

# 統計学

第 124 号

---

## 研究論文

愛媛県における観光消費の経済分析

..... 濱本 賢二 (1)

デフレ調整における目的と手段の理論的不整合

—生活扶助相当CPIによる生活保護基準引下げの問題点—

..... 鈴木 雄大 (15)

## 書評

佐藤正広 編著『近代日本統計史』

(晃洋書房, 京都, 2020年)

..... 安元 稔 (31)

## 大会研究報告

経済統計学会第66回(2022年度)全国研究大会

..... (37)

## 本会記事

経済統計学会2022年度会員総会 ..... (59)

支部だより ..... (65)

投稿規程 ..... (68)

---

2023年3月

経済統計学会

## 創刊のことば

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

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

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

1955年4月

## 経済統計研究会

### 経済統計学会会則

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

第2条 本会の目的は次のとおりである。

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

第3条 本会は第2条に掲げる目的を達成するために次の事業を行う。

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

第4条 本会は第2条に掲げる目的に賛成した以下の会員をもって構成する。

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

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

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

第6条 本会に、理事若干名をおく。

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

第7条 本会に、本会を代表する会長1名をおく。

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

第8条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

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

第9条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

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

第11条 本会の会計年度の起算日は、毎年4月1日とする。

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

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

付 則 1. 本会は、北海道、東北・関東、関西、九州に支部をおく。

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

1953年10月9日（2016年9月12日一部改正[最新]）

# 愛媛県における観光消費の経済分析

濱本賢二\*

## 要旨

本稿は、愛媛県の「観光消費額」と「産業連関表」のデータを用いて、愛媛県の観光消費の経済効果を考察したものである。分析にあたり、民間消費支出ベクトル、および移輸出ベクトルから観光消費ベクトルを分離した「消費内生化・観光消費外生化モデル」を作成した。この独自に構築したモデルを用いて推計した結果、愛媛県における観光消費は、その需要の大きさに見合う効果をもたらしていないことが分かった。その原因は、観光関連主要産業である「宿泊業」と「飲食サービス」において、両部門の主な原材料である食料品の自給率が低いことから、観光消費需要が発生しても、経済効果が県外へ漏れているためである。愛媛県が観光で地域振興を図るには、「宿泊業・飲食サービス」産業が地元の食材を使用する仕組みづくりが必要である。

## キーワード

観光消費、産業連関分析、地産地消、自給率

### 1. はじめに

愛媛県は、観光名所として有名な道後温泉をはじめ、海外への直行便のある松山空港、本州へとつながる瀬戸内しまなみ海道といった観光資源・交通インフラを有しており、コロナ禍の影響で激減した2020年を除いて観光客数は安定して推移し、本稿の分析対象年である2015年は、それまでで最高の観光客数を記録した。

ただし、このような観光客数の増加をもって、ただちに地域に経済効果をもたらされていると考えることはできない。観光消費が、地域内で富を創出しているかを把握することが必要である。観光消費がもたらす経済効果に関する先行研究として、観光消費ベクトルを推計し、それを最終需要として産業連関分

析に応用する方法を述べた藤本(1993)や、消費外生化産業連関モデルを用いて観光消費の経済効果を推計した野村・木下・齋藤・朝日(2011)、芦谷(2015)などがあるほか、国土交通省(2004)や沖縄県(2011)、大分県・大分大学(2013)など、多くの調査報告が提出されてきたが、観光庁(2015)は、自治体が観光に関する戦略策定等を行うに当たって参考とすべき、観光による経済効果を把握する具体的方法を示した。それによると、観光消費額を把握し、その観光消費額をもとに産業連関表を活用して経済効果を算出するプロセスを実施することとされている。観光庁(2015)が説明する、産業連関表を活用した経済波及効果の計算プロセスは、本稿で対象とする愛媛県をはじめ、多くの自治体で行われている経済波及効果の推計手法を、観光消費の経済効果の推計にも適用しようとするものである。

観光庁(2015)が示す慣用的手法を簡潔に

\* 正会員、松山大学経済学部

e-mail : k.hamamoto@g.matsuyama-u.ac.jp

書くと、以下のとおりである。①まず、観光消費額を最終需要としてレオンチェフの均衡産出高モデルにより生産額（観光消費額が直接・間接に誘発する生産額）を推計し、②次に雇用者所得率を乗じて所得額を算出し、次に消費性向を用いて消費額を算出し、次に移輸入の漏れを考慮した逆行列係数を乗じて生産額（生産は可処分所得をもたらす、消費を通してさらに誘発される生産額）を求め、③最後に①と②の生産額を足し合わせるという方法である。この計算方法は、「直接効果+1次波及効果+2次波及効果」を算出するプロセスとして説明されている。

しかし、上記の観光庁（2015）が示す計算プロセスは、最終需要増によって増加した所得が消費需要増を誘発し、さらなる所得増がもたらされることを1回限り計算したものであり、所得増と消費増の無限のプロセスを計算したものではない。所得と消費の無限のフィードバック・プロセスは、「消費の内生化」を行うことで算入されることは、Miyazawa（1960）の先駆的研究をはじめ、多くの先行研究によって知られているところである。従って、観光消費の経済効果の推計には、「消費内生化モデル」を使用するのが適当とも考えられるが、消費を内生化すると、観光庁（2015）が示す手法のように、観光消費額を最終需要（外生変数）として、観光消費額に端を発した生産額や所得額への波及過程を計算することができない。そこで、本稿では、民間消費支出ベクトル、および移輸出ベクトルから観光消費ベクトルを分離して外生変数として扱えるようにしたうえで、観光消費を除く民間消費支出を内生化した「消費内生化・観光消費外生化モデル」を作成した。このように変更することにより、従来型の「消費外生化モデル」のように「観光消費需要が生産額や所得額にもたらす波及過程」を計算できるほか、「観光消費を除く民間消費と所得の無限のフィードバック・プロセス」が計算に含まれ

ることになる。本稿は、この独自に構築したモデルを用いて、愛媛県における観光消費の経済効果を推計し、推計結果から観光施策における課題を抽出して、必要な施策を提言することを目的とする。上述した、産業連関モデルを用いて観光消費の経済効果を報告した先行研究は、観光庁（2015）と同じように従来型の「消費外生化モデル」ととどまっており、本稿が示すモデルは意義があるものとする。

以下の構成は、まず第2節において本稿が使用するモデルを説明し、次に第3節で観光消費データの算出方法を示す。続く第4節では観光消費の経済効果を推計して、得られた推計結果から考えられる課題を抽出する。そして第5節では、シミュレーションを行うことにより、有効な課題解決策を検討し、最後にまとめを述べる。

## 2. 消費内生化・観光消費外生化モデル

レオンチェフ・モデルは、最終需要が生じると、川上産業から川下産業まで次々と生産が波及し、経済効果がどれだけ得られるのかを教えてくれるものであるが、ケインズ的な所得と消費の波及の連鎖は考慮されていない。レオンチェフ・モデルに所得と消費の波及の連鎖を連結する（所得と消費のフィードバック・プロセスをモデルに含める）には、先駆的研究として、Miyazawa（1960）や、Miyazawa and Masegi（1963）で示されたとおり、所得分配（生産額と可処分所得の関係）と家計消費行動（可処分所得と家計消費の関係）とをモデルに組み込むことで、生産額と家計消費とを結びつける、消費の内生化が必要である。消費内生化モデルは、近年の研究では、居城（2006）や中村・長宗（2022）など、広く汎用されている。本稿は、この消費内生化モデルにおいて、観光消費ベクトルを計算したうえで民間消費支出ベクトル、および移輸出ベクトルから分離し、観光消費の効果を推計する「消費内生化・観光消費外生化モデル」を構

築した。本節では、この「消費内生化・観光消費外生化モデル」について説明する。

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \Delta V_i &= \varepsilon' (I - A) (I - A)^{-1} \Delta f^{total} \\ &= \sum_{i=1}^n \Delta F_i^{total} \end{aligned} \quad (5)$$

### 2.1 消費の内生化と外生化

レオンチェフの均衡産出高モデルは、投入係数行列を  $A$ 、県内最終需要ベクトルを  $f^{total}$  ( $n$ 次元縦ベクトル。以降、本稿ではベクトルは全て縦ベクトルで定義する。)、生産額ベクトルを  $x$ 、移輸入が県内需要合計の一定率であるとして移輸入率行列を  $M$ 、単位行列を  $I$  と表記すると、

$$\Delta x = [I - (I - M)A]^{-1} (I - M) \Delta f^{total} \quad (1)$$

と表現される。ここで、(1)式を生産額表示から所得額表示に変更する方法を考えよう。全ての成分が1である単位ベクトルを  $\varepsilon$  ( $n$ 次元縦ベクトル) と表記すると、産業部門別の粗付加価値率ベクトル  $v$  は、

$$v = \varepsilon' (I - A) \quad (2)$$

である。ただし、

$$\varepsilon = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \quad (3)$$

であり、(2)式の右肩のプライム記号は転置を表し、以降、本稿では横ベクトルは転置を表すプライム記号をつけて表記する。

(1)(2)式より、産業部門別の県内最終需要の変化額ベクトルがもたらす全部門の所得変化額の総額 (スカラー)  $\sum_{i=1}^n \Delta V_i$  は、

$$\sum_{i=1}^n \Delta V_i = \varepsilon' (I - A) [I - (I - M)A]^{-1} (I - M) \Delta f^{total} \quad (4)$$

である。

(4)式において、仮に移輸入率行列  $M$  が零行列であるとする、第  $i$  部門の県内最終需要を  $F_i^{total}$  と表記すれば、

である。(5)式は、全部門の移輸入率が0であるならば、県内最終需要の変化額の総額と、それによってもたらされる所得変化額の総額は等しいことを意味しており、すなわち任意の値  $\Delta F_i^{total}$  に対して、乗数は必ず1であることを示している。

(4)(5)式より、以下の重要な点を捉えることができる。①(1)式のレオンチェフの均衡産出高モデルは、任意の第  $i$  部門の県内最終需要の変化額に対する生産増加額を教えてくれるものであるが、所得額に換算すると乗数は最大で1にしかならない。換言すると、所得変化額で捉えるならば、(1)式のレオンチェフの均衡産出高モデルによって計算される乗数の大きさに影響する変数は、移輸入率行列  $M$  である。②レオンチェフ・モデルの生産波及効果 (直接効果、および原材料生産波及効果である間接効果の全て) は、所得変化額で捉えると、ケインズ・モデルの乗数効果 (最終需要の変化額がもたらす所得変化額) における、最初の最終需要の変化額 (起点) に相当する所得変化分しか計算されていない<sup>1)</sup>。③ケインズ・モデルの乗数効果は、レオンチェフ・モデルの生産波及効果を (所得額でみて) 全て算入している。

ケインズ的な乗数効果は、本節冒頭で記したとおり、産業連関モデルの方程式において、生産額と家計消費を内生変数とし、両者を関係づけることによって算出されるものである。さらに、そのように消費を内生化する場合でも、一部の消費を抜き出して外生化すれば、外生変数である消費需要の一部の変化がもたらす所得変化額を計算することは可能である。本節において、次項以降でモデルを定式化する。

## 2.2 家計消費

第  $i$  部門の観光消費額を除く民間消費支出を  $C_i (i=1, 2, \dots, n)$ , 第  $j$  部門の雇用者所得を  $W_j (j=1, 2, \dots, n)$ , 雇用者所得総額を  $W = \sum W_j$  (スカラー), 可処分所得を  $Y$ , 雇用者所得総額と可処分所得との割合を  $d = Y/W$  とすると, 家計の消費性向が安定的で, 観光消費を除く民間消費が可処分所得の一定率であるとするならば, 民間消費支出総額  $C = \sum C_i$  (スカラー) は,

$$C = \alpha dW \quad (6)$$

である。ここで,  $\alpha = C/dW$  は消費性向である。次に, 家計消費の財構成も安定的で,  $C_i$  の  $C$  に占める割合も一定であるとするならば, 観光消費額を除く民間消費支出ベクトル  $c$  ( $n$  次元縦ベクトル) は,

$$c = \begin{pmatrix} \frac{C_1}{C} \\ \frac{C_2}{C} \\ \vdots \\ \frac{C_n}{C} \end{pmatrix} C \quad (7)$$

である。また, 第  $i$  部門の生産額を  $X_i (i=1, 2, \dots, n)$  とすると, 各部門の雇用者所得率  $w_j = W_j/X_i$  が一定率であるならば, 雇用者所得総額  $W$  は,

$$W = w'x \quad (8)$$

ただし,

$$w = \begin{pmatrix} \frac{W_1}{X_1} \\ \frac{W_2}{X_2} \\ \vdots \\ \frac{W_n}{X_n} \end{pmatrix}, \quad x = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix} \quad (9)$$

である。(6)(7)(8)式をまとめると, 観光消費額を除く民間消費支出ベクトル  $c$  は,

$$c = kdw'x \quad (10)$$

ただし,

$$k = \begin{pmatrix} \frac{C_1}{dW} \\ \frac{C_2}{dW} \\ \vdots \\ \frac{C_n}{dW} \end{pmatrix} \quad (11)$$

である。

## 2.3 生産均衡式

金城 (2009: 118) や土居他 (2019) によると, 観光消費額のうち, 県内客分は, 民間消費支出となる。他方, 県外客分は, 移輸出である。このように観光消費額を区分したうえで, 県内客の観光消費支出ベクトルを  $\tau^c$ , 県内客の観光消費支出と民間消費支出を除くその他の県内最終需要ベクトルを  $f$ , 観光消費額を除く移輸出ベクトルを  $e$ , 県外客の観光消費支出ベクトルを  $\tau^e$ , 移輸入ベクトルを  $m$  と表記すると,  $n$  部門産業連関表は,

$$x = Ax + c + \tau^c + f + e + \tau^e - m \quad (12)$$

が成り立つ。ここで, 移輸入ベクトルは,

$$m = M(Ax + c + \tau^c + f) \quad (13)$$

ただし,

$$M = \begin{pmatrix} \frac{M_1}{\sum a_{1j}X_j + C_1 + T_1^c + F_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{M_2}{\sum a_{2j}X_j + C_2 + T_2^c + F_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{M_n}{\sum a_{nj}X_j + C_n + T_n^c + F_n} \end{pmatrix} \quad (14)$$

である。(10)(12)(13)式より,

$$x = (I - M)(Ax + kdw'x + \tau^c + f) + e + \tau^e \quad (15)$$

である。従って、生産決定式は、

$$x = [I - (I - M)(A + kdw')]^{-1} [(I - M)(\tau^c + f) + e + \tau^e] \quad (16)$$

となる<sup>2)</sup>。(16)式より、部門別観光消費支出が誘発する部門別生産額  $x^T$  は、

$$x^T = [I - (I - M)(A + kdw')]^{-1} [(I - M)\tau^c + \tau^e] \quad (17)$$

である<sup>3)</sup>。

ところで、観光庁(2009)や土居他(2020)等によれば、観光消費額が誘発する直接効果の算出に使用する自給率は、支払場所が県内に限定されると考えられる部門については1に修正する必要があるとされている<sup>4)</sup>。それに従うならば、(17)式は直接効果と、それ以外の間接効果とに分ける必要がある。直接効果は、最終需要がもたらす波及過程の起点  $(I - M)\tau^c + \tau^e$  を指すものであることに留意し、(17)式を分解すると、

$$x^T = (I - M)\tau^c + \tau^e + [I - (I - M)(A + kdw')]^{-1} [(I - M)(A + kdw')(I - M)\tau^c] + [I - (I - M)(A + kdw')]^{-1} [(I - M)(A + kdw')\tau^e] \quad (18)$$

となる<sup>5)</sup>。従って、(18)式の直接効果における自給率を修正すると、

$$x^T = (I - M^0)\tau^c + \tau^e + [I - (I - M)(A + kdw')]^{-1} [(I - M)(A + kdw')(I - M)\tau^c] + [I - (I - M)(A + kdw')]^{-1} [(I - M)(A + kdw')\tau^e] \quad (19)$$

となる。ただし、 $M^0$ は、修正された移輸入率行列である。ここで、(2)式で定義した粗付加価値率を、生産額と連結させるように再定義しよう<sup>6)</sup>。第  $j$  部門の粗付加価値額を  $V_j (j=1, 2, \dots, n)$  とすると、各部門の粗付加価値率  $v_j = V_j/X_j$  が一定率であるならば、(19)式に付加価

値率行列  $V$  を掛けることにより、部門別観光消費支出が誘発する部門別所得額  $v^T$  は、

$$v^T = V[(I - M^0)\tau^c + \tau^e] + V[I - (I - M)(A + kdw')]^{-1} [(I - M)(A + kdw')(I - M)\tau^c] + V[I - (I - M)(A + kdw')]^{-1} [(I - M)(A + kdw')\tau^e] \quad (20)$$

となる。ただし、

$$V = \begin{pmatrix} \frac{V_1}{X_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{V_2}{X_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{V_n}{X_n} \end{pmatrix} \quad (21)$$

である。(20)式が、「消費内生化・観光消費外生化モデル」の推計式となる。

ところで、(20)式において、技術一定(投入係数  $A$  は不変)の仮定のもとでは、(2)式のとおり粗付加価値率もまた一定である。従って、雇用者所得総額と可処分所得との割合  $d$ 、および家計消費の財構成  $k$  が安定的であるならば、(20)式において観光消費額  $\tau^c$ 、 $\tau^e$  の変動に影響を与える変数は、移輸入率  $M$ 、 $M^0$ 、および雇用者所得率  $w$  であることが分かる。

### 3. 観光消費データ

観光消費支出ベクトル  $\tau$  に必要な部門別観光消費支出データの取得方法は、観光庁(2015)に拠っている。具体的には以下のとおりである。愛媛県(2015a)では、観光消費額を公表しており、本稿で使用する愛媛県産業連関表と同年である2015年は、県外客が98,000.0百万円、県内客が12,100.0百万円であった。まずは、これらを観光庁(2017)に掲載されている観光消費の品目別比率<sup>7)</sup>を用いて品目別に割り振る作業が必要であり、結果は表1のとおりとなった。

表1 愛媛県における品目別観光消費額

(単位：百万円)

品目	宿泊旅行	日帰り旅行	合計
旅行会社収入	874.6	103.9	978.6
飛行機	4,589.2	324.4	4,913.6
新幹線	5,279.1	1,952.6	7,231.7
鉄道(新幹線を除く)	1,665.6	799.9	2,465.6
バス	853.7	434.6	1,288.3
タクシー・ハイヤー	365.9	107.1	473.0
船舶	320.6	44.1	364.7
レンタカー代	804.9	135.4	940.4
ガソリン代	2,258.0	1,234.6	3,492.6
駐車場料金・有料道路料金	2,529.8	1,196.8	3,726.6
宿泊費	24,433.8	0.0	24,433.8
別荘の帰属家賃	3,080.4	0.0	3,080.4
食事・喫茶・飲酒	13,157.7	1,779.4	14,937.1
農産物(野菜・果物・花など)	641.2	204.7	845.9
農産加工品(ジャム・ソーセージ・乳製品など)	439.1	97.6	536.7
水産物(鮮魚・魚介類など)	787.5	144.9	932.4
水産加工品(干物・練り製品など)	731.8	141.7	873.5
菓子類	4,794.8	803.1	5,597.9
お弁当・飲料・酒・茶葉・その他の食料品	2,543.7	500.8	3,044.5
繊維製品(衣料品・帽子・ハンカチなど)	1,219.6	296.0	1,515.6
靴・カバン類	536.6	151.2	687.8
陶磁器・ガラス製品	264.8	37.8	302.6
絵はがき・本・雑誌など	153.3	22.0	175.4
木製の小物・家具・和紙など	132.4	47.2	179.7
医薬品・化粧品・ハミガキ・シャンプーなど	195.1	25.2	220.3
フィルム	7.0	3.1	10.1
電気製品・電池	111.5	22.0	133.6
カメラ・時計・眼鏡	13.9	18.9	32.8
その他の製造品(文具・玩具など)	411.2	163.8	574.9
立ち寄り温泉・温浴施設・エステ	432.1	163.8	595.9
テーマパーク・遊園地・博覧会など	1,672.6	390.5	2,063.1
美術館・博物館・資料館・動植物園・水族館など	683.0	135.4	818.4
ゴルフ場・テニスコートなど	557.5	179.5	737.0
スキー場リフト代	188.2	47.2	235.4
キャンプ場(日帰り旅行のみ)	0.0	3.1	3.1
スポーツ観戦・芸術鑑賞(舞台・映画など)	439.1	198.4	637.5
展示会・コンベンションなど参加費	83.6	25.2	108.8
観光農園	55.8	22.0	77.8
遊漁船(釣り, ホエールウォッチングなど)	111.5	31.5	143.0
ガイド料(自然体験・スキー教室・現地ツアーなど)	250.9	12.6	263.5
レンタル料(スキー・自転車・キャンプ用品など)	118.5	22.0	140.5
マッサージ	153.3	25.2	178.5
写真撮影代	90.6	15.7	106.3
郵便・電話通話料	13.9	0.0	13.9
宅配便	285.7	12.6	298.3
その他	125.4	22.0	147.5

出所) 筆者作成。

注) 県外者は全て宿泊者として、「旅行会社収入」および「飛行機」から「駐車場料金・有料道路料金」までの交通費は、全額の2分の1で計算している。また、県内者は全て日帰り者として、旅行会社収入および交通費は全額を計上している。従って、表1の合計額は、愛媛県の観光消費総額と一致しない。



表2 品目別・産業部門別変換コンバーター

	旅行会社 収入	飛行機	新幹線	鉄道 (新幹線 を除く)	バス	タクシー・ ハイヤー	船舶	…	その他
耕種農業	0	0	0	0	0	0	0	…	0
畜産	0	0	0	0	0	0	0	…	0
∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴
鉄道輸送	0	0	1	1	0	0	0	…	0
道路輸送(自家輸送を除く。)	0	0	0	0	1	1	0	…	0
自家輸送	0	0	0	0	0	0	0	…	0
水運	0	0	0	0	0	0	1	…	0
航空輸送	0	1	0	0	0	0	0	…	0
貨物利用運送	0	0	0	0	0	0	0	…	0
倉庫	0	0	0	0	0	0	0	…	0
運輸附带サービス	1	0	0	0	0	0	0	…	0
∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴	∴
分類不明	0	0	0	0	0	0	0	…	0

出所) 筆者作成。

次に、表1は品目別であるため、産業連関表の部門別に変換するコンバーターを作成する作業が必要である。観光庁(2017)の産業連関表部門分類と商品分類の対応表を参考にし<sup>8)</sup>、作成したコンバーターは表2のとおりである。コンバーターは、列(縦)方向が産業連関表の部門分類であり、行(横)方向が表1の品目分類となっている。

表1の品目別観光消費額の列ベクトルに表2のコンバーター行列を左から掛けることで、部門別観光消費額(購入者価格)列ベクトルを得られる。しかし、こうして得られた部門別観光消費額は、商業マージンおよび国内貨物運賃の流通経費が各部門に計上された購入者価格であるため、商業マージンは「商業」部門に、国内貨物運賃は「鉄道輸送」から「郵便・信書便」までの「運輸・郵便」関連部門に一括計上して生産者価格に変更する処理が必要である。商業マージンについては、全国版の「商業マージン表」の「民間消費支出」列ベクトルと、全国版の「取引基本表(購入者価格評価表)」の「民間消費支出」列ベクトルとから、商業マージン率を計算し、

それを用いて各部門の観光消費額に含まれている商業マージン額を算出して、それらを「商業」以外の部門から抜き出し、「商業」部門に一括計上した。国内貨物運賃についても、全国版の「国内貨物運賃表」を用いて同様の処理をした。以上の手順で部門別観光消費額(生産者価格)列ベクトルが得られる。

#### 4. 観光消費の経済効果分析

レオンチェフ・モデルの波及効果のうち、直接効果を除いた分を所得評価した「間接1次効果」は、 $V[I - (I - M)A]^{-1}(I - M)A[(I - M^0)\tau^c + \tau^e]$ で示される<sup>9)</sup>。(20)式から、この間接1次効果と直接効果  $(I - M^0)\tau^c + \tau^e$  を差し引いた残りが、「間接2次効果」となる。すなわち、原材料生産波及効果を所得評価したものが「間接1次効果」であり、ケインズ的な所得と消費の無限の連鎖の波及効果を計算したものが「間接2次効果」である。

愛媛県(2015b)と、部門別観光消費額(生産者価格)を用いて、「直接効果」、「間接1次効果」、および「間接2次効果」を計算した結果、表3の各部門の上段の数値のとおりで

表3 観光消費の経済効果(直接・間接の所得効果)

(単位: 百万円)

部門名(107部門)	直接効果	間接1次効果	間接2次効果	部門名(107部門)	直接効果	間接1次効果	間接2次効果	部門名(107部門)	直接効果	間接1次効果	間接2次効果
耕種農業	230.2 (251.9)	505.5 (996.4)	221.2 (474.0)	鋼材	0.0 (0.0)	0.0 (0.1)	0.0 (0.0)	住宅賃貸料	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	981.8 (1036.9)
畜産	0.0 (0.0)	63.6 (154.6)	13.3 (49.7)	鍛造品(鉄)	0.0 (0.0)	0.4 (0.5)	0.1 (0.1)	住宅賃貸料(帰属家賃)	2699.3 (2699.3)	0.0 (0.0)	6263.6 (6615.3)
農業サービス	0.0 (0.0)	40.1 (70.6)	45.2 (61.5)	その他の鉄鋼製品	0.0 (0.0)	0.3 (0.3)	0.1 (0.1)	鉄道輸送	6611.3 (6611.3)	26.7 (27.5)	80.7 (85.6)
林業	0.0 (0.0)	26.6 (27.9)	12.8 (14.3)	非鉄金属製錬・精製	0.0 (0.0)	0.4 (0.5)	2.2 (2.3)	道路輸送(自家輸送を除く。)	1549.2 (1549.2)	495.1 (555.3)	883.0 (964.5)
漁業	177.0 (188.3)	130.9 (301.8)	28.0 (93.7)	非鉄金属加工製品	0.0 (0.0)	1.6 (1.7)	0.4 (0.5)	自家輸送	0.0 (0.0)	-0.0 (-0.0)	-0.0 (-0.0)
石炭・原油・天然ガス	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	建設用・建築用金属製品	0.0 (0.0)	3.0 (3.1)	1.8 (2.0)	水運	125.5 (125.5)	75.9 (82.4)	108.4 (118.2)
その他の鉱業	0.0 (0.0)	0.1 (0.1)	0.1 (0.1)	その他の金属製品	0.0 (0.0)	10.7 (13.2)	4.2 (5.6)	航空輸送	872.2 (872.2)	14.2 (14.5)	44.2 (46.9)
食料品	1701.7 (1812.9)	512.3 (1314.7)	361.6 (956.3)	はん用機械	0.0 (0.0)	9.3 (9.8)	5.8 (6.4)	貨物利用運送	0.0 (0.0)	15.8 (21.2)	11.9 (15.0)
飲料	0.0 (0.0)	335.5 (749.6)	130.3 (308.7)	生産用機械	0.0 (0.0)	7.8 (8.3)	5.3 (5.8)	倉庫	0.0 (0.0)	89.1 (101.0)	76.4 (87.0)
飼料・有機質肥料(別掲を除く。)	0.0 (0.0)	19.6 (87.0)	6.9 (33.2)	業務用機械	0.0 (0.0)	0.3 (0.3)	0.3 (0.3)	運輸附帯サービス	3080.5 (3080.5)	1671.2 (1681.2)	213.9 (233.8)
たばこ	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	電子デバイス	0.0 (0.0)	0.2 (0.2)	0.1 (0.1)	郵便・信書便	0.0 (0.0)	106.4 (108.3)	68.7 (73.8)
繊維工業製品	0.0 (0.0)	11.3 (11.7)	3.8 (4.2)	その他の電子部品	0.0 (0.0)	1.0 (1.0)	0.7 (0.8)	通信	7.3 (7.3)	298.5 (303.5)	909.2 (963.5)
衣服・その他の繊維既製品	245.8 (245.8)	62.7 (64.8)	110.2 (117.4)	産業用電気機器	0.0 (0.0)	1.7 (1.8)	1.0 (1.1)	放送	0.0 (0.0)	60.0 (60.7)	74.1 (78.7)
木材・木製品	0.0 (0.0)	8.5 (9.2)	0.8 (1.2)	民生用電気機器	21.3 (21.3)	0.0 (0.0)	1.3 (1.3)	情報サービス	0.0 (0.0)	84.0 (86.2)	45.6 (49.4)
家具・装備品	14.4 (14.4)	9.6 (9.7)	4.0 (4.3)	電子応用装置・電気計測器	0.0 (0.0)	0.1 (0.1)	0.1 (0.1)	インターネット附随サービス	0.0 (0.0)	63.7 (65.0)	98.5 (104.9)
パルプ・紙・板紙・加工紙	0.0 (0.0)	15.8 (16.9)	-31.5 (-32.7)	その他の電気機械	0.0 (0.0)	1.7 (1.7)	3.8 (4.0)	映像・音声・文字情報制作	40.6 (40.6)	132.0 (135.4)	106.9 (115.1)
紙加工品	0.0 (0.0)	76.3 (91.7)	24.5 (34.3)	通信・映像・音響機器	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	公務	0.0 (0.0)	70.2 (80.2)	109.8 (120.6)
印刷・製版・製本	0.0 (0.0)	53.8 (58.4)	20.8 (24.9)	電子計算機・同附属装置	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	教育	652.1 (652.1)	45.0 (46.7)	685.6 (725.4)
化学肥料	0.0 (0.0)	3.5 (5.7)	1.1 (2.3)	乗用車	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	研究	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	5.8 (6.1)
無機化学工業製品	0.0 (0.0)	13.7 (17.0)	2.8 (4.8)	その他の自動車	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.1 (0.1)	医療	100.6 (100.6)	0.7 (0.7)	828.2 (874.7)
石油化学系基礎製品	0.0 (0.0)	0.1 (0.1)	0.0 (0.0)	自動車部品・同附属品	0.0 (0.0)	0.8 (0.8)	0.5 (0.6)	保健衛生	0.0 (0.0)	5.6 (5.6)	32.7 (34.6)
有機化学工業製品(石油化学系基礎製品・合成樹脂を除く。)	0.0 (0.0)	2.3 (2.9)	0.5 (0.5)	船舶・同修理	0.0 (0.0)	9.7 (13.0)	2.2 (3.5)	社会保険・社会福祉	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	600.5 (634.2)
合成樹脂	0.0 (0.0)	1.1 (1.2)	0.3 (0.4)	その他の輸送機械・同修理	0.0 (0.0)	3.4 (3.4)	-0.5 (-0.5)	介護	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	36.1 (38.1)
化学繊維	0.0 (0.0)	5.3 (5.3)	1.8 (1.9)	その他の製造工業製品	65.8 (65.8)	4.3 (4.4)	6.3 (6.7)	他に分類されない会員制団体	59.8 (59.8)	97.5 (103.0)	304.8 (324.4)
医薬品	0.0 (0.0)	0.9 (1.0)	5.3 (5.6)	再生资源回収・加工処理	0.0 (0.0)	18.1 (19.6)	11.0 (12.4)	物品賃貸サービス	707.5 (707.5)	319.9 (329.1)	82.2 (92.3)
化学最終製品(医薬品を除く。)	26.9 (26.9)	5.0 (5.9)	7.2 (8.0)	建築	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	広告	0.0 (0.0)	15.1 (15.9)	4.4 (5.2)
石油製品	485.6 (485.6)	139.7 (144.6)	62.7 (68.9)	建設補修	0.0 (0.0)	85.3 (87.6)	34.2 (37.7)	自動車整備・機械修理	0.0 (0.0)	287.4 (303.0)	190.9 (210.1)
石炭製品	0.0 (0.0)	10.9 (11.1)	2.0 (2.3)	公共事業	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	その他の対事業所サービス	0.0 (0.0)	1543.7 (1584.1)	567.3 (625.7)
プラスチック製品	0.0 (0.0)	27.3 (32.7)	9.2 (12.7)	その他の土木建設	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	宿泊業	11088.1 (11088.1)	0.0 (0.0)	92.9 (98.1)
ゴム製品	0.0 (0.0)	0.8 (0.8)	0.7 (0.7)	電力	0.0 (0.0)	1002.9 (1024.4)	192.3 (221.9)	飲食サービス	7086.4 (7086.4)	178.1 (178.1)	933.7 (986.2)
なめし革・革製品・毛皮	115.3 (115.3)	3.4 (3.4)	8.6 (9.1)	ガス・熱供給	0.0 (0.0)	61.7 (62.4)	23.5 (25.4)	洗濯・理容・美容・浴場業	396.2 (396.2)	279.8 (279.9)	401.1 (423.8)
ガラス・ガラス製品	22.2 (22.2)	0.3 (0.4)	0.1 (0.1)	水道	0.0 (0.0)	333.5 (339.2)	157.9 (170.4)	娯楽サービス	2447.6 (2447.6)	45.9 (46.1)	528.1 (557.8)
セメント・セメント製品	0.0 (0.0)	1.9 (1.9)	0.8 (0.9)	廃棄物処理	0.0 (0.0)	984.5 (988.7)	128.0 (138.8)	その他の対個人サービス	331.7 (331.7)	40.0 (40.4)	241.9 (255.8)
陶磁器	0.0 (0.0)	1.3 (1.3)	0.2 (0.2)	商業	5527.5 (5527.5)	2371.1 (2568.6)	2816.3 (3082.1)	事務用品	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)
その他の窯業・土石製品	0.0 (0.0)	1.3 (1.5)	1.3 (1.5)	金融・保険	0.0 (0.0)	1148.8 (1176.1)	2135.4 (2272.9)	分類不明	0.0 (0.0)	333.7 (381.2)	84.6 (111.3)
鉄鉄・粗鋼	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	不動産仲介及び賃貸	0.0 (0.0)	840.0 (853.5)	439.1 (472.6)	合計	46489.4 (46633.6)	15388.6 (18023.0)	22727.3 (25453.6)

出所) 筆者作成。

注) 各部門の上段はシミュレーション前の数値を、下段は第5節において自給率改善のシミュレーションを行った後の数値を示す。

あった。表3の上段の各経済効果の合計が、愛媛県の部門別観光消費額が誘発する部門別所得額（愛媛県の部門別観光消費の部門別生産額に対する貢献分を所得評価したもの）である。なお、 $M^0$ について、本稿で修正した部門は、サービス支出（「公務」～「介護」，「物品賃貸サービス」，「宿泊業」～「その他の対個人サービス」），商業部門，および貨物運賃（「鉄道輸送」～「郵便・信書便」）である。ただし、貨物運賃は、県外への移動を伴う県外客分については、表1のデータ作成時に調整している。また、(6)式から計算される平均消費傾向は、0.67である。

表3の上段の数値において、「直接効果」，「間接1次効果」，および「間接2次効果」の全部門合計を足した額は84,605.3百万円であり、表1の観光消費の合計額90,558.5百万円と比べて小さく、観光消費は、その需要の大きさに見合う所得をもたらしていないことが分かる。このように観光消費の経済効果が小さい原因は何であろうか。

表3の上段の数値をみると、一般的に考えられているとおり、愛媛県においても「宿泊業」と「飲食サービス」が観光関連の主要産業であることが分かる。そこで、これらの産業から観光消費の経済効果が小さい理由を考えてみよう。考察する際の指標は、第2節で明らかにしたとおり、直接効果および間接効果における「移輸入率（あるいは自給率）」と、間接効果における「雇用者所得率」である。

「宿泊業」と「飲食サービス」については、直接効果にかかる移輸入率は0（自給率100%）と想定されているため、これらの産業で問題となるのは間接効果が小さいことである。従って、両産業部門の部門別中間投入割合をみると、「宿泊業」については「商業」部門に次いで「食料品」部門から、「飲食サービス」については「食料品」部門から多く原材料を調達していることが確認できる。そこで、「食料品」部門に注目し、食料品部門の自

給率を確認すると、約30.2%と低く、愛媛県の食料品産業は、県外からの調達に多くを依存していることが分かる。すなわち、観光消費需要が発生しても、観光主要産業である「宿泊業」と「飲食サービス」の両部門の主な原材料である食料品の自給率が低いために、経済効果が県外へ漏れてしまっていることが窺える。

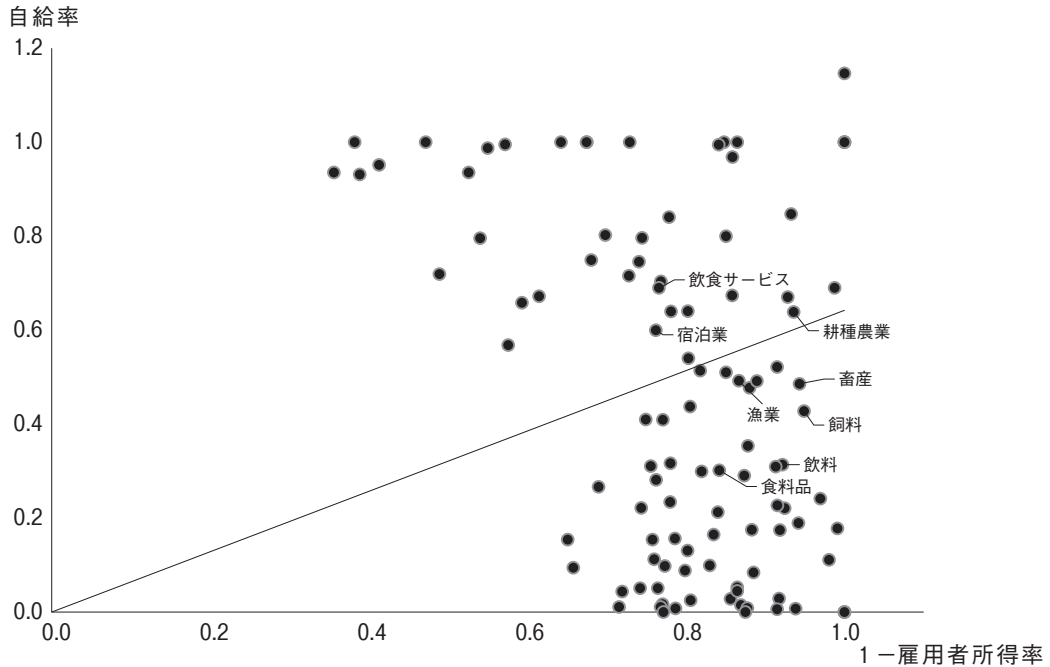
さらに、「食料品」部門の主な原材料購入先をみると、「畜産」，「耕種農業」，「漁業」などの部門となっている。これらの部門を加え、「間接2次効果」が生じるうえで重要な雇用者所得率を確認すると、宿泊業23.8%，飲食サービス23.4%，食料品15.8%，畜産5.7%，耕種農業6.4%，漁業13.3%である。これらの全産業部門における位置づけをみてみよう。

図1は、横軸に1－雇用者所得率を、縦軸に自給率をとって各部門をプロットしたものである。図の上方にプロットされた部門ほど自給率が大きく、右方にプロットされた部門ほど雇用者所得率は小さい。図中に引かれた直線は、自給率/(1－雇用者所得率)の全部門平均値を傾きとして描かれており、特に「食料品」や「畜産」，「漁業」部門の値が平均を大きく下回っていることが確認できる。

以上により、観光関連主要産業である「宿泊業」と「飲食サービス」の関連産業である「食料品」，「耕種農業」，「畜産」，「漁業」等の食料品関連部門の自給率や雇用者所得率が低いことが原因で、間接効果が波及せず、観光消費の経済効果を小さくしていると考えられる。

## 5. シミュレーション

「消費内生・観光消費外生化モデル」の推計式である(20)式と、前節の分析結果を踏まえ、観光消費の経済効果に影響を与える原因を操作することで、経済効果がどれだけ改善されるか試算してみよう。



出所) 筆者作成。

図1 自給率と雇業者所得率

### 5.1 自給率の改善

「食料品」等の食料品関連部門は、表3の上段の数値をみると間接2次効果よりも間接1次効果の方が大きいため、自給率の方に着目し、「耕種農業」の自給率が35ポイント、「食料品」、「飲料」、「畜産」、「漁業」、「飼料・有機質肥料」の各部門の自給率が38ポイント増加した場合で試算してみよう。その結果を示したのが表3の下段の数値であり、ほとんどの産業にプラスの所得効果が生じて、観光消費の合計額にほぼ見合う、経済全体で90,110.3百万円の富が誘発されることが分かる。従って、愛媛県において観光消費の経済効果を高めるには、地元の食材を使用する地産地消の取り組みが重要であると指摘できる。

地産地消については、多くの研究により、実現するうえでの課題が明らかにされている。水産物の地産地消について、漁協が流通・販売に積極的に関わる必要性を検討した佐久間(2008)や、学校給食における地場食材の使用

について、納入単価や出荷量、出荷規格等の調整による安定供給にJAが関わって流通支援している事例を報告した山田・八木・松宮(2016)が指摘するとおり、地産地消を実現するには、生産・加工から流通・販売までの各段階に携わる主体の積極的な参加が不可欠である。また、沖縄県が実施している飲食店の地産地消の取組み「おきなわ食材の店」登録制度の効果を検討した上岡・田中・望月(2016)の事例のように、行政もまた積極的に関わり、地域ぐるみで取り組むことが欠かせない。さらに、岡田(2017)は、地域内で生産された農産物を地域住民だけではなく、地域外の消費者に消費してもらうことが重要であることを指摘している。商品開発を伴った神戸産農水産物をブランド化して魅力ある食材にするとともに、ホテルやレストラン等で神戸産の農水産物の利用を増やし、生産者と食提供者(料理人)が連携して観光に繋げる取組みを検討した高橋(2015)が提示するよう

に、地元の食と観光とを連携させて地域活性化に結び付けることが求められる。

## 5.2 県外客の増加

(20)式は、県内客・県外客の観光消費それぞれがもたらす経済効果(所得効果)に区分して計算することもできる。そこで、この視点から観光消費の経済効果を考察してみよう。県内客の観光消費がもたらす経済効果の全部門合計は8,886.6百万円、県外客の観光消費がもたらす経済効果の全部門合計は75,718.7百万円であり、それらを足すと84,605.3百万円となり、その値はもちろん表3の上段の数値と一致する。

ところで、(20)式で明らかのように、移輸出の一部である「県外客」の観光消費は、直接効果において移輸入による漏れを生じないため、その変動の影響は、「県内客」の観光消費よりも大きいと考えられる。そこで、観光消費額の総額は不変のまま、観光消費額のほとんどを県外客分に振り向けるように、県外客分を6ポイント増やして104,606.0百万円(約95%)とし、県内客分を6ポイント減らして5,494.0百万円(約5%)として試算してみよう。

計算の結果、県内客の観光消費がもたらす経済効果の全部門合計は4,036.6百万円、県外客の観光消費がもたらす経済効果の全部門合計は80,870.5百万円であり、それらを足すと84,907.1百万円となり、変更前の数値からあまり上昇していない。愛媛県の場合、分析対象年時点で既に観光消費額の多くを県外客分が占めている(98,000.0百万円 $\times$ 100/(98,000.0百万円+12,100.0百万円)=89%)ため、「県外客分の割合」は、観光消費の経済効果が小さいことの主たる原因ではないということが分かる。

## 6. おわりに

本稿は、愛媛県における観光がもたらす経済効果を推計し、そこから考えられる地域振

興策としての課題を抽出して、解決策を示すことを目的に考察を行った。愛媛県の部門別観光消費額を求めたうえで、独自に構築した「消費内生化・観光消費外生化モデル」で推計した。得られた主要な結論は、以下のとおりである。

愛媛県における観光消費は、その需要の大きさに見合う所得をもたらししていないことが明らかとなった。観光消費の経済効果に影響を与える要因には、「自給率」、「雇用者所得率」、および「観光消費額の県外客分の割合」が挙げられるが、それらのうち、本稿が主たる原因として明らかにしたのが、観光関連主要産業の「宿泊業」と「飲食サービス」の主な原材料である食料品の自給率の低さである。そこで、「食料品」、「飲料」および食料品と関連の深い「耕種農業」、「畜産」、「漁業」、「飼料・有機質肥料」の各部門の自給率を増加させたシミュレーションを行うと、ほとんどの産業にプラスの所得効果が生じ、観光消費の合計額にほぼ見合う所得が誘発されることが分かった。従って、愛媛県が観光で地域振興を図るには、これらの産業が地元の食材を使用する仕組みづくりが必要と考えられる。

県内で観光消費需要が生じてても、県内産で賄われない限り、経済効果は県外へ漏れてしまう。従って、観光施策をより効果のあるものとするためには、地元の食料品関連の業界と、飲食事業者やホテル・旅館とが一体となって地産地消に取り組むことが必要であり、その実現には、行政が関与して両者を繋ぐ政策が不可欠であると指摘できよう。なお、本稿では、雇用者所得率の改善効果についても考察し、雇用者所得率がそれぞれ「耕種農業50ポイント」、「食料品15ポイント」、「飲料45ポイント」、「畜産10ポイント」、「漁業25ポイント」、「飼料・有機質肥料10ポイント」と、上限値である粗付加価値率に近い値まで増加した場合で試算してみたが、観光消費がもたらす所得は経済全体で85,083.3百万円となり、

大きな改善は確認されなかった。技術進歩によって粗付加価値率が上昇し、それに伴って雇用者所得率をさらに改善させた場合の効果

を考察することも必要な作業であるが、それについては触れておらず、今後の課題とした。

### 謝辞

本稿の執筆にあたり、本誌2名の匿名レフェリーの方々から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げます。もちろん本文中に誤りがあるとすれば、それはすべて筆者の責任に帰するものである。

### 注

- 1) レオンチェフ・モデルにおける「直接効果」は、最終需要の変化が直接的にもたらす生産額の増加額であり、ケインズ・モデルにおける最終需要の変化がもたらす所得の第1ラウンドの増加額とは異なることに留意。
- 2) 観光消費需要に端を発した波及過程を生じさせ、観光消費を起因とする経済効果を算出できるようにするために、観光消費を外生変数としている。ただし、民間消費支出から観光消費支出(県内客分)を抜き出したことにより、抜き出す前の消費内生モデルと比較すると逆行列係数の数値は総じてより小さくなる。これは、観光消費需要は波及過程の起点において所得を誘発するが、その後の無限のフィードバック効果は、観光消費を除く民間消費支出に対して生じることになるからである。よって、本稿のモデルは、観光消費需要が誘発した所得が、さらなる観光消費需要を誘発することは想定しないことを前提としている。
- 3) 産業連関モデルでは、他地域からの需要である移輸出は、移輸入品を含まない形で定義される。すなわち、他地域で生産された最終生産物が域内に移輸入されて、そのまま他地域へ移輸出されるような、単なる通過取引は想定されないことになっている(なお、原材料等の中間生産物の域外生産による漏れは、逆行列の中で計算されている)。本稿では、県外客の観光消費は他地域からの需要であるから移輸出と捉えて分析しており、県外客が購入するお土産などの最終生産物の域外生産の調整は行っていない(ただし、表1の注のとおり、「旅行会社収入」や「交通費」の調整は行っている。)
- 4) 観光庁(2009:65), 土居他(2020:92, 101, 118-119)を参照。
- 5)  $(I-M)(A+kdw)=B$ とおくと、(17)式は、 $x^T=(I-B)^{-1}(I-M)\tau^c+(I-B)^{-1}\tau^e$ であるから、右辺は次のとおり展開される。

$$\begin{aligned} & (I+B+B^2+\dots)(I-M)\tau^c+(I+B+B^2+\dots)\tau^e \\ &= (I-M)\tau^c+B(I-M)\tau^c+B^2(I-M)\tau^c+\dots+\tau^e+B\tau^e+B^2\tau^e+\dots \\ &= (I-M)\tau^c+(I+B+B^2+\dots)B(I-M)\tau^c+\tau^e+(I+B+B^2+\dots)B\tau^e \\ &= (I-M)\tau^c+(I-B)^{-1}B(I-M)\tau^c+\tau^e+(I-B)^{-1}B\tau^e \end{aligned}$$

よって、(18)式となる。

- 6) 第j部門が第i部門から購入した中間投入額を $X_{ij}$ と表記すると、 $\sum_{j=1}^n X_{ij}(j=1, 2, \dots, n)+V_j(j=1, 2, \dots, n)=X_i(i=1, 2, \dots, n)$ であるから、(2)式における粗付加価値率は、生産額と連結させるように定義することもできる。
- 7) 国土交通省観光庁(2017)における、311頁の参考表「購入時期別内部観光消費及び国民観光消費」の「国内宿泊旅行」「国内日帰り旅行」それぞれの「旅行中支出」データから、観光消費の品目別比率を計算した。
- 8) 注釈7の資料における、319頁の図表IV-3「分析用産業連関表部門と旅行・観光サテライト商品分類の対応」。
- 9) 直接効果と間接1次効果を足すと、レオンチェフ・モデルの波及効果を所得評価した $V[I-(I-M)A]^{-1}[(I-M^0)\tau^c+\tau^e]$ となる。

## 参考文献

- 芦谷恒憲 (2015) 「兵庫県観光GDPの推計と利用上の課題について」『統計学』108, 53-62頁.
- 居城琢 (2006) 「家計内生化による日本経済のCO<sub>2</sub>排出構造の変化—産業部門と家計との相互作用—」『産業連関』14(1), 17-26頁.
- 上岡美保・田中裕人・望月洋孝 (2016) 「飲食店による地産地消の活動意義に関する研究—沖縄県「おきなわ食材の店」の取り組みを事例に—」『農村生活研究』59(1), 40-50頁.
- 愛媛県 (2015a) 「平成27年観光客数とその消費額」(参照日2021年7月24日 <https://www.pref.ehime.jp/h14500/3859/documents/h27syoughigaku.pdf>)
- 愛媛県 (2015b) 「2015年愛媛県産業連関表」(参照日2021年7月24日 <https://www.pref.ehime.jp/toukei-box/datapage/sanren/sanren-p01.html>)
- 大分県・大分大学 (2013) 「旅行者・観光客の消費がもたらす県内産業への経済波及効果について」(参照日2022年3月12日 <https://www.pref.oita.jp/uploaded/attachment/168318.pdf>)
- 岡田登 (2017) 「鹿児島市におけるバルイベントを通じた地産地消の取組み」『地域研究』58A, 15-27頁.
- 沖縄県 (2011) 「平成22年度観光統計実態調査(観光消費による経済波及効果の推計)報告書」(参照日2021年9月1日 <https://www.pref.okinawa.lg.jp/site/bunka-sports/kankoseisaku/documents/h21hakyuukoukhoukousyo.pdf>)
- 金城盛彦 (2009) 「ツーリズムの経済効果分析の課題(2)派生需要の過大評価の可能性について」『東海大学紀要政治経済学部』41, 117-125頁.
- 国土交通省 (2004) 『旅行・観光産業の経済効果に関する調査研究Ⅳ』.
- 国土交通省 観光庁 (2009) 『旅行・観光産業の経済効果に関する調査研究Ⅴ』.
- 国土交通省 観光庁 (2015) 『観光地域経済の「見える化」推進事業報告書』.
- 国土交通省 観光庁 (2017) 『2015年旅行・観光産業の経済効果に関する調査研究』.
- 佐久間美明 (2008) 「水産物における地域流通の研究課題」『地域漁業研究』48(3), 1-11頁.
- 高橋広行 (2015) 「神戸産農水産物の6次産業化を通じた地域ブランド化」『マーケティングジャーナル』35(1), 66-87頁.
- 土居英二・浅利一郎・中野親徳編 (2019) 『はじめよう地域産業連関分析 [改訂版] 基礎編』日本評論社.
- 土居英二・浅利一郎・中野親徳編 (2020) 『はじめよう地域産業連関分析 [改訂版] 事例分析編』日本評論社.
- 中村良平・長宗武司 (2022) 「地域雇用産業連関モデルの開発と適用」『岡山大学経済学会雑誌』53(3), 103-126頁.
- 野村淳一・木下真・齋藤英智・朝日幸代 (2011) 「山口県4地域間産業連関表を用いた周遊観光が及ぼす経済効果」『産業連関』19(3), 72-93頁.
- 藤本利躬 (1993) 「観光消費の地域産業連関分析について」『岡山大学経済学会雑誌』24(4), 25-48頁.
- 山田浩子・八木洋憲・松宮朝 (2016) 「JA仲介による都市近郊地域の学校給食への地場食材供給—兵庫県三田市・JA兵庫六甲を対象とした実証分析—」『農村計画学会誌』35(3), 434-441頁.
- Miyazawa, K. (1960), "Foreign Trade Multiplier, Input-Output Analysis and the Consumption Function," *The Quarterly Journal of Economics*, 74(1), pp.53-64.
- Miyazawa, K. and Masegi, S. (1963), "Interindustry Analysis and the Structure of Income-Distribution," *Metroeconomica*, 15, pp.89-103.

# Economic Analysis of Tourism Consumption in Ehime Prefecture

Kenji HAMAMOTO\*

## Summary

This study examines the economic effects of tourism consumption in Ehime prefecture using data on tourism consumption amount and the input-output table for the prefecture. For the analysis, a “consumption endogenization/tourism consumption exogenization model” was created by separating the tourism consumption vector from the private consumption expenditure vector as well as the domestic and foreign export vector. The results of the examination using this uniquely structured model found that tourism consumption in Ehime prefecture does not produce an effect that corresponds to the magnitude of its demand. The reason for this is that the prefecture’s food self-sufficiency rate, which is a measure of production for the main raw material for the two main tourism-related industries—lodging and food and beverage services—is low. Therefore, even if tourism consumption demand is created, its economic effect tends to flow out of the prefecture. For Ehime prefecture to promote regional development through tourism, it is essential to create a mechanism that encourages the lodging and food and beverage service industries to use local food ingredients.

## Key Words

Tourism consumption, Input-output analysis, Local production for local consumption, Self-sufficiency rate

---

\* Faculty of Economics, Matsuyama University  
e-mail : k.hamamoto@g.matsuyama-u.ac.jp



# デフレ調整における目的と手段の理論的不整合

## — 生活扶助相当CPIによる生活保護基準引下げの問題点 —

鈴木雄大\*

### 要旨

国が2013年から実施した生活保護基準の引下げの大部分は、国によれば、生活保護世帯と一般世帯との間の不均衡の是正を「目的」として、生活扶助相当CPIの下落を根拠としたデフレ調整によってこれを達成しようとしたものである。

デフレ調整によって物価変動を考慮する場合、不均衡の是正の対象は名目値ではなく実質値でなければならない。生活保護世帯の可処分所得では、その実質値が対象となっているのに対して、一般世帯ではその対象が明確にされておらず曖昧である。生活扶助基準を生活扶助相当CPIの下落率と同率で減額することで、実質値での不均衡を是正することはできない。生活保護世帯の物価変動を生活扶助相当CPI以外の物価指数によって測定する場合も、実質値での不均衡を是正する生活扶助基準の引下げ幅はこの物価指数の下落率とは一致しない。デフレ調整には、その目的と手段との間に理論的不整合が存在する。

### キーワード

消費者物価指数, 生活扶助相当CPI, デフレ調整, 生活保護基準引下げ違憲訴訟

### 問題の所在

国は、2013年8月から3回に分けて生活保護基準の引下げを実施した<sup>1)</sup>。この引下げのおよそ86%は「デフレ調整」によるものであった。デフレ調整において、国が生活保護世帯の物価変動を測定したとする指標は、厚生労働省が独自の方法で算出した「生活扶助相当CPI」であった。生活扶助相当CPIに関しては、多方面からいくつもの問題点が指摘されている。上藤（2014, 2017, 2020）は、生活扶助相当CPIの算出について、Laspeyres指数と、Paashe指数と数学的に一致する指数という2つの異なる計算原理に基づく指数が使

用されていること、異なるバスケットに基づく物価指数が算出されていること、生活扶助相当CPIがILO（2004）に示される国際規準を満たしていないこと、などの理論的問題点を指摘している。鈴木（2022a, b）は、一般世帯と生活保護世帯の消費実態の相違という点から、生活扶助相当CPIが生活保護世帯の生計費の変動を測定する指標として求められる性格を有していないことを指摘している。阿部（2021）および古賀（2021）は、生活扶助相当CPIの特異な算出方法により、「教養娯楽用耐久財」の指数の下落が生活扶助相当CPIの下落に大きく寄与したことを指摘している。このように、デフレ調整を実施する前提の下で、デフレ調整に用いられた生活扶助相当CPIそのものの不適切性は、すでに多方面か

\* 正会員, 北海学園大学経済学部  
e-mail : tsuzuki@hgu.jp

ら明らかにされている（傍点は筆者による。以下同様）。

他方で、その前提となるデフレ調整の実施そのものの合理性について、デフレ調整の目的と手段が経済学的視点から理論的に整合的であるか否かに関する議論はなされていない。国によれば、デフレ調整は、一般世帯の賃金や消費が減少する中で生活扶助基準が据え置かれたことにより、生活保護世帯の可処分所得が一般世帯と比較して相対的に増加したこと、およびデフレ傾向が続く中で生活扶助基準が据え置かれたことにより、生活保護世帯の可処分所得が実質的に増加したこと、の2点から生じた、一般世帯と生活保護世帯との不均衡の是正が目的とされている。しかし、この2点から、デフレ調整の実施が一般世帯と生活保護世帯との不均衡を是正すると理論的に結論付けることはできない。本稿では、生活保護基準引下げの取消しを求めて全国29都道府県で争われている「生活保護基準引下げ違憲訴訟」における国の主張の検討を通じて、この理論的な矛盾を明らかにする。これを達成するため、本稿ではデフレ調整を次の3つに分解する。すなわち、国が主張する前述のデフレ調整の「目的」、物価変動率と同率で生活扶助基準を引き下げるという「手段」、そこで用いられた生活扶助相当CPIという具体的な「指標」、である。

### 1. デフレ調整の目的とその根拠

2013年8月から3回に分けて実施された生活扶助基準引下げの最も大きな部分は「デフレ調整」を根拠とした引下げであった。厚生労働省(2013b)はデフレ調整による生活扶助基準引下げの理由について、「前回見直し(平成20年)以降、基準額は見直されていないが、その間デフレ傾向が続いている。このため、実質的な購買力を維持しつつ、客観的な経済指標である物価を勘案して基準額の改定を行う」(厚生労働省, 2013b: 4)としてい

る。この記述は、物価変動を除いた実質値の水準が維持されるように、物価下落分に対応する名目値(生活扶助基準)の引下げを実施することのみ言及している。生活保護基準引下げ違憲訴訟では、デフレ調整について、国からより詳細な説明や主張が展開されている。たとえば札幌地裁判決において、国は「デフレ調整の判断に至った経緯」について、次のとおり主張している(札幌地方裁判所, 2021: 49-50)。

「平成19年検証の結果、生活扶助基準が一般低所得世帯の消費実態と比較して高いとされながら、平成19年検証に基づく減額改定を行わなかったこと、その上、平成20年9月のリーマンショックに端を発する世界金融危機によって、賃金、物価及び家計消費が下落する経済情勢にあり、一般低所得世帯の消費水準等が下落する一方、その経済動向を踏まえた減額改定が行われずに据え置かれてきた結果、一般国民との均衡は更に崩れた状況にあり、本件生活扶助基準の改定前の水準は、一般低所得世帯の生活実態との均衡が大きく崩れた状態(生活保護受給世帯の基準額が高い状態)となっていたが、平成25年検証では展開部分<sup>2)</sup>に関する抜本的な見直しが行われる一方、生活扶助基準の水準が妥当か否かの評価・検証は行われなかった。

そして、平成20年以降の経済動向をみると、上記のとおり、一般国民の消費水準が下落する一方、デフレ傾向にもかかわらず生活扶助基準が据え置かれたことによって、生活保護受給世帯の可処分所得が相対的、実質的に増加した(平成20年以降の据置きによって基準額が実質的に引き上げられた)と評価できる状況にあった。…(中略)…

以上のことなどを踏まえ、厚生労働大臣は、平成20年以降の物価を生活扶助基準に反映させることによって、生活保護受給世帯の可処分所得が相対的、実質的に増加したこと

(基準の実質的な引上げ)による一般国民と世帯の間の不均衡を是正することとした。」

本稿では、上記判決中の「生活保護受給世帯の可処分所得が相対的、実質的に増加した」という点に焦点を絞り、国が主張するデフレ調整実施の根拠、およびその目的と手段の整合性について検討する。

検討に先立ち、生活保護世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」ことの意味を明確にしなければならない。そこで、札幌地裁における国の主張を整理すると、主張のポイントとして以下の4点が挙げられる。すなわち、「①当該期間において一般世帯あるいは一般低所得世帯の消費水準が下落していたこと」、「②当該期間において生活扶助基準が据え置かれたこと」、「③当該期間において物価が下落していたこと」、「④これら3点から生活保護受給世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」こと」、である。

「①一般世帯の消費水準が下落していたこと」、および「②生活扶助基準が据え置かれたこと」の2点から、名目値では一般世帯の消費水準に対して、生活保護世帯の可処分所得が「相対的に増加した」といえる。「②生活扶助基準が据え置かれたこと」、および「③物価が下落していたこと」の2点から、生活保護

世帯の可処分所得が「実質的に増加した」といえる。「相対的に増加した」とは、一般世帯と生活保護世帯の名目値を比較したものであり<sup>3)</sup>、「実質的に増加した」とは、一般世帯との比較はされておらず、生活保護世帯に限定されたものである。これらの関係は図1のとおり整理できる。

図1から明らかなように、一般世帯の名目値と一般世帯の実質値の関係、および一般世帯の実質値と生活保護世帯の実質値の関係は、前述の国の主張のみからは導けない。国は①、②、③から「④生活保護受給世帯の可処分所得が相対的、実質的に増加した」と主張しており、この「相対的、実質的に増加した」とすることの意味が不明確である。

## 2. 「相対的、実質的増加」の2つの解釈

図1の整理、および前述の国の主張から、「相対的、実質的に増加した」ことの意味について2つの解釈が考えられる。

図1から、生活保護世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」ことの意味を解釈すれば、「名目値では一般世帯に対して相対的に増加し、名目値は据え置かれて不変かつ物価が下落したため実質値が増加した(ただし、一般世帯との比較はできない)」となり、「相対的」は「名目値」にのみかかる語句とな

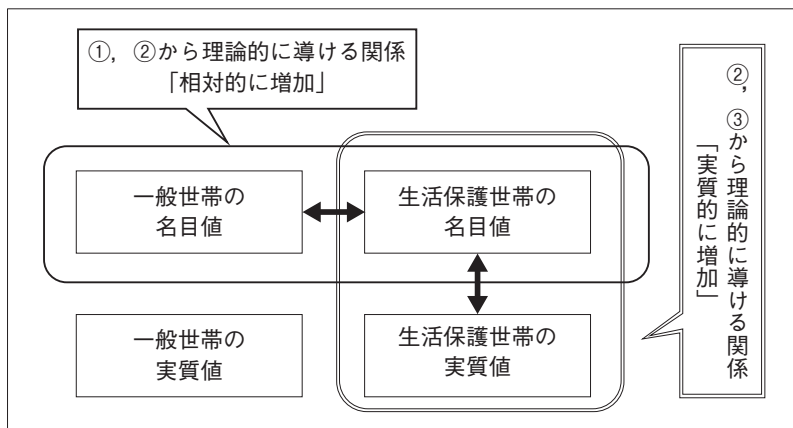


図1 国の主張の論理関係

る。この解釈を前提とすると、国の主張には大きな理論的不整合が生じる。是正の対象となる不均衡は「名目値と名目値の不均衡」であるにもかかわらず、それを「名目値を物価変動率と同率で引き下げること」によって是正すると主張している点である。換言すれば、名目値と名目値の不均衡の是正という「目的」に対する合理的な「手段」が、「生活保護世帯の実質値を維持する水準への名目値の引下げ」とされ、一般世帯の実質値との関係が全く考慮されていないことである。名目値の不均衡を是正するのであれば、名目値である生活扶助基準を一般世帯の消費水準の名目変化率と同率で変化させるのが当然であり、これは「水準均衡方式」の基礎的な考え方である。名目値の相対的な変化と物価変動率は全く異なるものであり、デフレ調整は名目値の不均衡の合理的な是正方法ではない。この解釈を前提とすれば、国は生活扶助基準を引き下げられればその根拠の理論的合理性や整合性は問わないと主張していることになる。物価の変動を考慮しようとするデフレ調整という手段を用いるならば、不均衡とその是正の対象は実質値でなければならず、この解釈は理論的に成立しない。

「相対的、実質的に増加した」とする主張のもうひとつの解釈は、「相対的かつ実質的に増加した」、すなわち、「実質値で見て相対的に増加した」とするものである。物価変動率を考慮することは実質値を見ることを意味することから、一般世帯の実質値と生活保護世帯の実質値を比較していると解釈する。し

かし、この解釈を前提とした場合にも国の主張には理論的不整合が生じる。前節に示した札幌地裁における国の主張のポイント、すなわち、「①一般世帯の消費水準の下落」、「②生活扶助基準の据置き」、「③物価の下落」の3点から「実質値で見た相対的な増加」を理論的に導くことはできない。これは、一般世帯と生活保護世帯の支出デフレーターが、それぞれの世帯の消費バスケット（ウエイト）と個別品目の価格の動向（品目別価格指数）によって決定されるため、それぞれの世帯が直面する物価の変動率が異なるからである。たとえば、次の表1のモデルケースを考える。基準時から比較時にかけての一般世帯の名目消費の変化率が-10%、一般世帯の物価変動率が-20%、生活保護世帯の名目可処分所得の変化率が0%（据置き）、生活保護世帯の物価変動率が-10%であったとする。

表1では、一般世帯の消費の実質値は12.5%増加し、生活保護世帯の可処分所得の実質値は11.1%増加している。一般世帯に対する生活保護世帯の比率を見ると、名目値では相対的に増加したが、実質値ではむしろ相対的に減少している。「実質値で見た相対的な変化」は、名目値の変動に加えて物価の変動を考慮しなければならないため、国の主張するデフレ調整の根拠のみから「実質値で見て相対的に増加した」と結論づけることはできない。

ところが、前掲の札幌地裁判決における以下の主張は、一般世帯に対する生活保護世帯の可処分所得が「実質値で見て相対的に増加

表1 モデルケースの数値例(1)

	一般世帯	生活保護世帯	基準時を1とした時の一般世帯に対する生活保護世帯の比率
名目	-10%	0%	1.111
物価変動率	-20%	-10%	
実質	12.5%	11.1%	0.988

した」という解釈を前提としなければ成立しない。すなわち、「厚生労働大臣は、平成20年以降の物価を生活扶助基準に反映させることによって、生活保護受給世帯の可処分所得が相対的、実質的に増加したこと（基準の実質的な引上げ）による一般国民との間の不均衡を是正することとした」（札幌地方裁判所，2021：50）との主張である。ここでは、物価を反映させる、すなわち、物価下落率と同率で名目値である生活扶助基準を引き下げることによって、一般世帯との間の相対的、実質的な不均衡を是正できると主張している。デフレ調整によって一般世帯の名目値と生活保護世帯の実質値の不均衡を是正することに理論的合理性は存在しないため、国の主張から判断すれば、生活保護世帯の可処分所得の「相対的、実質的増加」は、「実質値で見て相対的に増加した」という意味で用いられていると解釈せざるを得ない。

以上の検討から、札幌地裁判決における、生活保護世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」との主張は、「名目値で相対的に増加し、名目値は不変であるが実質値では増加した」と解釈すればデフレ調整の目的と手段の理論的整合性が取れず、「実質値で見て相対的に増加した」と解釈すれば、国が主張する前提事実から理論的に導くことができないため、いずれも理論的に矛盾している。

後者の解釈、すなわち、「実質値で見て相対的に増加した」との解釈を前提とする場合、ひとつの仮定を置くことにより国の主張が成立するケースが存在する<sup>4)</sup>。その仮定とは、

「一般世帯の物価変動と生活保護世帯の物価変動が等しい」というものである。一般世帯と生活保護世帯の物価変動が等しいとすれば、一般世帯の消費水準と生活保護世帯の可処分所得は、名目値での相対的変動と実質値での相対的変動が等しくなる。表1のモデルケースを一部変更し、一般世帯と生活保護世帯の物価変動率がいずれも-20%であったとすると、表2のモデルケースとなる。

表2から、一般世帯と生活保護世帯の物価指数が同一であれば、これらの世帯間で名目値の相対的増加と実質値の相対的増加が同率かつ同時に成立する（表2中の2つの比率「1.111」がこれを示す。）。国が主張する「デフレ調整の判断に至った経緯」は、一般世帯と生活保護世帯の物価変動が等しいという仮定なしに常に成立するものではないため、国はデフレ調整の実施に当たって、この仮定をおいて判断を行ったことになる。換言すれば、国は一般世帯と生活保護世帯の物価変動を同じ指標（たとえば総務省CPI）を用いて測定することを前提として、デフレ調整の実施の判断をしたことになる。国がデフレ調整に用いた指標について、「客観的な経済指標である消費者物価指数」（富山地裁において2015年6月15日付で国が提出した「答弁書」：42）と繰り返し主張していることは、国が前述の仮定を置いていたことの証左ともいえる。しかし、デフレ調整に当たって実際に用いられた指標は厚生労働省が独自に作成した「生活扶助相当CPI」であった。国は、物価の変動を測定する客観的な指標として「消費者物価指

表2 モデルケースの数値例(2)

	一般世帯	生活保護世帯	変化前を1とした時の、一般世帯に対する生活保護世帯の比率
名目	-10%	0%	1.111
物価変動率	-20%	-20%	
実質	12.5%	25.0%	1.111

数」を提示し、総務省CPIのデータを利用して作成した生活扶助相当CPIを総務省CPIと同列に「消費者物価指数」と位置付けているが、たとえば上藤(2020)は、「そもそも固定バスケット方式の否定の上に成り立つ生活扶助相当CPIは消費者物価指数ですらない」(上藤, 2020: 13)と指摘する。

生活扶助相当CPIが消費者物価指数であると主張できたとしても、国の主張する前提事実から生活保護世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」と結論づけるには、一般世帯の物価変動と生活保護世帯の物価変動を測定する指数値が一致していなければならない。2008~2011年の期間における生活扶助相当CPIの下落率は4.78%であり、同期間の総務省CPIの下落率(2.35%)から大きく乖離している。生活扶助相当CPIを用いたデフレ調整について、札幌地裁判決では、前掲の引用に以下の主張が続く(札幌地方裁判所, 2021: 50)。

「厚生労働大臣は、平成20年以降の物価の動きを把握するに当たり、総務省統計局が公表している総務省CPIの生活扶助による支出が想定される品目のデータを用い、平成20年から平成23年までの物価下落率(4.78%)を算定した。その上で、厚生労働大臣は、その統計上の数値が、平成20年以降の生活保護受給世帯の可処分所得の相対的、実質的な増加(基準の実質的な引上げ)による一般国民との不均衡を是正するのに相当なものと評価し、その数値分を減額する改定を行った。」

生活扶助相当CPIは、上藤(2014, 2017, 2020)や鈴木(2022a, b)で指摘されているように、作成方法等の観点から総務省CPIと同列に扱うことは不可能であり、指数値も全く異なる。国が主張するデフレ調整の根拠は、理論的に破綻している。

生活保護基準引下げ違憲訴訟は全国29都

道府県で争われているが、すべての地裁において「生活保護世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」という表現が使われているわけではない。しかし、各地裁によって表現に多少の違いが認められ、主張の中で重点が置かれる論点も異なるものの、国の主張の本質に差はない。たとえば、富山地裁において国が提出した「答弁書」では、「物価の動向を勘案した見直し」について次のとおり説明されている(「答弁書」: 43-44)。

「厚生労働大臣は、…(中略)…近年デフレ傾向が続いてきた中で生活扶助基準額が据え置かれてきたことに鑑み、実質的な購買力を維持しつつ、客観的な経済指標である消費者物価指数の動向を勘案して生活扶助基準を見直すこととした。

一般的に、可処分所得が変わらない状況において消費者物価指数が下がれば、実質的な購買力は上昇する。そうすると、消費者物価指数がマイナスとなっている中で…(中略)…、生活扶助基準額が据え置かれているということは、実質的に見れば、生活扶助基準の引上げと同視することができ、生活保護受給世帯の可処分所得が実質的に増加してきたといえる。…(中略)…このため、厚生労働大臣は、一般国民の生活実態との均衡を図るため、実質的な購買力を維持しつつ、社会保障・福祉分野で一般的に用いられる客観的な経済指標である物価(消費者物価指数)の動向を勘案して生活扶助基準額の見直しを行うこととしたものである。」

この答弁書では、生活保護世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」という表現は使用されていない。しかし、「一般国民の生活実態との均衡を図るため」に、デフレ調整を実施したことが明記されており、一般世帯と生活保護世帯の「相対的な不均衡の是正」を目的に、生活扶助相当CPIを具体的な「指

標」とした「デフレ調整」という手段によってこれを達成しようとしている。本稿で指摘する理論的不整合は、「相対的、実質的に増加した」という表現の有無にかかわらず、すべての裁判所における国の主張に共通する。

### 3. 生活保護世帯における可処分所得の相対的、実質的増加の条件

生活保護世帯における可処分所得が「相対的、実質的に増加した」ことが、「生活保護世帯の可処分所得の実質値が一般世帯の消費の実質値と比較して相対的に増加したこと」を意味するとすれば、国の主張には論理的な誤りがある。実質値で比較して生活保護世帯の可処分所得が一般世帯の消費に対して相対的に増加するか否かは、一般世帯と生活保護世帯それぞれの基準時と比較時の名目値、および物価指数の値による。本節では、生活保護世帯の可処分所得が一般世帯の消費に対して「実質値で見て相対的に増加した」と言える条件を詳細に検討する。

一般世帯を  $g$ 、生活保護世帯を  $l$ 、基準時を  $0$ 、比較時を  $t$ 、名目支出を  $NE$ 、実質支出を  $RE$ 、名目可処分所得を  $NDI$ 、実質可処分所得

を  $RDI$ 、デフレーター（物価指数）を  $D$  とすると、検討に用いる変数は表3のとおりである。生活保護基準は健康で文化的な最低限度の生活を具体化したものであり、基本的に全て支出されることが想定されているため、生活保護世帯では支出 = 可処分所得とする。なお、煩雑さを避けること、および以降の検討結果に影響しないことから、実質値に乗じる100は省略している。

ここでの検討の目的は、生活保護世帯の可処分所得が一般世帯の支出に対して、実質値で比較して相対的に増加しているか否かを判断することにある。そのためには、一般世帯の支出と生活保護世帯の可処分所得それぞれの「基準時から比較時にかけての変化率」、あるいは「基準時と比較時の比率」を実質値で比較すればよい。生活保護世帯における基準時に対する比較時の実質支出の比率が一般世帯のそれを上回っていればよいので、

$$\frac{RE_{gt}}{RE_{g0}} < \frac{RE_{lt}}{RE_{l0}} = \frac{RDI_{lt}}{RDI_{l0}} \quad (1)$$

が成立する条件を考えればよい。表3から、(1)式は

表3 変数の一覧

		一般世帯	生活保護世帯
基準時 (0)	名目	$NE_{g0}$	$NE_{l0} = NDI_{l0}$
	デフレーター	$D_{g0}$	$D_{l0}$
	実質	$RE_{g0} = \frac{NE_{g0}}{D_{g0}}$	$RE_{l0} = \frac{NE_{l0}}{D_{l0}}$ $RDI_{l0} = \frac{NDI_{l0}}{D_{l0}}$
比較時 (t)	名目	$NE_{gt}$	$NE_{lt} = NDI_{lt}$
	デフレーター	$D_{gt}$	$D_{lt}$
	実質	$RE_{gt} = \frac{NE_{gt}}{D_{gt}}$	$RE_{lt} = \frac{NE_{lt}}{D_{lt}}$ $RDI_{lt} = \frac{NDI_{lt}}{D_{lt}}$

$$\frac{\frac{NE_{gt}}{D_{gt}}}{\frac{NE_{g0}}{D_{g0}}} < \frac{\frac{NDI_{gt}}{D_{gt}}}{\frac{NDI_{g0}}{D_{g0}}} \quad (2)$$

となり、次式に整理できる<sup>5)</sup>。

$$\frac{NE_{gt}}{NE_{g0}} \cdot \frac{D_{g0}}{D_{gt}} < \frac{NDI_{gt}}{NDI_{g0}} \cdot \frac{D_{g0}}{D_{gt}} \quad (3)$$

ここで、生活扶助相当CPIの対象期間では生活扶助基準が据え置かれてきたので、 $NDI_{g0} = NDI_{gt}$ が成り立つ。したがって(3)式は次のとおりとなる。

$$\frac{NE_{gt}}{NE_{g0}} \cdot \frac{D_{g0}}{D_{gt}} < \frac{D_{g0}}{D_{gt}} \quad (4)$$

(4)式から明らかなように、生活保護世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」か否かの判断では、基準時と比較時の一般世帯の名目支出の比率、基準時と比較時の一般世帯のデフレーター比率、基準時と比較時の生活保護世帯のデフレーター比率、の3つの要素を考慮しなければならない。一般世帯の名目支出が減少し、一般世帯と生活保護世帯の物価が下落したとしても、これら3つの要素の値によっては(4)式が成立しない場合がある。ところが、前述のとおり、国が主張するデフレ調整の実施根拠はこれら3つの要素の値のすべてを考慮していない。札幌地裁判決では、「①一般世帯の消費水準の下落」、「②生活扶助基準の据置き」、「③物価の下落」の3点から、生活保護受給世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」ことを主張しており、一般世帯と生活保護世帯の物価の違いを考慮していない。

ここで、一般世帯の物価指数と生活保護世帯の物価指数を区別せずに、たとえば、いずれも総務省CPIを用いたとすると、 $(D_{g0}/D_{gt}) = (D_{l0}/D_{lt})$ であるから、(4)式は以下のとおりとなる。

$$\frac{NE_{gt}}{NE_{g0}} < 1 \quad (5)$$

一般世帯と生活保護世帯の直面する物価変

動を同一と見なす場合には、基準時から比較時にかけて一般世帯の名目支出が減少していれば、生活保護世帯の可処分所得が「相対的、実質的に増加した」と結論付けることができる。国が示すデフレ調整の根拠は、一般世帯と生活保護世帯の物価変動が等しいことを前提としない限り、常に成立するとはいえない。

#### 4. データを用いた成立条件の検証

一般世帯と生活保護世帯の物価変動が異なる場合でも、一般世帯の名目支出、一般世帯の物価指数、生活保護世帯の物価指数の値によって(4)式が成立するケースがある。国がデフレ調整の実施に先立ち、統計データを利用して(4)式の成立を確認した資料は筆者の知る限り存在しない。以下では、各種統計と生活扶助相当CPIに関わる試算値等を用いて、生活扶助相当CPIの対象となった2008～2011年において(4)式が成立していたか否かを確認する<sup>6)</sup>。

鈴木(2022b)で示された各種の試算値や、水準均衡方式において参照される民間最終消費支出の伸び率は変化率で示されている。名目支出の対基準時比増減率を $ne = (NE_t/NE_0) - 1$ 、デフレーター比率の対基準時比増減率を $d = (D_t/D_0) - 1$ とすると、(4)式は次式に変形できる。

$$(ne_g + 1) \left( \frac{1}{d_g + 1} \right) < \frac{1}{d_t + 1} \quad (6)$$

(6)式の各変数に以下のデータを利用して、(6)式が成立しているか否かを確認する。国は一般世帯の消費水準を測定する指標やデータを具体的に提示していないため、 $NE_g$ に用いるべきデータは特定されていない。本稿では、一般世帯の消費支出( $NE_g$ )として、水準均衡方式による生活扶助基準改定の基礎となる、「政府経済見通し」における「民間最終消費支出」の「対前年度比増減率」(表4)を用いる<sup>7)</sup>。一般世帯の物価指数( $D_g$ )には生活扶助相当CPIの算出に利用された総務省CPIと、民間最終消費支出に対応する民間最終消費支出デ



フレーター（年度）を用いる。生活保護世帯の物価指数には、鈴木（2022b）に示された各種試算値（本稿表5）を用いる。水準均衡方式による改定の基礎となる、「政府経済見通し」における「民間最終消費支出」の「対前年度比増減率」は、モデルによって算出された「見込み」である。2022年現在では実績値の利用が可能であること、生活扶助基準の引下げが2013年に事後的に行われたことの2点を考慮して、「実績」での検討も行う<sup>8)</sup>。

表4および表5の値を(6)式に代入し不等式が成立しているか否かを確認すると、表6のとおりとなる。表6の左端のアルファベッ

トは表5に対応し、「左辺」と「条件成立/不成立」の下にある「総CPI」、「民支D」は、一般世帯の物価指数として利用したものとして、それぞれ「総務省CPI」と「民間最終消費支出デフレーター」を表している。

表6から、生活扶助基準改定の基礎となる「政府経済見通し」における「民間最終消費支出」の「対前年度比増減率」について、一般世帯の物価指数を総務省CPIとした場合、「見通し」において(6)式が成立しないケースが確認できる。具体的には、社会保障生計調査（単身世帯）のウエイトを用いた指数、社会保障生計調査の2人以上世帯ウエイトを用い

表4 民間最終消費支出（名目）の対前年度比増減率（%）

	民間最終消費支出（名目）の対前年度比増減率		
	見込み	実績見込み	実績
2008年度	1.2	0.6	-1.8
2009年度	-0.6	-1.6	-2.3
2010年度	-0.2	0.4	-0.0
2011年度	0.2	-0.5	0.9
2009→2011年度変化率 <sup>9)</sup>	-0.60	-1.70	-1.42
2008→2011年度変化率（参考）	0.59	-1.11	-3.20

出所：内閣府（2008-2013）より作成。

表5 生活扶助相当CPIと各種試算値（%）

A	生活扶助相当CPI	-4.78
B	総務省CPI	-2.35
C	生活扶助相当接続CPI （品目を生活扶助相当品目に限定し、総務省CPIと同様の接続方式で算出した指数）	-2.26
D	第1五分位ウエイトによる指数の変化率	-1.95
E	第1十分位ウエイトによる指数の変化率	-1.78
F	社会保障生計調査ウエイトによる指数の変化率（2人以上世帯）	-1.83
G	社会保障生計調査ウエイトによる指数の変化率（単身世帯）	-1.27
H	Fisher指数による変化率（ウエイトは社会保障生計調査の2人以上世帯）	-1.53
I	Törnqvist指数による変化率（ウエイトは社会保障生計調査の2人以上世帯）	-1.33
J	民間最終消費支出デフレーター（年度）	-3.82

出所：鈴木（2022b）表3，および国民経済計算年次推計より作成。左端のアルファベットは識別のために付した。

表6 (6)式の成立/不成立の検証結果

		右辺	民間最終消費支出 (名目)「見通し」				民間最終消費支出 (名目)「実績」			
			2009→2011年度変化率 = -0.60%				2009→2011年度変化率 = -1.42%			
			左辺		条件成立 /不成立		左辺		条件成立 /不成立	
			総CPI	民支D	総CPI	民支D	総CPI	民支D	総CPI	民支D
A	-4.78	1.050	1.018	1.033	○	○	1.010	1.025	○	○
B	-2.35	1.024			○	×			○	×
C	-2.26	1.023			○	×			○	×
D	-1.95	1.020			○	×			○	×
E	-1.78	1.018			○	×			○	×
F	-1.83	1.019			○	×			○	×
G	-1.27	1.013			×	×			○	×
H	-1.53	1.016			×	×			○	×
I	-1.33	1.013			×	×			○	×
J	-3.82	1.040			○	○			○	○

たFisher指数による変化率，社会保障生計調査の2人以上世帯ウェイトを用いたTörnqvist指数による変化率，の3つである。「実績」では，民間最終消費支出の下落が「見通し」よりも大きく，(6)式はいずれの値を利用しても成立する。

一般世帯の物価指数として総務省CPIを，生活保護世帯の物価指数として生活扶助相当CPIを利用すると，生活扶助相当CPIの下落率が総務省CPIの下落率を上回るため，次式が成立する。

$$\frac{1}{d_g+1} < \frac{1}{d_l+1} \quad (7)$$

このとき，基準時から比較時にかけて一般世帯の消費が減少していれば，(6)式は成立する。しかし，鈴木(2022a, b)が指摘するように，生活扶助相当CPIは生活保護世帯の生計費の変動を測定するための指標として極めて不適切であり，したがって，デフレ調整に生活扶助相当CPIを用いることも極めて不適切

である。

一般世帯の物価指数を民間最終消費支出デフレーターとした場合，「見通し」，「実績」ともに多くのケースで(6)式が成立しない。

## 5. デフレ調整率の定量的検討

国はデフレ調整の目的を「一般国民との間の不均衡を是正する」とするのみで，何をもって「不均衡の是正」とするかを明らかにしていない。生活保護世帯の可処分所得が「相対的，実質的に増加した」ことが「実質値で見ると，相対的に増加した」ことであると解釈すると，「一般国民との間の不均衡の是正」は「一般世帯の消費と生活保護世帯の可処分所得の実質値の不均衡の是正」となる。

そこで本節では，デフレ調整の目的が「一般世帯の消費と生活保護世帯の可処分所得の変動を，実質値で見ると等しくすること」であると仮定する。これは，一般世帯の消費と生活保護世帯の可処分所得の変動を実質値で見

て「相対的な変化がない状態にすること」を意味する。以下では、この仮定の下での生活扶助基準の引下げ幅を試算する。

一般世帯の消費と生活保護世帯の可処分所得が、実質値で見て相対的に変化しないように生活扶助基準を改定するならば、求める変数は比較時における生活保護世帯の名目可処分所得、すなわち、表1における  $NDI_{it}$  である。相対的な変化が生じない状態は、(3)式の両辺が等しくなる状態、すなわち、次式が成り立つ状態である。

$$\frac{NE_{gt}}{NE_{g0}} \cdot \frac{D_{g0}}{D_{gt}} = \frac{NDI_{it}}{NDI_{i0}} \cdot \frac{D_{i0}}{D_{it}} \quad (8)$$

これを変形すると次のとおりとなる。

$$\frac{NDI_{it}}{NDI_{i0}} = \frac{NE_{gt}}{NE_{g0}} \cdot \frac{D_{it}}{D_{i0}} \cdot \frac{D_{g0}}{D_{gt}} \quad (9)$$

(9)式は、基準時と比較時の生活扶助基準の比率が、基準時と比較時の、「一般世帯の名目支出の比率」と「生活保護世帯の物価指数の比率」と「一般世帯の物価指数の比率」を乗じて算出されることを意味する。(9)式を、変化率を用いた形に変形すると次式のとおりである。

$$\frac{NDI_{it}}{NDI_{i0}} = (ne_g + 1) \left( \frac{d_i + 1}{d_g + 1} \right) \quad (10)$$

一般世帯の物価指数を総務省CPIとして、表4の民間最終消費支出の伸び率と表5の各種指数の試算値を(10)式に代入して  $(NDI_{it}/NDI_{i0})$  を求めると、表7のとおりである。同様に、一般世帯の物価指数を民間最終消費支出デフレーターとすると表8のとおりである。なお、比率とともに基準時から比較時にかけての生活扶助基準の変化率も併記している。

一般世帯の消費と生活保護世帯の可処分所得の変動を、実質値で見て等しくする生活扶助基準額の改定率は、表7、表8の「改定率」である。「改定率」は、生活保護世帯の物価指数がそれぞれA~Jであったと仮定した場

合について算出しており、これらの値はA~Jの「指数下落率」と異なる。「改定率」とデフレ調整に用いられた生活扶助相当CPIとの差は、「デフレ調整率との差」として「変化率 - (-4.78)」により算出している。「指数下落率との差」は、「変化率 - A~J」の指数下落率で算出している。

表7を見ると、「デフレ調整率との差」および「指数下落率との差」は、すべてのケースでプラスである。これは、一般世帯の消費と生活保護世帯の可処分所得の変動を実質値で見て等しくする生活扶助基準の改定率が、生活扶助相当CPIの下落率、およびA~Jの生活保護世帯の物価指数の下落率よりも小さいことを意味する。すなわち、生活扶助相当CPIの下落率、あるいは、A~Jにおける生活保護世帯の物価指数の下落率と同率で生活扶助基準を引き下げると、実質値では生活保護世帯の可処分所得が一般世帯の消費よりも相対的に減少することを意味する。換言すれば、生活扶助相当CPI、あるいはA~Jの物価指数と同率で生活扶助基準を引き下げた場合、実質値で見ると過剰な引下げとなる。

一般世帯の物価指数を民間最終消費支出デフレーターとした表8を見ると、「デフレ調整率との差」、「指数下落率との差」はいずれも表7より大きい。これは、一般世帯の物価下落率が総務省CPIと比較して大きくなることで、一般世帯の実質支出が表7のケースと比較して大きくなるからである。一般世帯の物価指数として民間最終消費支出デフレーターを用いると、生活扶助基準の引下げがより過剰となっていることを意味する。

国は、デフレ調整を「実質的な購買力を維持する水準」まで引き下げたものであると主張する。しかし、表7、表8から、「一般国民との間の不均衡の是正」という目的に鑑みれば、むしろ反対方向の不均衡(すなわち、実質値で見たときに、生活保護世帯の可処分所得が一般国民よりも低い状態)を生じさせる

表7 一般世帯のデフレーターに総務省CPIを用いた改定率

	民間最終消費支出(名目)「見通し」 2009→2011年度変化率 = -0.60%					民間最終消費支出(名目)「実績」 2009→2011年度変化率 = -1.42%			
	指数 下落率	比率	改定率	デフレ調整 率との差	指数下落率 との差	比率	改定率	デフレ調整 率との差	指数下落率 との差
A	-4.78	0.969	-3.07	1.71	1.71	0.961	-3.87	0.91	0.91
B	-2.35	0.994	-0.60	4.18	1.75	0.986	-1.42	3.36	0.93
C	-2.26	0.995	-0.51	4.27	1.75	0.987	-1.33	3.45	0.93
D	-1.95	0.998	-0.19	4.59	1.76	0.990	-1.02	3.76	0.93
E	-1.78	1.000	-0.02	4.76	1.76	0.992	-0.85	3.93	0.93
F	-1.83	0.999	-0.07	4.71	1.76	0.991	-0.90	3.88	0.93
G	-1.27	1.005	0.50	5.28	1.77	0.997	-0.33	4.45	0.94
H	-1.53	1.002	0.23	5.01	1.76	0.994	-0.59	4.19	0.94
I	-1.33	1.004	0.44	5.22	1.77	0.996	-0.39	4.39	0.94
J	-3.82	0.979	-2.10	2.68	1.72	0.971	-2.90	1.88	0.92

出所：(a0)式による筆者試算値。

表8 一般世帯のデフレーターに民間最終消費支出デフレーターを用いた改定率

	民間最終消費支出(名目)「見通し」 2009→2011年度変化率 = -0.60%					民間最終消費支出(名目)「実績」 2009→2011年度変化率 = -1.42%			
	指数 下落率	比率	改定率	デフレ調整 率との差	指数下落率 との差	比率	改定率	デフレ調整 率との差	指数下落率 との差
A	-4.78	0.984	-1.59	3.19	3.19	0.976	-2.40	2.38	2.38
B	-2.35	1.009	0.92	5.70	3.27	1.001	0.09	4.87	2.44
C	-2.26	1.010	1.01	5.79	3.27	1.002	0.18	4.96	2.44
D	-1.95	1.013	1.33	6.11	3.28	1.005	0.50	5.28	2.45
E	-1.78	1.015	1.51	6.29	3.29	1.007	0.67	5.45	2.45
F	-1.83	1.015	1.46	6.24	3.29	1.006	0.62	5.40	2.45
G	-1.27	1.020	2.03	6.81	3.30	1.012	1.19	5.97	2.46
H	-1.53	1.018	1.77	6.55	3.30	1.009	0.93	5.71	2.46
I	-1.33	1.020	1.97	6.75	3.30	1.011	1.13	5.91	2.46
J	-3.82	0.994	-0.60	4.18	3.22	0.986	-1.42	3.36	2.40

出所：(a0)式による筆者試算値。

ことになる<sup>10)</sup>。生活扶助相当CPIの値を利用する場合だけでなく、A~Jの指数値を利用する場合にも、その指数の下落率と同率で生活扶助基準を引き下げるとは生活扶助基準の「過剰な引下げ」になる。したがって、生活扶

助基準を物価指数の下落率と同率で引き下げることによって「実質値で見て一般世帯との間の不均衡を是正する」ことはできない。仮に、実質値で見た一般世帯と生活保護世帯の不均衡が大きく、その是正(生活扶助基準引

下げ)の上限を「実質的な購買力が維持される水準」とするのであれば、そこには一定の合理性が存在しうる。しかし、表7、表8は、一般世帯の消費と生活保護世帯の可処分所得の変動を実質値で見ても等しくする生活扶助基準の改定率が、A~Jの各ケースの物価指数の下落率を下回っていることを示しており、物価指数の下落率は生活扶助基準引下げの上限とはなり得ない。物価指数の下落率をもって「一般国民との間の不均衡の是正」をすることは、論理的にも、定量的にも成立しない。

**結語**

国が主張するデフレ調整の目的は、一般世帯の賃金や消費が下落し、デフレ傾向が続く中で生活扶助基準が据え置かれたことによる、

生活扶助基準の「相対的、実質的增加」という一般世帯と生活保護世帯の「不均衡の是正」である。その「不均衡」の具体的な指標は示されていないが、少なくともそれは名目値であって実質値ではない。国は、一般世帯の実質値と生活保護世帯の実質値の関係について一切言及していないからである。他方で、国が実施したのは、生活扶助相当CPIという独自の指標を用いたデフレ調整であった。名目値である生活扶助基準を物価変動率と同率で引き下げるという手段は、名目値の不均衡の是正にも、実質値の不均衡の是正にもなり得ない。また、国の主張する「実質的な購買力を維持する」水準が引下げの上限とされたわけでもない。本稿での検討を簡潔にまとめれば、図2のとおりとなる。

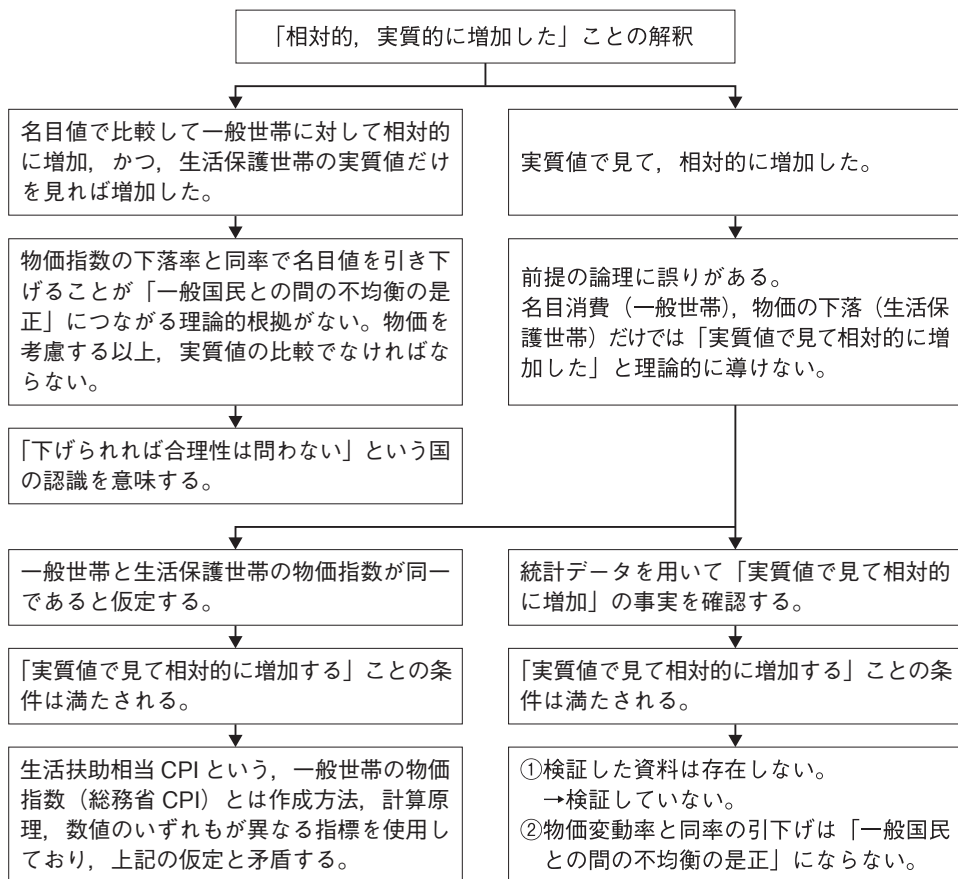


図2 デフレ調整の目的と手段に関する検討結果

生活扶助基準の「相対的、実質的增加」を「名目値の相対的增加と生活保護世帯の実質値の増加」と解釈すれば、国は実質値を不変とすることで名目値の不均衡を是正すると主張していることになり、明らかな論理的誤りがある(図2左上の論理構造)。「実質値で見て相対的に増加」と解釈すれば、前提となる条件が不十分であり、論理的に必要な条件を加えるとデフレ調整の方法がこの条件と矛盾し(図2右上から左下への論理構造)、また、実証的な裏付けもなく、不均衡の是正もできない(図2右上から右下への論理構造)。

一般世帯と生活保護世帯の不均衡の是正(目的)を、生活扶助相当CPI(指標)を用いたデフレ調整(手段)によって達成するという国の主張は、経済理論的に合理性がなく、論理的整合性もない。このことは、いわば「合理的であるか否かは問題ではなく、生活扶助基準を引き下げる口実であれば何でもよい」という国の姿勢を表すものである。生活扶助基準の引下げは、生活扶助相当CPIという指標それ自体の問題点だけでなく、その前提となる目的と手段においても極めて不適切なものであったと結論づけられる。

## 注

- 1) 生活保護基準は、法令上厚生労働大臣が定めるものとされており、厚生労働大臣の決定は政府の決定となる。ただし、本稿では「生活保護基準引下げ違憲訴訟」の判決における「被告国」の主張を検討対象としていることから「国」を主語として記述する。
- 2) 生活扶助基準は、夫婦1人の「3人世帯を基軸として」、それを「第1類費(食費、被服費等が相当)」、「第2類費(光熱水費、家具家事用品等が相当)」、年齢等に「展開」することで設定されている(厚生労働省社会・援護局保護課, 2011: 6-7)。「展開部分」の見直しは、生活保護世帯間の相対的な較差の検証と見直しである。
- 3) 生活保護世帯の名目値と実質値を「相対的に」比較することも可能であるが、国が主張する「一般国民との間の不均衡の是正」から、「相対的」が一般世帯と生活保護世帯との関係を示すことは明らかである。
- 4) 前者の解釈、すなわち、名目値での一般世帯に対する相対的增加と生活保護世帯における実質値の増加を意味すると解釈する場合、前述のとおり一般世帯の名目値と生活保護世帯の実質値の不均衡を是正することに論理的合理性は存在しないため、ここでの仮定にかかわらず論理的に導かれない。
- 5) 基準時から比較時にかけての変化率を用いた場合も(2)式に一致する。
- 6) デフレ調整の期首を2008年とする点も裁判で1つの争点となっているが、本稿の目的は生活扶助相当CPIを用いたデフレ調整の検証にあるため、同期間を対象とした。
- 7) 水準均衡方式は、1983年12月23日の中央社会福祉審議会による「生活扶助基準及び加算のあり方について(意見具申(昭和58年意見具申))」において、「当該年度に予想される国民の消費動向に対応する見地から、政府経済見通しの民間最終消費支出の伸びに準拠することが妥当である」とされている。
- 8) 表4の「実績」には、「国民経済計算年次推計」の値が用いられている。ただし、国民経済計算の年次推計は数度の改定が実施されるため、2022年現在の公表値と異なる。本稿では、内閣府(2008-2013)の値を利用する。
- 9) 表4の値は対前年度比増減率であり、デフレ調整は生活扶助相当CPIの2008年から2011年にかけての変化率であるから、これに対応した表4の期間は「2009→2011年度変化率」である。なお、国は2008年以降の物価の動向を考慮するためにデフレ調整を実施したと主張しているため、本来、「年度」の値を用いるべきであり、かつ「2007年度」を起点(表4の「参考」値)とすべきであるが、紙幅の都合によりこの点は別稿に譲る。
- 10) 「平成19年検証」において、生活扶助基準が一般低所得世帯と比較して高いと指摘されていた部分の差については考慮していない。

## 参考文献

文献〔7〕～〔14〕の2013年公表の厚労労働省関連資料については作成主体に若干の違いがあるものの、文献特定の煩雑さを避けるためa～hとして区別した。

- [1] ILO (2004), *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*, 日本統計協会訳『消費者物価指数マニュアル—理論と実践』日本統計協会, 2005年。
- [2] 阿部太郎 (2021)「生活扶助相当CPIに関する意見書」, 2021年9月11日付作成の意見書。
- [3] 上藤一郎 (2014)「厚生労働省の生活扶助相当CPIをめぐる一考察」, 『統計学』第106号, 経済統計学会。
- [4] 上藤一郎 (2017)「生活扶助相当CPIの理論的性質と政策課題に対する適用可能性」, 2017年5月15日付作成の意見書。
- [5] 上藤一郎 (2020)「生活扶助相当CPIの消費者物価指数としての適格性」, 2020年8月3日付作成の意見書。
- [6] 厚生労働省社会・援護局保護課 (2011)「生活保護基準の体系等について」, 第2回社会保障審議会生活保護基準部会, 資料3, 2011年5月24日。
- [7] 厚生労働省 (2013a)「生活保護基準部会報告書(案)」, 第12回社会保障審議会生活保護基準部会, 資料2, 2013年1月16日。
- [8] 厚生労働省 (2013b)「生活保護制度の見直しについて」。  
<https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002udvb-att/2r9852000002uf0t.pdf> (2023年3月25日最終アクセス)
- [9] 厚生労働省 (2013c)「生活保護制度の見直しについて」, 厚生労働省内部資料, 小久保哲郎弁護士による行政文書開示請求による開示資料。
- [10] 厚生労働省社会保障審議会生活保護基準部会 (2013d)「社会保障審議会生活保護基準部会報告書」, 2013年1月18日。
- [11] 厚生労働省社会・援護局 (2013e)「2013年1月16日第12回社会保障審議会生活保護基準部会議事録」。
- [12] 厚生労働省社会・援護局 (2013f)「生活保護制度の概要等について」, 第14回社会保障審議会生活保護基準部会, 資料2, 2013年10月4日。
- [13] 厚生労働省社会・援護局 (2013g)「全国厚生労働関係部局長会議(厚生分科会)資料」, 全国厚生労働関係部局長会議, 詳細資料, 2013年2月19日。
- [14] 厚生労働省社会・援護局 (2013h)「全国厚生労働関係部局長会議(厚生分科会)資料」, 全国厚生労働関係部局長会議, プレゼン資料1, 2013年2月19日。
- [15] 厚生労働省 (2017)「生活扶助基準の毎年の改定方法等について」, 第34回社会保障審議会生活保護基準部会, 資料4, 2017年11月30日。
- [16] 古賀麻衣子 (2021)「生活扶助相当CPIの算出方法に関する見解」, 2021年9月10日付作成の意見書。
- [17] 鈴木雄大 (2018)『消費者物価指数の課題と方法—物価変動・生計費変動とその利用—』, 創成社。
- [18] 鈴木雄大 (2022a)「生活扶助相当CPIで生活保護世帯の可処分所得の実質的変動を適切に測定することは到底不可能」, 『賃金と社会保障』第1799号, 旬報社。
- [19] 鈴木雄大 (2022b)「生計費測定指標としての生活扶助相当CPIの理論的問題点」, 『北海学園大学経済論集』第70巻第3号, 北海学園大学経済学会。
- [20] 札幌地方裁判所 (2021)「生活保護引下げ処分取消請求事件」判決, 2021年3月29日。
- [21] 富山地裁生活保護基準引下げ違憲処分取消等請求事件において2015年6月15日付で国が提出した「答弁書」。
- [22] 内閣府 (2008-2013)「経済見通しと経済財政運営の基本的態度」(平成20年度～平成25年度)。

# Theoretical Inconsistency between Purpose and Means in Deflation Adjustment : Problems in Reducing Livelihood Protection Standard by “Seikatsufujosoutou” CPI

Takahiro SUZUKI\*

## Summary

The Japanese government lowered the welfare standards in 2013 to correct the imbalance between the households on welfare and the general households. It adopted a means called deflation adjustment.

When the government considers price fluctuation through deflation adjustment, the target of the correction must not be nominal value but real value. While the target is real value in the disposable income of the households on welfare, the target is unclear in that of the general households. The government cannot correct the imbalance in real value by lowering the welfare standards at the same percentage with the decline rate of the “Seikatsufujosoutou” CPI. Even when the government measures price fluctuation of the households on welfare by a price index other than the “Seikatsufujosoutou” CPI, the range of lowering of the welfare standards does not agree with the decline rate of the price index. Deflation adjustment has a theoretical inconsistency between the purpose and the means.

## Key Words

Consumer Price Index, “Seikatsufujosoutou” CPI, Deflation Adjustment, Lawsuit for Unconstitutional Lowering of Livelihood Protection Standard

---

\* Faculty of Economics, Hokkai-Gakuen University  
e-mail : tsuzuki@hgu.jp



## 佐藤正広 編著 『近代日本統計史』

（晃洋書房，京都，2020年）

安元 稔\*

本書は広義の「統計史」を専攻する6名の研究者が近代日本における統計学・統計制度の歴史的軌跡を辿り、今日のわが国統計制度がかかえる諸問題を照射した労作である。編集意図を叙述した「はしがき」に加えて、本書は2部から構成され、各部はそれぞれ5章、7章計12章からなる個別論文を含んでいる。以下、各章の論題と執筆者を記し、簡単に内容を紹介しておこう。

### 第I部 「統計学と統計行政の担い手」

第I部の課題は、明治期に導入された統計学説の担い手と統計作成に携わった人々の活動を明らかにすることである。

### 第1章 「杉亨二と統計 一維新を生きた蘭学者一」（佐藤正広）

日本における統計の開祖といわれる杉亨二は、幕藩体制の崩壊から明治中央集権国家形成の時代を生き、若き日に蘭学の諸分野（医学・歴史学・政治学・物理学・地理学・軍事学）を渉猟した。しかし、国家の動静を把握する手段である国家科学としての統計学に行き着き、社会認識の道具として統計学の習得と活用に邁進した。この章では、書誌学的分析に基づいて、杉の発表論文が克明に分析さ

れ、統計学へ到達する学問的足跡が明らかにされている。

### 第2章 「杉亨二とハウスホッファーの『統計学教程』（上藤一郎）

ドイツの経済学者であり、統計学者であったハウスホッファー（M. Haushofer）が1872年に公刊した『統計学教程』（*Lehr- und Handbuch der Statistik, Wien, 1872*）を素材として、学説の統計学史上の位置と杉亨二への影響を探ることがこの章の目的である。基本的には効率的な国家運営を目的とする国家統治の学問（国家科学）であったが、社会科学としての側面をも内包するハウスホッファーの統計学が杉をはじめとする黎明期のわが国の統計学者にどのように受け入れられ、第1回国勢調査実現への礎石となったのかが分析されている。

発生史的に統計学を見た場合、杉が強い影響を受けたハウスホッファーの統計学には国家科学と社会法則を数量的に追究する社会科学としてのそれとが未分化のまま併存していた。高野岩三郎はハウスホッファー統計学における国家科学と社会科学の混淆を批判したが、近代国家形成を第一義的な目標とする杉をはじめとするわが国の統計家たちにとって、国家科学としての統計学は力強い知的拠り所であった。国状把握の手段としての統計学が本領を発揮する領域は人口統計であり、国勢調査の実現がその到達点であった。

\* 駒澤大学名誉教授

e-mail : yasumoto@komazawa-u.ac.jp

### 第3章 「第1回国勢調査と日本の統計学」 (上藤一郎)

第3章では、執筆者上藤一郎氏の定義による「統計学の数学化」という1900年前後の国際的な研究動向の中で、亀田豊治朗の第1回国勢調査を対象とする抽出集計の試みが考察されている。ドイツにおいて支配的であった国家科学としての統計学が次第に社会科学としての統計学へと発展し、「統計学の数学化」の到達点として数理統計学が登場してくる学問的な状況と亀田による抽出法の意義およびその後のわが国統計学への影響が展望されている。ドイツ統計学の伝統であった全数調査から標本抽出による推計調査への脱皮の一階梯に関する分析である。

亀田が標本抽出に着手する契機となったのは、1923年の関東大震災によって第1回国勢調査の集計作業日程に遅れが生じ、可能な限り速やかに結果を入手する手段として個票の抽出集計が要請されたからである。それが可能であったのは、亀田が生命保険を管掌する行政機関に身を置き、保険数学と確率論を習得していたからであった。亀田の抽出理論と集計結果は、第2次大戦後のわが国における統計調査に標本調査法を導入する重要なきっかけとなった。尚、亀田による標本抽出法については、第Ⅱ部第11章にも言及がある。

### 第4章 「統計家としての柳澤保恵」 (小林良行)

この章の目的は、柳澤保恵が1913年に設立した柳澤統計研究所の活動がわが国官庁統計の発展に及ぼした影響および第2次大戦後の統計法(1947年)、新統計法(2007年)によって形成された制度を検討することである。柳澤は、受託によって統計調査の設計・製表・統計材料の提供を事業の一つとする柳澤統計研究所を設立した。民間の側から国・地方自治体の統計能力向上を支え、公設統計機関の補助という任務を果たそうとしたのである。

研究所の資金は、柳澤の個人資産と寄付からなっていた。作成された統計は市勢調査・職業調査・人口(市町村別人口)、華族静態・動態調査、民勢調査(例えば、臨時台湾戸口調査)等を含むものであった。研究所はまた講演会を開催し、統計知識の普及と人的交流支援を実現している。わが国統計史上におけるこの研究所の功績は、調査票の二次的利用・秘密保護主義の導入・各種行政記録の利用をはじめ、第2次大戦後の統計法に盛られた諸概念の淵源となった点である。

### 第5章 「川島孝彦 一人物像と統計」 (佐藤正広)

第2次大戦中に官庁統計業務の頂点に立つ内閣統計局長であった川島孝彦が、「統計学の数学化」という状況の下で本格的に統計学を学び、数理統計学へと連なる学問的潮流の中に身を置いたという事実はわが国における統計制度の在り方に少なからぬ意味を持っている。統計局在任中の川島は、分散型統計システムの効率の低さを批判し、中央統計庁による統計業務の中央集中を模索した。この川島の構想を体現したのが昭和17(1942)年の「中央統計庁」設置とその権限を担保した「統計法案」であった。

川島がソヴィエト・ロシアの統計制度に強い関心を持っていたという事実は興味深い。中央統計庁構想を抱く川島らしく、計画経済の司令塔であるゴスプラン(ソ連国家計画委員会)による情報中央統制を範としようとしたとも考えられる。自身の構想を実現するために川島は地方行政機関の統計責任者による「統計主任会議」を組織し、道府県・市町村統計担当者との人的つながりを重視し、「統計ネットワーク」の形成に取り組んだ。

川島の「統計機構改革」の内容は、中央監督官庁間の統計一元化(重複調査の排除)、地方統計組織の改革、道府県庁統計課への調査の一元化と統計編成であった。統計システムの

集中型への再編は、第2次大戦直後の「統計制度改善に関する緊急処置要綱」が分散型統計システムを採用した結果、挫折した。尚、川島孝彦が残した資料は、編著者の尽力によって一橋大学社会科学統計情報研究センター「近代統計発達史文庫」の一部として所蔵されている。

## 第Ⅱ部 「公的統計の作成」

第Ⅱ部の7つの論稿は統計作成における制度設計、調査現場における運用、調査対象の受容の仕方と回答をそれぞれ論じたものである。

### 第6章 「明治前期における公的統計の調査環境と地方行政」(佐藤正広)

日本の統計調査システムは初発から分散型であり、中央の各官庁が自己の管轄下の事象についてそれぞれ地方官庁に調査を命ずる方式をとっていた。このシステムに随伴する問題は、重複調査であり、回答側の負担を顧慮しない過重な押し付けであった。こうした要因が生じた淵源を地方制度形成揺籃期(地方三新法期)における統計調査の調査環境から掘り起こし、統計制度を通じて見た近代国家形成の具体像を提示することがこの章の目的である。

各地の人口・農産・商業・漁業・工業・学事・衛生・犯罪に関する統計作成の実態を調査すべく1884年に世良太一によって提出された「統計院書記官巡廻紀事」にあらわれた地方末端行政組織の未整備、不統一、統計実査担当者である戸長の質と繁忙、調査に関する無知、中央と地方の合理的な関係の欠如に改めて驚かされる。行政機構の未整備に起因する統計数値の精度の低さは否定できない事実であったが、学事に関する統計の精度が高かったという指摘は重要である。近代日本が教育を重視していた一つの証左であろう。

### 第7章 「戸籍人口統計の調査主義と国勢調査の開始」(廣嶋清志)

通常われわれが利用する統計数値は、届出による登録記録と特定の機関が情報収集を目的に実施する調査という二つの原理的に異なった記録が交錯して作成されている。執筆者の基本的立場は、戸口調査(戸籍簿)が登録と調査の融合であるとするものである。この章では、従来型の人口センサス実施に伴う困難を回避するために最近一部の国で検討され始めた住民登録資料から人口統計を作成する動きを視野に置き、明治期の戸籍と人口センサス実施への過程が検討されている。

この章の分析のうち、「戸籍簿には世帯状態と職業のような別途届出か調査が定期的に必要な事項が含まれているのであり、届出方式だけでなく現状の定期的な調査を前提としている」、「戸籍人口と現住人口(現在人口)との乖離を是正する契機の一つとなったのが、緊急性を要する衛生行政の対象人口捕捉の動きであった」とする指摘は注目すべきである。

### 第8章 「明治31年内閣訓令第1号乙号と調査票情報」(森博美)

統計調査対象へ接近する方法には表式調査と個票調査の2種類がある。前者が既存統計資料等からの書き上げ結果の集計方式であるのに対して、後者は統計単位の個体情報を直接収集する方法である。この章の課題は、人口動態情報把握手段としての表式調査から個票調査への転換が持つ統計史上の意義を明治4(1871)年「府藩県一般戸籍ノ法」から明治31(1898)年「戸籍法」制定、更に1920年第1回国勢調査に至る間の統計作成の実態を追うことによって明らかにすることである。

明治4年以来「戸籍法」制定に至るまで、実査による戸籍人口更新は行われなかった。この間、動態・静態統計は、戸長(戸数・人数・出生・死亡・移動数)→区長(戸籍表・職別表)→道府県庁(戸口調査から出生・死亡・

出入数を勘案した戸籍表作成) → 戸籍事務所管省庁(民籍戸口表作成) → 内閣統計課(内務省報告からの静態統計(本籍人口)作成)という系統で作成されていた。国勢調査という調査個票による人口統計資料の直接収集が実現していなかった当時、静態統計の把握は戸籍簿とその修正値に依存せざるを得なかったのである。

明治31(1898)年「戸籍法」制定に伴う内閣訓令第1号甲号(人口静態)・乙号(人口動態)発令によって、人口動態情報収集の方法は地方当局による統計表への書き上げ(表式調査に基づく地方分査)から届出登録情報(個票調査)の中央集査へと変化した。小票(単名票)を原情報とする人口動態事象の下部行政機関から中央への情報収集方式の転換である。他方、静態人口情報収集の方法は依然として戸籍簿を原資料とするものであり、本籍人口に寄留情報から得られる出入人口を加除し、5年ごとに実計するというものであった。

「戸籍法」から第1回国勢調査実施に至るまでのわが国における人口統計は、表式調査によって把握された戸籍簿という静態統計を原情報として、個票調査に基づいて獲得した動態統計情報を用いて5年ごとに補正して作成されるという独自の道を歩いたのである。個票を原情報とする動態統計作成への転換は、統計数値精度の向上と動態事象の要因分析への可能性をはらむものであった。

## 第9章 「農業生産統計における表式調査の展開 一府県物産表から昭和15年農林統計改正まで一」(森博美)

調査統計の分野では個票方式の定着後も政府業務統計等において表式調査は行われているが、最終的な集計結果に対する事後の検証可能性・展開可能性・二次的利用という点において、方法上の優位性は明らかに個票調査にある。

わが国における最初の生産統計は、明治3(1870)年に実施された30品目の農工生産物を対象とした「物産表」報告徴集であり、調査方式は府県から中央省庁へ集計値の形で報告される表式調査であった。以後、表式調査に基づく生産統計は幾つかの節目を経験した。所管官庁の度重なる変化、農工生産物から農産物への調査対象の限定、品目別収穫高・生産高調査・金額調査から所有形態別田畑面積・耕作等の用途別牛馬数といった農産物品生産の投入面捕捉への変化、工場票という表式とは異なる個票様式の調査票の一部導入等である。

特に重要なのは、明治35(1902)年以降政府による農会育成方針の下で農事統計は農会、農業生産統計は農商務省(農林省)と別組織系統によって統計が作成されるようになったことである。以後、農家の経営統計ではなく生産高統計に関心が集中した。

農事統計調査に個票方式を導入することによって情報の精度向上を図ろうとする試みも失敗し、昭和15(1940)年の農林統計改正により農産物統計制度は根本的な見直しを迫られることになった。明治3年の「物産表」報告から70年余を経て、属地的表式調査から個々の農業従事者を対象とする調査へ、属人的な個票調査への転換に伴い、生産高統計(農商務省)と農事統計(農会)の農林省統計への一本化が実現した。

## 第10章 「明治期における個票による農村実態の統計的把握の試み 一余土村是調査における下調べ個票様式をめぐって一」(森博美)

前章で分析された表式調査による農業生産・農事統計が官庁統計であったのに対して、ほぼ同じ時期に政府以外において、個々の農家世帯を対象とする個票方式によって農業生産高・その他を調査する試みがあった。明治30年代から昭和初期に展開した町村是運動

に伴い実施された町村是調査である。この章では、幾つか残存している町村是調査記録のうち都市近郊農村である愛媛県温泉郡余土村のそれを取り上げ、村長森恒太郎の事績・村政と彼が明治32・33(1899・1900)年から明治40(1907)年にかけて実施した余土村是調査の内容が紹介されている。

明治33(1900)年の村是調査の集計項目には、土地・戸口・財産・負債・教育・衛生・公費・生産・商業・労力・利息・村外・生活・耕費・負担・欠損・収支が含まれている。調査項目は多岐にわたり、明治後半の農村における農工業生産・人口・労働力・土地所有・階層・生活水準・公衆衛生をはじめ社会経済史分析の対象として豊かな鉱脈を提供するものである。これらの数値は一部は既存統計資料から集計されているが、大部分は村民から聞き取りによって得られた個別情報から集計・加工されたものである。調査情報の源泉である個票(小票)の所在は、この章の執筆者である森博美氏によって平成25(2013)年に発見・確認された。世帯個票の5つの様式と村是調査の表紙が章末に掲載されている。

### 第11章 「失業に関する統計調査の転換と継承」(山口幸三)

重要な経済指標の一つである就業や失業を調査する方法として、第2次大戦後に広く採用されるに至った調査時点に仕事をしたか否かを基準とする「労働力方式」(current activity)と戦前のわが国で採用されていた長期間の就業・不就業を調査する「有業者方式」(usual activity)とがある。いずれの方式が特定の国における就業状態をよりの確に捕捉し得るかはにわかには断じがたい。失業の定義・要件、労働市場の特質、調査目的が多様であり、就業状態調査には他の統計調査とは異なる困難な課題がある。

第1次大戦後に深刻化した失業問題解決のための国際的な連携が各国の失業統計収集方

法にいかなる影響を与え、戦後の労働力方式の採用に至ったのかを探ったのが第11章である。わが国における最初の本格的な失業調査である内閣統計局による1926年の「失業統計調査」、1930年第3回国勢調査の一部として組み入れられた失業調査、1932年の「失業者生活状態調査」等の意義と限界が検討されている。次いで戦後の連合国総司令部(GHQ)による「労働力調査」、「労働力調査臨時調査」、「臨時国勢調査」の目的と調査実態が詳述されている。

### 第12章 「両大戦間期における公的統計の信頼性 —統計編成業務の諸問題とデータの精度について—」 (佐藤正広)

前述の川島孝彦が残した資料を用いて両大戦間期における政府統計を取り上げ、実地調査に関する申告者の理解度・調査員の資質・質問の仕方から生じる錯誤、統計数値の精度を損なう編成業務上の欠陥を解明し、公開統計資料を利用する際の注意点を指摘することがこの章の目的である。

中央省庁から訓令あるいは照会という形で統計調査・作成を命じられた地方官庁が正確な統計情報の提供を担保する条件として、統計調査に対する国庫の予算措置、統計編成業務の一元化、身分・給与を保証された統計専門家の配属、調査統計に対する法的根拠の整備を要請した背景には統計作成現場における制度的な矛盾が存在していたのである。

以上概観した各論文に共通する特色と本書の意義について述べておかなければならない。本書の根底には、統計学説・統計制度の歴史研究にこれまで支配的であった見方に加えて、編著者の年来の持論である統計学説の担い手としての人間集団(「統計集団」・「専門家集団」)、「統計コミュニティ」への注視がある。第I部における杉亨二・亀田豊治朗・柳澤保恵・川島孝彦あるいは第II部第6章における

世良太一，第8章における花房直三郎，関三吉郎，高橋二郎等に関する分析はそうした視角からなされたものである。

幕藩体制崩壊後日まだ浅い時期に，統計先進国であったドイツをはじめとするヨーロッパ諸国に伍して全国を対象に精度の高い統計数値を収集するためには，設計・実施・集計・公表に当たる専門家集団を構成する人材の育成が不可欠であった。こうした統計集団が，中央と地方，地方相互間に広範なネットワークを構築し，相互にそれを繋ぐ統計コミュニティが醸成されることが是非とも必要であった。近代日本における統計制度の歴史的軌跡を辿る際に，制度を支える生身の人間とその人的関係に注目するという視点は正鵠を射ていると思われる。

本書出版の動機の一つは，数年前に起きた省庁による統計データの書き換え，二重計上に端を発する「統計不信問題」に対する問題提起と危機感共有の要請である。近代統計制度形成の黎明期における専門家集団の理念と資質，統計機構が内包する諸問題を明らかにすることによって，現代日本における統計の在り方を考える手がかりを提供しようとする真摯な意図を本書から読み取ることができる。

最後に，今後詳しく解明していただきたい点を一つだけ挙げておこう。第2次大戦直後

に閣議決定された「統計制度改善に関する緊急処置要綱」が中央統計庁による集中型統計システムではなく，各中央官庁がそれぞれ必要に応じて独自に調査を行う分散型統計システムを想定したものになった具体的な背景である。統計設計・実施を巡る諸利害の対立とわが国近・現代の統計制度に内在する問題を究明し，「統計不信問題」解決の糸口を示唆していただければ幸いである。

この点で参考になるのは，古典派経済学者の一人，ジョン・スチュワート・ミルが最適な情報収集について述べた次のような言説である。「中央当局の主要な責務は指示を与えることであり，地方当局の責務はそれを適用することである。執行は地方に委ねても構わないが，知識・情報は中央が掌握してはじめて最も有益に利用され得るのである。他の場所に存在している不完全で潤色された知識が完全なものとなり，純化されるに必要な機構が存在する中心，つまり分散した全ての光線が一点に集中する焦点がどこかになければならない」(J.S. Mill, *Considerations on Representative Government*, Second Edition, 1861, London, Parker, Son and Bourn, p.290) とする彼の提言は，現代における統計制度の在り方についてもなお示唆に富むものである。

**支部だより**  
(2022年4月～2023年3月)

## 北海道支部

下記の通り、支部研究会が開催されました。

日時：2022年11月26日(土) 14：00～17：00

場所：北海学園大学豊平キャンパス7号館5階・D507教室

報告：

1. 鈴木雄大（北海学園大学経済学部）  
デフレ調整における目的と手段との理論的不整合  
— 生活扶助相当CPIによる生活扶助基準引下げの検討
2. 大澤理沙（釧路公立大学）  
地域在住高齢者の社会参加の類型化 — 活動への参加と参加意向に着目して

(水野谷武志 記)

## 東北・関東支部

下記の通り、支部例会が開催されました。

4月例会（オンライン開催）

日時：2022年4月2日(土) 13：30～17：00

報告：

1. 高山和夫会員（埼玉大学大学院）  
わが国における産業連関表の歴史的展開（仮）
2. 則竹悟宇会員（立教大学大学院）  
GDPにおける2008SNA加工貿易の導入に向けた検討  
— 拡張供給使用表を活用して —

6月例会・支部総会（対面/オンラインのハイブリッド開催）

日時：2022年6月4日(土) 13：30～17：00

場所：グランシップ（静岡県コンベンションアーツセンター）9F：903会議室

支部会員総会（対面限定）

報告：

1. 萩野 覚会員（内閣府）  
グローバル化の統計的把握
2. 櫻本 健会員（立教大学）

データの価値・フロー

7月例会（オンライン開催）

日時：2022年7月2日（土）13：30～15：00

報告：

1. 川本 晃大会員（早稲田大学大学院情報理工学研究科）・坂本大樹会員（東京大学大学院情報理工学系研究科）  
重力モデルによる若年層の大都市から地方への移動要因の解明

12月例会（対面/オンラインのハイブリッド開催）

日時：2022年12月3日（土）13：30～15：00

場所：立教大学池袋キャンパス12号館2階会議室

報告：

1. 貫名貴洋会員（国士館大学政経学部准教授）・王 嘉琨氏（非会員・国士館大学大学院経済学研究科修士課程）  
日本における少子高齢化による経済への影響

1月例会（対面/オンラインのハイブリッド開催）

日時：2023年1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. 城 宏樹会員（法政大学大学院経済学研究科）  
飲食業ウェブデータの利活用におけるデータクレンジング手法の開発：コロナ禍が  
都内飲食店の退出に与えた影響
2. 鈴木雄大会員（北海学園大学）  
デフレ調整における目的と手段の理論的不整合  
—生活扶助相当CPIによる生活保護基準引下げの問題点—

（上藤一郎 記）

## 関西支部

下記のとおり、支部例会が開催されました。

日時：2022年4月23日（土）14：00～17：00

場所：リモート形式

報告：

1. 小田昌希（ルイ・パストゥール医学研究センター 医農食情報環境連携研究室）  
農地集積・資源保護に果たす集落営農の役割とその経営効率性に関する研究



日時：2022年6月18日(土) 13:00～17:00

場所：阪南大学あべのハルカスキャンパス

報告：

1. 芦谷恒憲（兵庫県企画部統計課，兵庫県立大学），長谷川晋一（新潟市），大井達雄（立正大学）  
『まちづくりの統計学』の活用法
2. 張 忠任（島根県立大学）  
産業連関分析における価格波及モデルの一般化と統一化について

日時：2022年7月16日(土) 13:00～17:00

場所：リモート形式

報告：

1. 西内亜紀（（公財）統計情報研究開発センター），新井郁子（（公財）統計情報研究開発センター），草薙信照（大阪経済大学）  
関西国際空港と中部国際空港の立地がもたらした人口構造の変化  
— 地域メッシュ統計による昼間人口及び昼夜間人口比率の分析 —
2. 小川雅弘（大阪経済大学）  
国民経済計算および産業連関表における政府個別消費

日時：2022年12月17日(土) 15:00～17:00

場所：リモート形式

報告：

1. 田中 力（立命館大学）  
吉田忠会員の統計学について

(村上雅俊 記)

## 九州支部

今年度の九州支部例会は，報告希望者不在のため開催されなかった。

(松川太一郎 記)