科博士課程)

「自由経済重視の地域振興 — 蜷川京都府政の開発政策 —」

【場 所】

京都キャンパスプラザ 5F第2演習室

~~~~~ 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：2013年12月7日(土) 14:00~16:00

場所：大分大学経済学部第12演習室

報告：

1. 中敷領孝能会員(熊本学園大学)

「G. Bosbach, J.J. Korff 著 Lügen mit Zahlen (数字でウソ) について」

2. 西村善博会員(大分大学)

「フランスの新人口センサスの基本構成と統計結果」

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 論文

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。

2-2 研究ノート

論文に近い内容で、研究成果の速やかな報告をとくに目的とする。

2-3 書評

会員の著書や統計関連図書などの紹介・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

本会の運営方法や本誌に掲載された論文などにたいする意見・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

全国総会（研究総会・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 円滑な発行のため、本誌の各号に投稿の締切日を設ける。締切日以降に原稿が到着し

た場合、また訂正を求められた原稿が期日までに訂正されない場合、次号への投稿とみなされ、継続して処理される。

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、第一次審査を円滑に進めるために、『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、論文については30部までを無料とし、それ以外は実費を徴収する。
- (4) 3-4項にもかかわらず、原稿に大幅な変更が加えられた場合、編集委員会は掲載の留保または実費の徴収などを行うことがある。
- (5) 非会員を共同執筆者とする投稿原稿が掲載された場合、その投稿が編集委員会の依頼によるときを除いて、当該非会員は年会費の半額を掲載料として、本会に納入しなければならない。

3-6 掲載証明

掲載が決定した原稿の「受理証明書」は学会長が交付する。

4. 著作権

4-1 本誌の著作権は本会に帰属する。

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

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

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（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 一部改正）

編集委員会からのお知らせ
機関誌『統計学』の編集・発行について

編集委員会

1. 常時、投稿を受け付けます。
2. 次号以降の発行予定日は、
第107号：2014年9月30日、第108号：2015年3月31日です。
3. 投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、「査読要領」などをご熟読願います。
4. 原稿は編集委員長（下記メールアドレス）宛にお送り願います。
5. 原稿はPDF形式のファイルとして提出して下さい。また、紙媒体での提出も旧規程に準拠して受け付けます。紙媒体の送付先は編集委員長宛をお願いいたします。
6. 原則としてすべての投稿原稿が査読の対象となります。
7. 通常、査読から発刊までに要する期間は、査読が順調に進んだ場合でも2ヶ月間程を要します。投稿にあたっては十分に留意して下さい。

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

editorial@jsest.jp

編集委員長 岡部純一（横浜国立大学）

副委員長 長澤重克（立命館大学）

編集委員

栗原由紀子（弘前大学）

橋本貴彦（立命館大学）

山田 満（関東支部所属）

[注記] 2013年度より編集体制の見直しとして、第一次査読を従来のように支部選出委員が担当するのではなく、編集委員会全体で担当するように方針を変更しています。『統計学』の定期刊行にも力点をおく所存です。常時、投稿を受け付けていますので、できるかぎり早期のご投稿をお願いいたします。

経済統計学会

以上

編集後記

研究成果をご投稿いただいた執筆者のみなさん、査読に関わってくださった会員のみなさんに対し心より御礼申し上げます。「論文不正」をめぐるスキャンダルがマスメディア等を賑わす昨今ですが、まずは新しい研究内容や大胆な発想を産み出す労苦を正當に評価できる学術誌を目指したいものです。ミスや失敗をおそれずに挑戦する若手研究者の研究をむしろ応援しています。

（岡部純一 記）

執筆者紹介 (掲載順)

上 藤 一 郎 (静岡大学人文社会科学部)
岡 野 光 洋 (一般財団法人アジア太平洋研究所研究員)
菅 幹 雄 (法政大学経済学部)

支 部 名

事 務 局

| | | | |
|-------------|----------|--|---------|
| 北 海 道 | 004-0042 | 札幌市厚別区大谷地西 2-3-1 北星学園大学経済学部 (011-891-2731) | 古 谷 次 郎 |
| 東 北 | 986-8580 | 石巻市南境新水戸 1 石巻専修大学経営学部 (0225-22-7711) | 深 川 通 寛 |
| 関 東 | 192-0393 | 八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3424) | 芳 賀 寛 |
| 関 西 | 525-8577 | 草津市野路東 1-1-1 立命館大学経営学部 (077-561-4631) | 田 中 力 |
| 九 州 | 870-1192 | 大分市大字旦野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706) | 西 村 善 博 |

編 集 委 員

金子治平 (関 西) [長] 西村善博 (九 州) [副]
山田 満 (関 東) 橋本貴彦 (関 西)
栗原由紀子 (関 東)

統 計 学 No.106

| | | |
|---------------|-----|--|
| 2014年3月31日 発行 | 発行所 | 経 済 統 計 学 会 〒194-0298 東京都町田市相原町4342 法政大学日本統計研究所内 TEL 042(783)2325 FAX 042(783)2332 http://www.jsest.jp/ |
| | 発行人 | 代表者 森 博 美 |
| | 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. 106

2014 March

Articles

A Study of New CPI focused on Livelihood Assistance Household
by Ministry of Health, Labour and Welfare

..... Ichiro UWAFUJI (1)

Note

Exchange Rate and Japanese Monetary Policy in the 1980s/90s
— A VECM Approach With Long Run Restriction —

..... Mitsuhiro OKANO (17)

The Current Situation of Business Register in European countries, U.S.A and Canada

..... Mikio SUGA (29)

Activities of the Society

Activities in the Branches of the *Society* (38)

Prospects for the Contribution to the Statistics (42)

JAPAN SOCIETY OF ECONOMIC STATISTICS
